

Desigualdad e informalidad

Un análisis de
cinco experiencias
latinoamericanas

VERÓNICA AMARANTE
RODRIGO ARIM

Editores

Desarrollo social



NACIONES UNIDAS

CEPAL



MINISTERIO DE
ASUNTOS EXTERIORES DE NORUEGA

Desigualdad e informalidad

Un análisis de cinco experiencias latinoamericanas

Verónica Amarante

Rodrigo Arim

Editores



NACIONES UNIDAS



MINISTERIO DE
ASUNTOS EXTERIORES DE NORUEGA

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
Santiago de Chile, marzo de 2015

Libros de la CEPAL

133

Alicia Bárcena

Secretaria Ejecutiva

Antonio Prado

Secretario Ejecutivo Adjunto

Nieves Rico

Oficial a Cargo de la División de Desarrollo Social

Ricardo Pérez

Director de la División de Publicaciones y Servicios Web

Esta publicación fue coordinada por Verónica Amarante, Directora de la Oficina de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) en Montevideo, en el marco del convenio de cooperación entre la CEPAL y el Ministerio de Relaciones Exteriores de Noruega.

Las opiniones expresadas en este libro son de exclusiva responsabilidad de sus autores y pueden no coincidir con las de la Organización.

Los anexos del presente documento figuran en el siguiente enlace:

http://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/37856/S1500021_es.pdf

Diseño de portada: Marcela Veas y Paula Alvarez / nu2

Publicación de las Naciones Unidas

ISBN: 978-92-1-121882-4 (versión impresa y pdf)

ISBN: 978-92-1-057212-5 (versión ePub)

Nº de venta: S.15.II.G.7

LC/G.2637-P

Copyright © Naciones Unidas, 2015

Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

S.15-00021

Esta publicación debe citarse como: Amarante, Verónica y Arim, Rodrigo (eds.), *Desigualdad e informalidad: un análisis de cinco experiencias latinoamericanas*, Libros de la CEPAL, N° 133 (LC/G.2637-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), 2015.

La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N.Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

Índice

Prólogo.....	13
Introducción.....	15
Capítulo I	
Desigualdad de las remuneraciones e informalidad: breve revisión de la literatura y marco analítico	
<i>Rodrigo Arim y Verónica Amarante</i>	19
Introducción	19
A. La relación entre la desigualdad y la informalidad	20
B. Desigualdad e informalidad: un modelo básico.....	24
C. Comentarios finales	33
Bibliografía.....	35
Capítulo II	
Protección social y afiliación a los sistemas de pensiones en América Latina	
<i>Verónica Amarante y Ana Sojo</i>	37
A. La protección social: un concepto en evolución	38
1. Protección social: cambios en los enfoques y en el discurso.....	39
2. Mercado laboral, sistema de seguridad social y evasión contributiva.....	43
B. Determinantes de la afiliación a los sistemas de pensiones de los asalariados del sector privado.....	45
1. El modelo y los datos	46
2. Principales resultados	49

C. Comentarios finales	54
Bibliografía.....	56
Capítulo III	
Enfoque metodológico para el análisis del impacto distributivo de la formalización laboral	
<i>Rodrigo Arim</i>	59
Introducción	59
A. Métodos de descomposición	60
1. Descomposición agregada.....	63
2. Descomposición detallada	68
B. Principales métodos de descomposición detallada.....	70
1. Descomposición de la media: Oaxaca-Blinder	70
2. Métodos basados en la imputación de los residuos	72
3. Métodos de reponderación	75
4. Combinación del método de reponderación y de regresión	77
C. Metodología para la modelización en los estudios nacionales	79
Bibliografía.....	87
Capítulo IV	
Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso de la Argentina	
<i>Luis Beccaria, Roxana Maurizio y Gustavo Vázquez</i>	89
Introducción	89
A. Fuentes de información	91
B. Estudios previos sobre la desigualdad salarial y sus determinantes en la Argentina	91
C. La economía y el mercado de trabajo en la primera década del siglo XXI	93
1. Contexto macroeconómico y evolución de las principales variables del mercado de trabajo.....	93
2. Evolución de la informalidad laboral entre los diferentes grupos ocupacionales	100
3. Políticas tendientes a la formalización laboral	102
D. Evolución de la desigualdad salarial.....	109
E. Estimación de los impactos distributivos del proceso de formalización laboral	111
1. Cambios en la composición del empleo asalariado.....	112
2. Influencia de la formalidad y de otros atributos en los indicadores distributivos.....	114
3. Resultados econométricos	116
F. Comentarios finales	125
Bibliografía.....	127

Capítulo V

Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso del Brasil

<i>Javier Alejo, Guillermo Cruces y Cecilia Parada</i>	129
Introducción	129
A. Breve revisión de la literatura sobre desigualdad salarial y sus determinantes en el Brasil	131
B. Fuentes de información.....	133
C. La economía y el mercado de trabajo en la década de 2000... 135	
1. Contexto macroeconómico y evolución de las principales variables del mercado de trabajo	135
2. Evolución de la informalidad laboral por grupos ocupacionales.....	138
3. Políticas tendientes a la formalización laboral.....	141
D. Evolución de la desigualdad salarial.....	146
E. Estimación de los impactos distributivos del proceso de formalización laboral.....	151
1. Descomposición agregada de la desigualdad salarial	152
2. Descomposición desagregada por atributos.....	155
F. Comentarios finales	160
Bibliografía.....	162

Capítulo VI

Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso de Chile

<i>Ninco Figueroa y Álvaro Fuentes</i>	163
Introducción	163
A. Estudios previos sobre desigualdad salarial y sus determinantes en Chile.....	165
B. Evolución de la economía y el mercado de trabajo en Chile, 2000-2011	166
1. Evolución de la economía en Chile, 2000-2011	166
2. Evolución del mercado de trabajo en Chile, 2000-2011	168
C. La informalidad en el contexto del mercado laboral chileno.....	171
D. La experiencia reciente en las políticas de formalización en Chile.....	177
1. Incentivos explícitos a la formalización	177
2. Mayor información, mayor cotización	180
3. La fiscalización como medida para el aumento de la formalización	180
E. Evolución de la desigualdad en el mercado laboral chileno.....	182
1. Evolución de la desigualdad salarial.....	182
2. Brechas salariales entre trabajadores formales e informales en el mercado laboral chileno	186

F.	Estimación de los impactos distributivos del proceso de formalización laboral.....	187
1.	Cambios en la composición del empleo asalariado.....	188
2.	Impacto distributivo de la formalidad laboral y otros determinantes.....	190
3.	Resultados econométricos	191
G.	Comentarios finales	205
	Bibliografía.....	207
 Capítulo VII		
Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso del Ecuador		
	<i>Roxana Maurizio y Gustavo Vázquez</i>	211
	Introducción	211
A.	Fuentes de información.....	212
B.	Estudios previos sobre desigualdad salarial y sus determinantes en el Ecuador	213
C.	La economía y el mercado de trabajo en la primera década del siglo XXI	214
1.	Contexto macroeconómico y evolución de las principales variables del mercado de trabajo.....	214
2.	Evolución de la informalidad laboral entre los diferentes grupos ocupacionales	219
3.	Políticas tendientes a la formalización laboral	220
D.	Evolución de la desigualdad salarial.....	226
E.	Estimación de los impactos distributivos del proceso de formalización laboral.....	228
1.	Cambios en la composición del empleo asalariado.....	229
2.	Influencia de la formalidad en los indicadores distributivos.....	231
3.	Resultados econométricos	233
F.	Comentarios finales	242
	Bibliografía.....	244
 Capítulo VIII		
Desigualdad e informalidad en el Uruguay		
	<i>Verónica Amarante, Rodrigo Arim y Mijail Yapov</i>	245
	Introducción	245
A.	La economía y el mercado de trabajo en la primera década del siglo XXI	246
B.	La informalidad en el mercado laboral uruguayo.....	252
C.	Las políticas y su rol en el proceso de formalización.....	255
D.	Salarios y desigualdad.....	260
1.	Desigualdad salarial.....	260
2.	Diferenciales salariales.....	264
3.	El rol de la formalidad	265

E.	Descomposición de los cambios en la distribución de las remuneraciones.....	268
1.	Descomposición agregada.....	268
2.	Descomposición detallada	272
3.	Formalización: efecto retorno y efecto composición	277
F.	Comentarios finales	280
	Bibliografía.....	282

Capítulo IX

Conclusiones.....	285
Anexos.....	293
Publicaciones recientes de la CEPAL.....	513

Cuadros

I.1	América Latina: relación entre desigualdad e informalidad, 1990-2013.....	24
II.1	América Latina (cinco países): efecto marginal de la rama de actividad sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2012	54
III.1	Distribuciones contrafactuales.....	78
III.2	Funciones de influencia y funciones de influencia recentrada	84
III.3	Modelos econométricos	86
IV.1	Argentina: evolución de las principales variables macroeconómicas y del mercado de trabajo, 2003-2013.....	95
V.1	Brasil: evolución de las principales variables macroeconómicas y del mercado de trabajo, 1999-2012.....	136
V.2	Brasil: principales resultados de la fiscalización del trabajo, 1996-2012.....	142
V.3	Brasil: evolución de la tasa de sindicalización entre los ocupados, 1999-2012.....	146
VI.1	Chile: índices de concentración del ingreso, indicadores sociales y económicos, 2000-2011.....	168
VI.2	Chile: tasa de actividad, tasa de empleo y tasa de desempleo según sexo, grupos de edad, nivel educativo, raza y zona geográfica, 2000, 2006 y 2011.....	169
VI.3	Chile: descomposición agregada, efectos composición y estructura, total de asalariados, 2000-2011.....	192
VI.4	Chile: descomposición agregada; efectos composición y estructura, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011	194
VII.1	Ecuador: evolución de las principales variables macroeconómicas y del mercado de trabajo, 2005-2012.....	215
VIII.1	Uruguay: evolución del PIB, salario real medio, salario mínimo, tasa de desempleo, actividad y empleo, 2000-2013.....	249
VIII.2	Uruguay: desigualdad de los ingresos salariales, 2000-2013.....	261
VIII.3	Uruguay: efecto de la formalización sobre los salarios horarios, según descomposiciones de Dinardo y otros, 1996, 2001 y 2013 ...	267

VIII.4	Uruguay: descomposición de medidas sintéticas de desigualdad, 2001-2013.....	271
VIII.5	Uruguay: descomposición desagregada de índices sintéticos de desigualdad, 2001-2013.....	277
VIII.6	Uruguay: descomposición de índices sintéticos de desigualdad. Análisis del rol de la formalización y la educación, 2001-2013.....	279
IX.1	América Latina (cinco países): descomposición del índice de Gini.....	286
IX.2	América Latina (cinco países): descomposición de los ratios salariales entre percentiles.....	290

Gráficos

I.1	América Latina: desigualdad e informalidad, 1990-2013.....	23
II.1	América Latina (cinco países): efecto marginal del sexo (mujer = 1) sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2002 y 2012.....	49
II.2	América Latina (cinco países): efecto marginal del nivel educativo sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2012.....	50
II.3	América Latina (cinco países): efecto marginal de la edad sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2012.....	51
II.4	América Latina (cinco países): efecto marginal de la jefatura de hogar sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2002 y 2012.....	51
II.5	América Latina (cinco países): efecto marginal de la jefatura de hogar por sexo (mujer = 1) sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2002 y 2012.....	52
II.6	América Latina (cinco países): efecto marginal del logaritmo del ingreso del hogar sin incluir el ingreso del trabajador, alrededor de 2002 y 2012.....	53
II.7	América Latina (cinco países): efecto marginal de ser trabajador a tiempo parcial sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2002 y 2012.....	53
IV.1	Argentina: evolución del empleo total, formal, informal y no asalariado, 2003-2013.....	97
IV.2	Argentina: crecimiento económico, desempleo e informalidad laboral, 1995-2013.....	103
IV.3	Argentina: evolución de la desigualdad salarial y de la informalidad laboral, 2003-2013.....	110
IV.4	Argentina: variación del salario real según percentiles de la distribución, 2003-2013.....	110
IV.5	Argentina: curvas de densidad de Kernel de los salarios, 2003-2013.....	111

IV.6	Argentina: impactos de la formalización laboral en la función de densidad salarial, 2003-2013	113
IV.7	Argentina: descomposición agregada de los cambios de los salarios, 2003-2013	117
IV.8	Argentina: contribución de cada atributo al efecto composición, 2003-2013	119
IV.9	Argentina: contribución de cada nivel educativo al efecto composición, 2003-2013	120
IV.10	Argentina: contribución de cada atributo al efecto retorno, 2003-2013	122
IV.11	Argentina: contribución de cada nivel educativo al efecto retorno, 2003-2013	123
IV.12	Argentina: aporte de la formalidad al efecto composición y al efecto retorno, 2003-2013	124
IV.13	Argentina: aporte relativo de la formalidad, 2003-2013.....	125
V.1	Brasil: salario real, PIB a precios constantes y desempleo, 1999-2012.....	135
V.2	Brasil: evolución de la tasa de informalidad total y según sexo, 1999-2012	139
V.3	Brasil: distribución de los trabajadores informales según características, 2012	140
V.4	Brasil: evolución de la concentración del ingreso y de la tasa de informalidad de los asalariados, 1999-2012.....	147
V.5	Brasil: funciones de densidad de Kernel de los ingresos laborales horarios.....	148
V.6	Brasil: variación del salario real de los ocupados por percentil de ingresos horarios, según condición de formalidad	150
V.7	Brasil: descomposición agregada de la densidad salarial	151
V.8	Brasil: descomposición agregada del cambio distributivo, 1999-2009.....	153
V.9	Brasil: descomposición desagregada del efecto distributivo de la formalidad laboral, 1999-2010	157
VI.1	Chile: variación anual del PIB a precios constantes, 2000-2013	167
VI.2	Chile: evolución del PIB total anual, el salario mínimo y el salario real, índice de 2000 = 100, 2000 -2012.....	170
VI.3	Chile: número de afiliados al sistema previsional, por sexo y tipo de trabajador, 1985 a 2013.....	173
VI.4	Chile: relación entre cotizantes y afiliados al sistema previsional en trabajadores dependientes e independientes, 2000 a 2013	175
VI.5	Chile: evolución de la desigualdad salarial y de la formalidad laboral, 2000-2011	182
VI.6	Chile: variación del salario real según percentiles de la distribución, total de asalariados, 2000-2006, 2006-2011 y 2000-2011.....	183

VI.7	Chile: curvas de densidad de tipo núcleo de los salarios, total de asalariados, 2000-2006, 2006-2011 y 2000-2011	185
VI.8	Chile: impactos de la formalización laboral sobre la función de densidad salarial, total de asalariados, 2000-2011	189
VI.9	Chile: descomposición agregada de los cambios en los salarios, según ventíl, efecto composición y efecto retorno, total de asalariados, 2000-2011	193
VI.10	Chile: descomposición agregada de los cambios en los salarios, según ventíl, efecto composición y efecto retorno, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011	195
VI.11	Chile: contribución de cada atributo al efecto composición, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000-2011	197
VI.12	Chile: contribución de cada atributo al efecto composición, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011	197
VI.13	Chile: contribución de cada atributo al efecto retorno, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000-2011	200
VI.14	Chile: contribución de cada atributo al efecto retorno, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011	201
VI.15	Chile: aporte de la formalización al efecto composición y efecto retorno, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011	203
VI.16	Chile: aporte relativo de la formalización, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011	204
VII.1	Ecuador: evolución del empleo total, formal e informal, 2005-2012 (2003 = 100)	217
VII.2	Ecuador: crecimiento económico, desempleo e informalidad laboral, 2005-2012	221
VII.3	Ecuador: evolución del número de trabajadores del servicio doméstico afiliados al IESS, 2005-2012	225
VII.4	Ecuador: evolución de la desigualdad salarial y de la informalidad laboral, 2005-2012 (2005 = 100)	227
VII.5	Ecuador: variación del salario real según percentiles de distribución, 2005-2012	227
VII.6	Ecuador: curvas de densidad de tipo núcleo (kernel) de los salarios, 2005-2012	228
VII.7	Ecuador: impactos de la formalización laboral sobre la función de densidad salarial, 2005-2012	230
VII.8	Ecuador: descomposición agregada de los cambios en los salarios, 2005-2012	234
VII.9	Ecuador: contribución de cada atributo al efecto composición, 2005-2012	236
VII.10	Ecuador: contribución de cada nivel educativo al efecto composición, 2005-2012	238

VII.11	Ecuador: contribución de cada atributo al efecto retorno, 2005-2012.....	239
VII.12	Ecuador: contribución de cada nivel educativo al efecto retorno, 2005-2012.....	240
VII.13	Ecuador: aporte de la formalidad a los efectos composición y retorno, 2005-2012	241
VII.14	Ecuador: aporte relativo de la formalidad, 2005-2012.....	242
VIII.1	Uruguay: PIB e indicadores del mercado laboral, 2000-2014.....	248
VIII.2	Uruguay: tasas de actividad, empleo y desempleo por sexo, 2000-2013.....	251
VIII.3	Uruguay: PIB e informalidad, 2001-2013	252
VIII.4	Uruguay: informalidad por sexo y región, 2001-2013.....	253
VIII.5	Uruguay: informalidad por categoría ocupacional, 2001-2013....	255
VIII.6	Uruguay: evolución de la informalidad laboral y la desigualdad, 2001-2013.....	260
VIII.7	Uruguay: desigualdad salarial, 2001-2013 (índices de base: 100 = 2001)	261
VIII.8	Uruguay: variación del salario real por hora en distintos percentiles de la distribución	262
VIII.9	Uruguay: funciones de densidad kernel de los salarios horarios, 2001 y 2013	263
VIII.10	Uruguay: prima por formalización en la mediana de la distribución, 2001-2013	265
VIII.11	Uruguay: impacto de la formalización sobre la densidad salarial, 2001-2013.....	266
VIII.12	Uruguay: descomposición agregada del cambio en los salarios horarios, 2001-2013	269
VIII.13	Uruguay: descomposición agregada del cambio en los salarios horarios, 2001-2006 y 2006-2013.....	270
VIII.14	Uruguay: efecto composición detallado, 2001-2013	272
VIII.15	Uruguay: efecto precio detallado, 2001-2013.....	273
VIII.16	Uruguay: efecto marginal de la formalidad por percentiles, 2001-2013.....	274
VIII.17	Uruguay: efecto marginal según categoría educativa (grupo de referencia: seis años o menos de educación).....	275
VIII.18	Uruguay: incidencia de la formalización en la evolución de la desigualdad, 2001-2013.....	278
IX.1	América Latina (cinco países): efecto marginal incondicional de la condición de ocupado formal según deciles, estimación de regresiones RIF	288

Diagrama

III.1	Niveles de desagregación de estadísticos distributivos	62
-------	--	----

Prólogo

El imperativo de la igualdad constituye una temática siempre vigente en América Latina, apuntalada por la persistencia de altos niveles de desigualdad en las estructuras sociales y económicas de la región. Desde sus orígenes, la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) ha orientado sus esfuerzos a propiciar, a través de sus estudios e investigaciones, un avance sistemático hacia mayores niveles de igualdad. Este compromiso se ha intensificado en la última década: la premisa que la CEPAL ha planteado en los documentos presentados en sus tres últimos períodos de sesiones (2010, 2012 y 2014) ubica a la igualdad como el horizonte al que debemos aspirar.

Tal igualdad no se entiende solo como una igualdad de medios, es decir, como una mejor distribución del ingreso. Se entiende, también, como una mayor igualdad en capacidades, en agencia, en pleno ejercicio de la ciudadanía y en dignidad y reconocimiento recíproco de los actores. Sin embargo, anclar nuestra propuesta en esta concepción amplia de la igualdad de manera alguna supone desconocer la relevancia de la igualdad de medios o su contracara, la desigualdad del ingreso. La CEPAL ha contribuido sustancialmente al análisis de la desigualdad del ingreso en la región mediante su cuantificación y el estudio detallado de sus determinantes, tanto desde la teoría estructuralista como desde sus distintas vertientes desarrolladas en la propia institución. Hemos celebrado las buenas noticias de la caída de la desigualdad del ingreso en la mayoría de los países de América Latina a partir de 2002, aunque también hemos planteado inquietudes sobre sus causas y sobre la sostenibilidad del proceso.

Las últimas cifras disponibles para la región indican que este proceso de reducción de la desigualdad se ha desacelerado, y sin embargo aún no hemos comprendido cabalmente cuáles fueron las causas que lo impulsaron. Esto obedece a que sin dudas se trata de un proceso intrínsecamente complejo y por ello es preciso aunar esfuerzos de investigación para comprender las distintas aristas del problema. El presente libro, fruto de la labor conjunta de la CEPAL y el Ministerio de Relaciones Exteriores de Noruega, busca contribuir en esa dirección, analizando los vínculos entre la caída de la desigualdad del ingreso y el proceso de formalización laboral que ha tenido lugar en diversos países de la región. Proporcionando evidencia novedosa, se destaca el papel de los marcos normativos en que se desarrollan las relaciones laborales en la economía formal --mecanismos de determinación de los salarios, regulación de salarios mínimos y prestaciones de la seguridad social, entre otros--, que parecen haber sido un factor relevante en el reciente proceso de reducción de la desigualdad. Animados por la convicción de que es mucho lo que se puede lograr a través de las políticas públicas, esperamos que nuestro análisis resulte de utilidad a los países a la hora de pensar sus estrategias para continuar avanzando hacia mayores niveles de igualdad.

Alicia Bárcena
Secretaria Ejecutiva
Comisión Económica para
América Latina y el Caribe (CEPAL)

Introducción

Una de las características económicas más documentadas en los países de América Latina se refiere a los altos niveles de desigualdad en la distribución del ingreso de los hogares. Entre las principales razones que explican esta desigualdad se cuentan los elevados niveles de dispersión de los ingresos provenientes del mercado laboral. No es posible por tanto comprender las razones de la desigualdad del ingreso latinoamericana y de su evolución sin profundizar en lo que sucede en el mercado laboral.

El nuevo siglo trajo buenas noticias para América Latina en cuanto a la desigualdad del ingreso. Por primera vez desde que existen estadísticas confiables, el nivel de desigualdad se redujo significativamente en la mayoría de los países de la región, tras experimentar una tendencia creciente en los años noventa. Los ingresos laborales han influido decididamente en tal fenómeno, como cabía esperar dada la importancia de esta fuente en el ingreso total de los hogares. En la primera década del nuevo siglo, también se observó un comportamiento alentador en otros indicadores del mercado laboral, al registrarse marcadas reducciones del desempleo y de los niveles de informalidad laboral, entendida como la falta de cobertura de la seguridad social.

Frente a esta nueva coyuntura de la desigualdad, diversos estudios se abocaron a comprender sus causas y han coincidido en el papel fundamental que ha tenido la reducción de las primas a la educación, que surge como principal fuerza impulsora de la caída de la desigualdad en los ingresos laborales. La discusión gira en torno a que esta disminución podría atribuirse al hecho de que en los últimos años el crecimiento de la oferta de trabajadores

calificados fue superior al de la demanda, aunque también podría obedecer a la desaceleración de la demanda relativa de trabajo calificado en la última década, debido a que el auge de los precios de los productos básicos habría favorecido la demanda de fuerza laboral no calificada e impulsado a la baja la prima salarial por educación. Los cambios institucionales que han afectado el funcionamiento de los mercados laborales de la región, si bien no están ausentes del todo de las explicaciones más difundidas, han recibido considerablemente menos atención.

En el presente libro se intenta reflexionar sobre el papel del mercado laboral en la caída de la desigualdad, poniendo el foco en el posible vínculo entre el importante proceso de formalización o reducción de la informalidad en el empleo y la caída de la desigualdad, hechos que han ocurrido simultáneamente en la región. Vincular la desigualdad y la informalidad en el mercado laboral no es una tarea sencilla, ya que la dirección de la causalidad y el grado de retroalimentación entre ambos fenómenos no resultan claros. De manera simplificada, la caída de la informalidad puede tener diferentes impactos sobre la desigualdad del ingreso, según la magnitud del cambio, del peso relativo del sector formal e informal en la economía, de la desigualdad en cada sector y del diferencial de ingresos entre ambos sectores. Dada esta ambigüedad, es preciso generar nueva evidencia empírica acerca de la vinculación entre la evolución de ambas variables, tarea a la que se abocan los detallados estudios de caso que figuran en este libro.

En el capítulo I se presenta un sencillo modelo analítico para vincular desigualdad e informalidad, a fin de proveer un marco para la discusión que se desarrolla a lo largo del libro. En el capítulo II se analiza cuáles son los determinantes que condicionan la afiliación al sistema de pensiones, con el objeto de aproximarnos a las características de la población expuesta a la falta de cobertura. En el capítulo III se revisan las distintas metodologías de descomposición econométrica disponibles en la literatura para analizar cambios en la distribución de los ingresos laborales y se justifica la selección del método propuesto por Firpo, Fortin y Lemieux (2011)¹, que se utilizará en los estudios específicos para los países. Los capítulos IV a VIII presentan respectivamente el examen de lo sucedido en la Argentina, el Brasil, Chile, el Ecuador y el Uruguay. En todos los casos se exponen descomposiciones microeconómicas que permiten aislar el impacto del proceso de formalización sobre los cambios en los principales indicadores de desigualdad del ingreso laboral. El libro cierra con una sección de comentarios finales.

La nueva evidencia que proporciona este libro confirma la relevancia de los retornos a la educación en la explicación de las mejoras distributivas de la región, pero resalta también el papel del proceso de formalización del

¹ S. Firpo, N. Fortin y T. Lemieux, "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labor Economics*, vol. 4A, 2011.

empleo, dimensión poco considerada en los estudios previos. Cabe destacar que la formalización favorece un mayor dinamismo de los ingresos de los trabajadores ubicados en los tramos inferiores de la distribución. Más allá de las particularidades de cada país, los resultados considerados globalmente sugieren que el aumento del registro laboral no solo ha propiciado que un conjunto mayor de trabajadores accedan a beneficios sociales y estén amparados por las instituciones laborales sino que, además, ha tenido un efecto desconcentrador sobre los ingresos laborales.

Capítulo I

Desigualdad de las remuneraciones e informalidad: breve revisión de la literatura y marco analítico

*Rodrigo Arim*¹

*Verónica Amarante*²

Introducción

Los altos niveles de desigualdad en las remuneraciones del trabajo y la magnitud de la informalidad, entendida como el trabajo no registrado, son dos características distintivas de los mercados laborales de América Latina. En consecuencia, es abundante la literatura en que se analizan los determinantes de la desigualdad del ingreso laboral en la región y su evolución, y se concentra fundamentalmente en la demanda relativa de calificaciones como origen de los cambios recientes (véase, por ejemplo, Lustig y López-Calva, 2010; Gasparini y otros, 2012; Azevedo, Inchauste y Sanfelice, 2013), aunque también se han considerado los factores institucionales (véase CEPAL, 2014). Por otro lado, también se han indagado las causas de la informalidad

¹ Investigador del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Uruguay. Actualmente se desempeña como Decano de la mencionada facultad.

² Oficial de Asuntos Sociales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe y Directora de la Oficina de la CEPAL en Montevideo.

(véase, por ejemplo, Perry y otros, 2007, y CEPAL, 2013), ya que en América Latina alrededor del 55% de los asalariados no cuenta con cobertura de la seguridad social (CEPAL, 2013).

Sin embargo, tanto en la región como a nivel internacional, el vínculo entre la desigualdad salarial y la informalidad ha merecido escasa atención en la literatura. No se trata de un vínculo sencillo, ya que la dirección de la causalidad y el grado de retroalimentación entre ambos fenómenos no resultan claros. En este capítulo se discute esta vinculación, se presentan algunos hechos estilizados con relación al comportamiento de estas variables en la región y se investiga la posible relación entre las variaciones de la informalidad y de la desigualdad mediante un sencillo modelo analítico. Como refleja este modelo, la caída de la informalidad puede tener diferentes impactos sobre la desigualdad del ingreso, dependiendo de la magnitud del cambio, del peso relativo de los sectores formal e informal, de la desigualdad existente dentro de cada sector y del diferencial de ingresos entre ambos. El modelo analítico presentado pone de manifiesto la necesidad de generar nueva evidencia empírica acerca de la vinculación entre la evolución de ambas variables, tarea a la que se abocan los cinco capítulos de este libro que incluyen estudios sobre países específicos.

A. La relación entre la desigualdad y la informalidad

Algunos autores han sugerido que existe una dirección de causalidad entre la desigualdad y la informalidad, que va desde la primera hacia la segunda. En efecto, Chong y Gradstein (2007) desarrollan un modelo teórico que implica una relación positiva entre el nivel de desigualdad de una economía y el tamaño del sector informal. El proceso sería el siguiente: en los países con altos niveles de desigualdad, los beneficios de la formalidad son menores para los individuos más pobres, que no logran apropiarse de su productividad en el marco de mercados laborales imperfectos. Esto se ve agudizado por las debilidades institucionales que suelen acompañar a las economías con alta desigualdad. Por lo tanto, existen incentivos para que los trabajadores más pobres se muevan hacia el sector informal, donde resultan menos productivos pero obtienen una mayor proporción del flujo de valor que producen. Otras formas de influencia de los niveles de desigualdad sobre la informalidad podrían tener lugar por medio de las restricciones de crédito. Un alto nivel de desigualdad implica que un número importante de individuos tienen restricciones para acceder al crédito y, por ello, optan por el sector informal, al no poder sortear los altos costos fijos del sector formal. También se ha argumentado que un alto nivel de desigualdad implica mayor demanda de bienes provenientes del sector informal y, por lo tanto, mayor rentabilidad de este sector (Mishra y Ray, 2010).

Una segunda línea argumental identifica a la provisión de bienes públicos a partir de la recaudación tributaria como canal de transmisión de la informalidad hacia la desigualdad. El sector informal no tributa o lo hace en menor medida que el sector formal. Una mayor participación del empleo informal conlleva menores niveles de recaudación y, por tanto, afecta la calidad y la cantidad de bienes públicos (Johnson, Kaufmann y Zoido-Lobaton, 1998). A su vez, este comportamiento desencadena un efecto en espiral: cae la predisposición de las empresas y los individuos a tributar, dado que el pago de impuestos no se traduce en mejores bienes y servicios públicos; esto incrementa la participación en el sector informal, que suele presentar salarios más dispersos y menores que el sector formal. Si la acumulación de capital humano, principalmente de los sectores más desfavorecidos de la sociedad, depende de la inversión pública en educación, un equilibrio de baja formalización, bajo nivel de tributación, y escasa provisión de educación pública incrementa dinámicamente las brechas educativas, provocando una situación de persistencia de la desigualdad en el mercado laboral.

Desde el punto de vista empírico, la evidencia es relativamente escasa. En el trabajo antes mencionado de Chong y Gradstein (2007), se presenta una prueba empírica de la relación entre desigualdad e informalidad en un conjunto de países en el período 1990-2000. Sus resultados econométricos indican que la desigualdad del ingreso, en particular cuando actúa conjuntamente con la baja calidad institucional, es un determinante significativo y robusto del tamaño relativo del sector informal³. También Mishra y Ray (2010), sobre la base de información relativa a países desarrollados y en desarrollo, encuentran una relación positiva y significativa entre ambas variables, y argumentan la existencia de causalidad desde la desigualdad hacia la informalidad. Rosser, Rosser y Ahmed (2000 y 2003) analizan el vínculo entre la desigualdad y la informalidad en las economías en transición de Europa del Este, y encuentran una correlación positiva entre ambas variables. Además, los incrementos de la desigualdad se correlacionan con aumentos de la magnitud del sector informal en la economía.

Respecto de los países de la región, solamente se identificó el antecedente del trabajo de Atanassio y Binelli (2010), quienes analizaron la relación entre el cambio de tamaño del sector formal y el cambio de la desigualdad observados en los estados de México en el período 1987-2002. Estos autores estimaron ecuaciones donde la variable dependiente refleja la desigualdad (por medio del coeficiente de Gini del ingreso laboral por hora o de la varianza de los

³ A modo de ejemplo, un incremento del nivel de desigualdad desde los valores que exhibe México (0,49) hasta valores similares a los exhibidos por el Brasil (0,57) conduce a un incremento del tamaño del sector informal de entre un 3% y un 4%. Para medir el sector informal, se utilizan variables indirectas.

logaritmos) y las variables explicativas incluyen el porcentaje de trabajadores informales, la proporción de trabajadores por nivel educativo y por edades, y controles de años. El resultado fue que la variable que refleja el nivel de informalidad presenta un coeficiente positivo y significativo, tomando valores de 0,83 en el caso del índice de Gini y de 0,87 en el caso de la varianza de los logaritmos. Al estimar las mismas regresiones en primeras diferencias, para vincular los cambios en el nivel de desigualdad con los cambios en la informalidad, también encuentran una relación positiva y significativa, con un coeficiente de alrededor de 0,83 en ambas regresiones (índice de Gini y varianza de logaritmos). Sin embargo, no es fácil de dilucidar a partir de estos resultados y en ausencia de una variable instrumental adecuada cuál es la dirección de causalidad.

La evidencia empírica revisada tiende a indicar la presencia de una asociación positiva entre mayores niveles de desigualdad y mayores niveles de informalidad laboral. En el caso de América Latina, esta asociación se evidencia para el conjunto de los países, e incluso —en la mayoría de los casos— cuando se considera la experiencia de los países de manera individual. Esto puede observarse en el gráfico I.1, donde la desigualdad se refleja mediante el índice de Gini, y la informalidad refiere al porcentaje de trabajadores que no realizan aportes a la seguridad social⁴.

La estimación de la relación entre la desigualdad y la informalidad en América Latina, utilizando una base de datos de panel para un amplio conjunto de países de la región en el período 1990-2013, confirma la asociación positiva antes comentada. La variable dependiente es el índice de Gini, y se realizan controles por el nivel de PIB per cápita de los países. La tasa de informalidad presenta un coeficiente positivo y significativo, tanto en el caso de efectos fijos como aleatorios (véase el cuadro I.1)⁵. La posible persistencia de la desigualdad en el tiempo conduce a considerar la estimación de un modelo dinámico, que implica estimar la relación en primeras diferencias, utilizando como instrumentos los rezagos de variables explicativas de acuerdo con la propuesta de Arellano y Bond (1991)⁶. En ese caso se mantiene

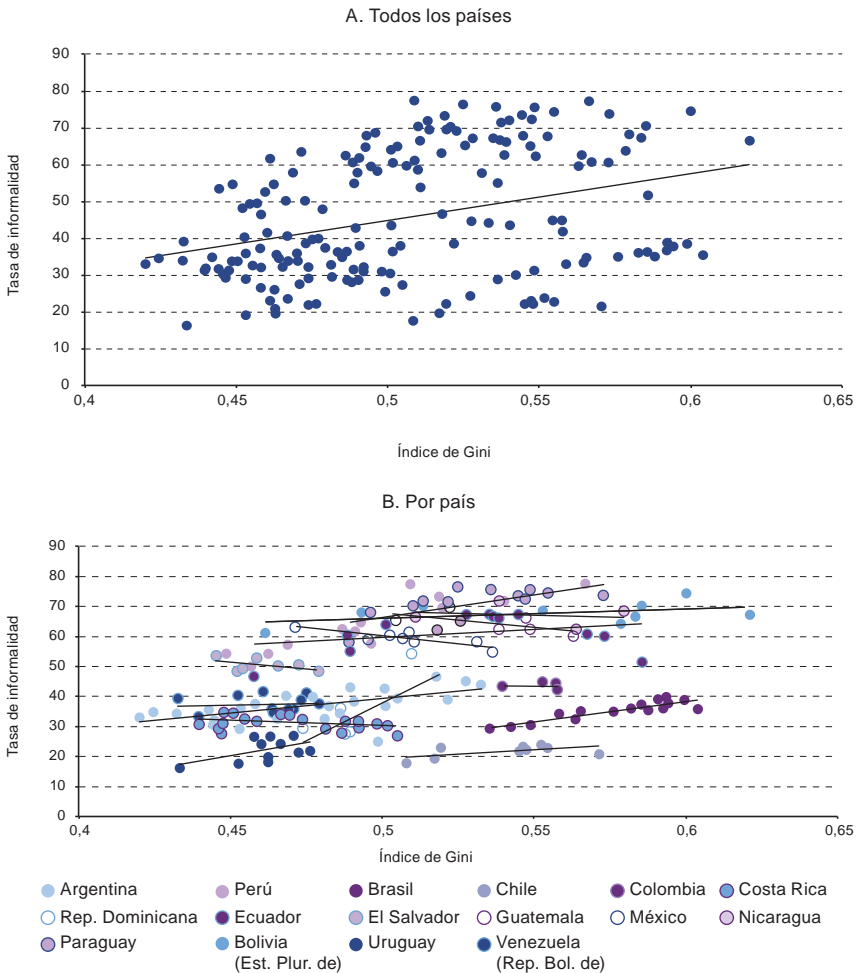
⁴ En rigor, el fenómeno que interesa considerar es la asociación entre la desigualdad de los ingresos laborales y la tasa de informalidad. Debido a la disponibilidad de datos, se considera la desigualdad del ingreso total de los hogares, que, de todas formas, es una variable indirecta muy cercana al nivel de desigualdad del ingreso laboral de las economías.

⁵ Aun cuando estas estimaciones tienen como objetivo indagar en esta asociación y no pretenden ser exhaustivas desde el punto de vista econométrico, resulta de interés comprobar que la prueba de Hausman indica que la diferencia entre los coeficientes fijos y los aleatorios es sistemática y, por lo tanto, es preferible la estimación por efectos fijos. El valor del estadístico es 29,53, lo que indica la existencia de correlación entre los regresores y el término de error en la ecuación estimada.

⁶ En este caso, se utiliza el método generalizado de momentos (GMM por sus siglas en inglés).

el coeficiente positivo de la tasa de informalidad, pero su magnitud es considerablemente menor y solamente resulta significativo al 10%. De todas formas, este sencillo ejercicio tiende a confirmar la asociación positiva entre ambas variables en períodos suficientemente largos de tiempo, más allá de las posibles causalidades.

Gráfico I.1
América Latina: desigualdad e informalidad, 1990-2013
(Índices y porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de CEPALSTAT y Base de datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC).

Cuadro I.1
América Latina: relación entre desigualdad e informalidad, 1990-2013

Variable dependiente: índice de Gini	Efectos aleatorios	Efectos fijos	Método dinámico de Arellano y Bond
Logaritmo del índice de Gini			0,544 [0,0868]***
Tasa de informalidad	0,112 [0,0314]***	0,162 [0,0349]***	0,0632 [0,0365]*
Logaritmo del PIB per cápita	-0,0624 [0,00791]***	-0,0644 [0,00792]***	-0,0311 [0,00827]***
	-7,8844	-8,1263	-3,7555
Constante	1,012 [0,0782]***	1,009 [0,0782]***	0,476 [0,0961]***
Observaciones	164	164	105
Países	16	16	14
Logaritmo de verosimilitud (<i>log likelihood</i>)	2	17	3

Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de CEPALSTAT y Base de datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC).

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

B. Desigualdad e informalidad: un modelo básico

En este apartado se desarrolla un marco analítico básico para mostrar las dificultades asociadas a identificar el impacto que tienen los procesos de formalización laboral —como los vividos en la última década en la región— sobre la desigualdad de las remuneraciones. La modelización que se presenta es una adaptación de la propuesta por Anand y Kanbur (1993) para explicar la relación entre desarrollo y desigualdad. Se parte de una economía en la que cada individuo trabaja en el sector formal (sector *a*) o informal (sector *b*) en forma excluyente⁷. En un momento dado, $x(t)$ es la proporción de trabajadores del sector formal y $[(1 - x(t))]$ es la proporción inserta en el sector informal. El sector informal se caracteriza por menores niveles de productividad y, por lo tanto, de salarios, así como por un esquema de beneficios no salariales —horario de trabajo definido, derechos laborales, cobertura de la seguridad social ante diversas contingencias y otros— menos deseables para el trabajador. Este supuesto no es inocuo. Se ha señalado que en algunos casos la informalidad reflejaría una estrategia racional de “escape” de los trabajadores y de las empresas, que valorarían los beneficios de los empleos informales (consumo presente, flexibilidad) más que los derivados de la formalización. Esto se vería reforzado por un Estado altamente ineficiente en su rol de proveedor de prestaciones y regulador. La segunda perspectiva resalta el proceso de

⁷ Este supuesto excluye la posibilidad de una inserción laboral mixta, es decir, personas que desarrollan parte de su actividad laboral en el sector formal y parte en el sector informal.

“exclusión” y considera a los trabajadores informales como las víctimas de un sistema dual y segmentado que no les ofrece acceso a la protección social. En el análisis de la informalidad en América Latina realizado por Perry y otros (2007), en el que se discuten estas dos perspectivas, se caracteriza a los trabajadores según sus motivaciones y sus preferencias por los beneficios sociales y no pecuniarios de los empleos (flexibilidad, estabilidad y otros). Según estos autores, las motivaciones difieren considerablemente de un grupo a otro. La mayoría de los trabajadores independientes (por cuenta propia y empleadores) informales habrían ingresado voluntariamente en esta categoría para escapar de los sistemas formales de protección social. Su estatus como informales obedecería a una elección racional, asociada a algunas características de los puestos de trabajo informales que los hacen más deseables en ciertos contextos y condiciones. Por otro lado, los asalariados no habrían decidido por sí mismos permanecer fuera de los contratos formales y de las instituciones de la seguridad social, y su situación sería resultado de la exclusión más que del escape.

El proceso de formalización presupone un incremento tendencial de $x(t)$. Consideremos a $F_a(y, x(t), t)$ y $F_b(y, x(t), t)$ como las funciones de distribución de las remuneraciones (y) en el sector formal e informal de la economía, respectivamente. Dado que a y b representan una partición exhaustiva de los ocupados, las funciones de distribución y de densidad de las remuneraciones constituyen un promedio ponderado de las distribuciones sectoriales:

$$F(y, x(t), t) = x(t)F_a(y, x(t), t) + [(1 - x(t))]F_b(y, x(t), t) \quad (1)$$

$$f(y, x(t), t) = x(t)f_a(y, x(t), t) + [(1 - x(t))]f_b(y, x(t), t) \quad (2)$$

Las expresiones (1) y (2) no son más que identidades, pero permiten capturar la complejidad del vínculo entre la desigualdad general y la dinámica transicional entre el sector formal e informal de la economía. Sea $I_t[F(y, x(t), t)]$ un índice sintético que caracteriza la desigualdad imperante en t . Obsérvese que I_t varía en función de los cambios en la participación relativa del sector formal ($x(t)$) y de los cambios en las funciones de distribución de cada sector (F_a y F_b). En el proceso de desarrollo económico, es de esperar que $x(t)$ aumente, pero las distribuciones F_a y F_b también cambian ante el influjo de factores diversos que suelen presentarse junto con el crecimiento económico: cambios de las tasas de participación laboral, de la dinámica demográfica y de los retornos a la educación, entre otros. Más aún, es de esperar que el impacto de estos factores en ambas distribuciones resulte profundamente asimétrico. A modo de ejemplo, si existe una brecha persistente de remuneraciones a favor del sector formal (aun después de controlar el conjunto de características personales relevantes), y si la transición desde el sector informal hacia el formal implicara una selectividad tal que los trabajadores más productivos

del sector informal fuesen quienes migraran hacia el sector formal en primera instancia (lo que resulta razonable), la desigualdad dentro del sector informal podría disminuir al desaparecer el grupo de mayores ingresos, mientras que la desigualdad en el interior del sector formal aumentaría, producto del incremento del número de trabajadores en la parte inferior de la distribución, provenientes del sector informal. En otros términos, la desigualdad dentro de los sectores formal e informal (I_a e I_b) no es independiente de $x(t)$.

A su vez, F_a y F_b pueden evolucionar en forma diferencial por razones ajenas a $x(t)$. A modo de ejemplo, en la medida en que la distribución de los ocupados según nivel educativo difiera sistemáticamente entre el sector formal y el informal, los cambios de los retornos en la educación tendrán impactos distributivos distintos en ambos sectores. Por lo tanto, resulta complejo aislar e identificar, desde un punto de vista teórico, el impacto específico de la formalización —entendida como un incremento en $x(t)$ — sobre la distribución salarial. Una primera aproximación puede obtenerse si se supone que las funciones de distribución de ambos sectores permanecen sin cambios a lo largo del tiempo y no dependen de su participación relativa en el empleo total. En este caso, F_a y F_b son independientes de $x(t)$ y t . Siguiendo a Anand y Kanbur (1993), la expresión (1) se reduce a:

$$F(y, x(t)) = x(t)F_a(y) + [(1 - x(t))]F_b(y) \quad (3)$$

$$f(y, x(t)) = x(t)f_a(y) + [(1 - x(t))]f_b(y) \quad (4)$$

Las distribuciones de remuneración en el sector formal e informal se asumen constantes en el tiempo, sin que cambie su ingreso medio ni el grado de desigualdad. A su vez, el hecho de que F_a y F_b resulten independientes de $x(t)$ presupone que quienes migran del sector informal al formal se seleccionan aleatoriamente, sin alterar las distribuciones del sector de origen y del sector de destino.

La presencia de mayores niveles de productividad en el sector formal supone que la remuneración media es mayor en dicho sector. Resulta menos claro qué relación debería esperarse *a priori* entre la desigualdad imperante en el segmento formal y la que se presenta en el sector informal del mercado de trabajo. No obstante, el supuesto más común es que la desigualdad es más elevada en el sector formal, en el entendido de que existe una mayor dispersión del nivel de productividad y de las características de los empleos, mientras que el sector informal se caracterizaría por una menor dispersión de la productividad, fuertemente concentrada en niveles bajos. Estos supuestos se pueden formalizar como:

$$\begin{aligned} \mu_{a,t} &< \mu_{b,t} \\ I_{a,t} &> I_{b,t} \end{aligned}$$

Siendo $\mu_{i,t}$ e $I_{i,t}$, respectivamente, la remuneración media y un índice genérico de desigualdad.

Sea p el porcentaje de los ocupados que obtiene una remuneración inferior a z . En este caso, p es:

$$p = F(z, x) = xF_a(z) + (1 - x)F_b(z) \quad (5)$$

La curva de Lorenz, que captura la proporción del ingreso total percibida por la población ubicada por debajo del percentil p , puede definirse en función de la participación relativa del sector formal e informal en el empleo total:

$$\begin{aligned} L(p, x) &= \frac{1}{\mu} \int_0^{z(p,x)} yf(y) dy = \\ &= \frac{1}{\mu} \left\{ x \int_0^{z(p,x)} yf_a(y) dy + (1 - x) \int_0^{z(p,x)} yf_b(y) dy \right\} = \\ &= \frac{x\mu_a}{\mu} L_a(F_a(z)) + \frac{(1-x)\mu_b}{\mu} L_b(F_b(z)) \end{aligned} \quad (6)$$

La curva de Lorenz que caracteriza a toda la economía es un promedio de las curvas de Lorenz de cada sector ($L_a(F_a(z))$ y $L_b(F_b(z))$), ponderado por la participación relativa en el empleo total de los sectores formal e informal.

La expresión (6) muestra que la curva de Lorenz evaluada para la p -ésima proporción de los ocupados depende de tres factores:

- i) la distribución sectorial del empleo (las expresiones (x) y $(1-x)$ miden la participación relativa del sector formal e informal en el empleo total);
- ii) la desigualdad intrasectorial (este factor es capturado por los términos $L_a(F_a(z))$, y $L_b(F_b(z))$, que miden el porcentaje de las remuneraciones totales de cada sector que son apropiadas por los ocupados que ganan menos de z).
- iii) las diferencias salariales medias (relación entre los salarios medios de los sectores formales e informales y el salario medio general $(\frac{\mu_a}{\mu} \text{ y } \frac{\mu_b}{\mu})$).

Los cambios en el nivel de formalización laboral no impactarán exclusivamente en el primer factor (distribución sectorial del empleo), sino que afectarán la desigualdad mediante múltiples cambios. En efecto, salvo que la transición desde el sector formal hacia el sector informal operara en forma estrictamente aleatoria, la migración de ocupados informales hacia el

sector formal cambiará tanto la forma de la distribución del sector formal como la del sector informal, afectando, por lo tanto, la desigualdad intrasectorial. Otro tanto ocurre con las diferencias salariales, que se alterarán por influjo de los cambios de integración de ambos sectores.

Por lo tanto, para analizar el impacto que produce en la desigualdad un incremento del nivel de formalización, resulta útil considerar la interacción entre estos tres factores, por medio de la expresión (6). Según el criterio de dominancia de Lorenz⁸, para que la distribución en un período t se considere más equitativa que en el período s , debe cumplirse que $L(p, x_t) \geq L(p, x_s)$ para todo p . Dicho de otra manera, la curva de Lorenz del período t debe ubicarse sistemáticamente por encima de la curva de Lorenz para el período s ⁹.

Sea x^1 y x^2 la proporción de trabajadores formales e informales en el año 1 y 2, respectivamente, con $x^2 > x^1$. La diferencia entre las curvas de Lorenz del año 2 y 1 es:

$$L(p, x^2) - L(p, x^1) = \left[\frac{x^2 \mu_a^2}{\mu^2} L_a^2(F_a^2(z_2)) + \frac{(1-x^2)\mu_b^2}{\mu^2} L_b^2(F_b^2(z_2)) \right] - \left[\frac{x^1 \mu_a^1}{\mu^1} L_a^1(F_a^1(z_1)) + \frac{(1-x^1)\mu_b^1}{\mu^1} L_b^1(F_b^1(z_1)) \right] \quad (7)$$

No es posible identificar *a priori* una relación directa entre el incremento de la formalidad y la desigualdad. Por lo tanto, es necesario incorporar alguna estructura adicional para analizar en detalle el impacto de la formalización sobre la desigualdad.

Utilizando el enfoque de descomposición de la distribución salarial habitual en la literatura (véase el capítulo III), es posible descomponer el cambio total de la distribución en tres factores, a partir de la identificación de dos juegos de estadísticos contrafactuales. En primer lugar, se define el contrafactual que caracteriza la situación en donde operarían cambios en el grado de formalización sin que se registrasen cambios en las remuneraciones medias y en la desigualdad interna de los sectores (distribución contrafactual 1). En segundo lugar, se calcula la distribución contrafactual que se observaría si las remuneraciones medias sectoriales entre el año 1 y

⁸ Los principales índices de desigualdad utilizados en la literatura cumplen el criterio de dominancia de Lorenz.

⁹ La dominancia de Lorenz es un requerimiento exigente, en tanto no permite calificar las situaciones en que las curvas de dos períodos se intersecan. No obstante, por esta razón, constituye un punto de partida sólido para caracterizar el impacto distributivo de cambios en el grado de formalidad, al no depender el análisis de las particularidades de las diferentes familias de índices sintéticos de desigualdad.

el año 2 cambiaran tal como efectivamente se observa, pero la desigualdad dentro de los sectores formal e informal permaneciera inalterada (distribución contrafactual 2).

Sea $L^{1,x^2}(x_2, p)$ la curva de Lorenz del período 1 si la participación relativa del sector formal corresponde a la observada en el año 2, curva que representa la distribución contrafactual 1 definida anteriormente. Esta transformación simula la curva asumiendo que la distribución de las remuneraciones en los sectores es la observada en el período 1, con su respectiva media y dispersión, pero la distribución del empleo total entre sectores se asocia al período 2.

La segunda distribución contrafactual viene definida por $L^{1,x^2,\mu_i^2}(x_2, p)$, que representa el valor de la curva de Lorenz en el percentil p , si a la distribución del año 1 se le impone la distribución del empleo entre sectores del año 2 y la media de ingresos de los sectores informal y formal del año 2.

A partir de estas distribuciones, el cambio total de la curva de Lorenz para cada percentil p puede definirse como:

$$\begin{aligned}
 L(p, x^2) - L(p, x^1) &= \underbrace{L^{1,x^2}(x_2, p) - L(p, x^1)}_{\text{efecto composición}} + \underbrace{L^{1,x^2,\mu_i^2}(x^2, p) - L^{1,x^2}(x^2, p)}_{\text{efecto estructura salarial}} \\
 &+ \underbrace{L(p, x^2) - L^{1,x^2,\mu_i^2}(x^2, p)}_{\text{efecto desigualdad intrasectorial}} \quad (8)
 \end{aligned}$$

Cabe destacar que la descomposición opera por adición y substracción sucesiva de las distribuciones contrafactuales. El resultado final es la diferencia entre las distribuciones de los años 1 y 2, que representa el cambio efectivamente observado. Cada componente de la descomposición corresponde a los tres factores que afectan la curva de Lorenz, comentados a partir de la expresión (6). A continuación, se analiza la derivación de las distribuciones contrafactuales y la identificación de los tres efectos.

a) Distribución contrafactual 1: incremento del grado de formalidad sin cambios en las distribuciones sectoriales
 $(\mu_i^2 = \mu_i^1; F_i^2(\mathbf{z}) = F_i^1(\mathbf{z}) \text{ para todo } \mathbf{z}, i = a, b)$

Bajo esta configuración, los cambios en el grado de formalización operan sobre la distribución exclusivamente por medio del cambio en la composición del empleo, sin alterar las distribuciones imperantes en el sector formal e informal. En la distribución contrafactual que emerge, se asume que los cambios en x no alteran las remuneraciones medias ni el grado de dispersión salarial dentro de ambos sectores. En este caso, a partir de la expresión (6), se define la primera distribución contrafactual:

$$L^{1,x^2}(x^2, p) = \frac{x^2 \mu_a^1}{\mu^{1,x^2}} L_a^1(F_a^1(z^{1,x^2})) + \frac{(1-x^2) \mu_b^1}{\mu^{1,x^2}} L_b^1(F_b^1(z^{1,x^2})) \quad (9)$$

El factor z^{1,x^2} representa el umbral de remuneraciones que definiría al percentil p en el momento 1 si cambiara la participación del sector formal de x^1 a x^2 . Esta distribución contrafactual no altera los estadísticos distributivos sectoriales, ya que por hipótesis las distribuciones del sector informal y formal permanecen sin cambios y, por lo tanto, no se alteran ni las medias de remuneraciones ni las curvas de Lorenz de cada sector. No obstante, la distribución general de las remuneraciones se modifica por influjo del cambio en el peso relativo del sector formal (x^2).

En particular, se modifica la media salarial y el umbral z que define cada percentil p :

$$\mu^{1,x^2} = x^2 \mu_a^1 + (1-x^2) \mu_b^1 \quad (10)$$

$$p = F(z^{1,x^2}, x^2) = x^2 F_a(z^{1,x^2}) + (1-x^2) F_b(z^{1,x^2}) \quad (11)$$

Dado que la remuneración media en el sector formal es mayor que en el sector informal, el impacto de la formalización —sin cambios en las distribuciones sectoriales— sobre la remuneración media general es claramente positivo. Por su parte, el umbral z es más alto bajo la nueva configuración, puesto que una mayor parte de la población asalariada se ocupa en el sector que paga mayores ingresos ($z^{1,x^2} \geq z^1$)¹⁰.

Sin embargo, no es posible extraer una conclusión análoga sobre otros estadísticos, en particular aquellos que capturan el grado de dispersión. El efecto de composición, definido como (8), pone de manifiesto esta ambigüedad. A fin de visualizar con precisión esta situación, se incorporan algunos elementos adicionales de notación. El cambio en la remuneración media inducida por el cambio en la participación del sector formal se denomina como β , tal que $\mu^{1,x^2} = (1+\beta)\mu^1$. Sobre la base de esta notación, en el anexo se deriva el efecto de composición, que se define como¹¹:

¹⁰ Se asume que la función de distribución del sector formal domina estocásticamente a la función de distribución del sector informal, es decir $F_a(z) \leq F_b(z)$ para todo z . Por lo tanto, se cumple que $F_a(z) \leq p \leq F_b(z)$. Si se incrementa el peso relativo del sector formal, se requiere que aumente z para que p permanezca constante.

¹¹ Por simplicidad, se denota $L_i(F_i(z))$, como $L_i(z)$, puesto que no se genera ambigüedad alguna en la interpretación. $L_i(z)$ es el porcentaje de las remuneraciones totales del sector i que son apropiadas por el percentil p definido por el umbral de remuneración z , $p_i = F_i(z)$.

$$\begin{aligned}
 \text{Efecto de composición} &= L^{1,x^2}(x_2, p) - L(p, x_1) \\
 &= \frac{LG_b(z^1)}{LG_a(z^1)} + \frac{x^2 L_a(z^{1,x^2}) - x^1(1 + \beta)L_a(z^1)}{(1 - x^2)L_b(z^{1,x^2}) - (1 - x^1)(1 + \beta)L_b(z^1)} \quad (12)
 \end{aligned}$$

El primer factor es siempre positivo y captura la distancia relativa entre las distribuciones de los sectores formal e informal, a partir de la relación entre las curvas de Lorenz generalizadas de ambos sectores¹². Obsérvese que cuanto mayor resulte la brecha que separa a ambas distribuciones, menor será el efecto redistribuidor de un incremento de la formalidad. Ante este resultado, se intuye que los trabajadores remanentes en el sector informal se alejan más del creciente sector formal, por lo que el efecto positivo de un incremento de la formalización es amortiguado por la situación de mayor inequidad relativa de los trabajadores que permanecen en situación de informalidad.

El segundo término presenta un signo y valor absoluto ambiguo, y captura fundamentalmente las diferencias intersectoriales respecto de la desigualdad. El cociente mide la relación entre el cambio en la curva de Lorenz del sector formal y el operado en el sector informal¹³, ponderado por la modificación de la participación relativa de cada sector y el incremento de la remuneración media global. El denominador y el numerador constituyen una aproximación al grado de desigualdad interna en el sector formal e informal, respectivamente, en tanto que la diferencia entre $L_i(z^{1,x^2})$ y $L_i(z^1)$ representa la masa de las remuneraciones totales generadas en el sector i que es apropiada por la población que se ubica entre los percentiles definidos por z^{1,x^2} y z^1 . Obsérvese que este término tenderá a ser positivo y a presentar un mayor valor absoluto cuanto mayor sea el cambio registrado en la formalidad (x^1 a x^2) y cuando el cambio inducido en la curva de Lorenz del sector formal resulte superior al cambio en el sector informal. No obstante, el impacto final dependerá de la ubicación relativa de las curvas de Lorenz, resultado que pone de relieve la importancia de las diferencias en la desigualdad entre los sectores para determinar el impacto final sobre la desigualdad.

En otras palabras, si el diferencial a favor de la distribución del sector formal —hacia donde migran los trabajadores— no es compensado por los cambios producidos en las diferencias relativas a la desigualdad interna de los sectores, entonces, un aumento en la participación del sector formal conlleva una disminución de la dispersión de las remuneraciones.

¹² La curva de Lorenz generalizada se define como la curva de Lorenz multiplicada por la remuneración media.

¹³ Las curvas de Lorenz sectoriales permanecen sin cambios, lo que se modifica es el valor de z , donde se evalúan para determinar el percentil p de la distribución general.

b) Distribución contrafactual 2: incremento del grado de formalización sin cambios en la dispersión salarial dentro de cada sector e incrementos α_a y α_b de los ingresos medios del sector formal e informal, respectivamente ($\mu_i^2 = \varphi_i \mu_i^1$; $L_i^2(p) = L_i^1(p)$ para todo z , $i=a,b$, siendo p los percentiles de la distribución)

La derivación de la segunda distribución contrafactual implica imponerle a la distribución del año 1 la participación del sector formal y las medias de remuneraciones correspondientes al año 2. Se postula la invariabilidad de una transformación específica de la función de distribución: la curva de Lorenz.

En el anexo del presente capítulo se deriva el efecto de la estructura salarial, como se definió en la ecuación (8). Su expresión se resume en:

$$\begin{aligned} \text{Efecto de la estructura salarial} &= L^{1,x_2,\mu_i^1}(x_2, p) - L^{1,x_2}(x_2, p) \\ &= x^2 \left[\frac{(1 + \varphi_a) L_a^1(z^2)}{(1 + \alpha)} - L_a^1(z^1) \right] \\ &+ (1 - x^2) \left[\frac{(1 + \varphi_b) L_b^1(z^2)}{(1 + \alpha)} - L_b^1(z^1) \right] \quad (13) \end{aligned}$$

El efecto de la estructura salarial es un promedio —ponderado por la participación de los sectores en el año 2— de los cambios en las curvas de Lorenz del sector formal e informal, donde las curvas correspondientes al año 2 se ajustan por el cambio en la estructura salarial, medida a través de las tasas de crecimiento de la media de ingreso de ambos sectores.

Si se reduce la brecha entre el sector formal y el sector informal ($\varphi_b > \alpha > \varphi_a$), el segundo término es inequívocamente positivo, pero el primer término podría compensar este impacto desconcentrador si el cambio en la curva de Lorenz del sector formal no fuera suficiente para compensar la caída del premio a la formalidad. Lo contrario se observa si se incrementa la brecha salarial a favor del sector formal ($\varphi_b < \alpha < \varphi_a$), donde el efecto positivo sobre la desigualdad del primer término podría ser compensado si el cambio en la curva de Lorenz del sector informal fuese menor que la caída de la brecha salarial. Nuevamente, la dinámica del premio salarial medio tiene un impacto ambiguo sobre la desigualdad, en tanto se potencia o se limita en función de los cambios en la desigualdad interna de los sectores, medida por medio de sus respectivas curvas de Lorenz.

Finalmente, el efecto de los cambios en la desigualdad intrasectorial se resume en la siguiente ecuación:

$$L^2(x^2, p) - L^{1,x^2,\mu_i^2}(x^2, p) = \frac{x^2 \mu_a^2}{\mu^2} [L_a^2(z^2) - L_a^1(z^1)] - \frac{(1-x^2) \mu_b^2}{\mu^2} [L_b^2(z^2) - L_b^1(z^1)] \quad (14)$$

En este caso, el impacto será desconcentrador si se cumple la condición:

$$\frac{x^2 \mu_a^2}{(1-x^2) \mu_b^2} \geq \frac{[L_b^2(z^2) - L_b^1(z^1)]}{[L_a^2(z^2) - L_a^1(z^1)]} \quad (15)$$

La relación entre el cambio de las curvas de Lorenz entre el sector informal y el formal debe ser inferior a la brecha salarial ponderada por la participación relativa de los sectores en el empleo total. La propensión a que esto suceda aumenta con x^2 y con la dimensión de la brecha salarial.

Los tres términos de la descomposición presentan signos ambiguos. La conclusión básica de los ejercicios presentados es que la dirección y la magnitud de los cambios no son fácilmente previsible, sino que dependen tanto de las condiciones iniciales como de la magnitud de los cambios asociados a la formalización.

C. Comentarios finales

Si bien no es posible realizar predicciones claras sobre el impacto distributivo de incrementos en el grado de formalización, es factible establecer un conjunto de hipótesis plausibles, que señalen potenciales impactos diferenciados en función de la participación de ambos sectores, la magnitud y dinámica de los diferenciales salariales y las características de la desigualdad dentro de los sectores. El efecto sobre la desigualdad de un fenómeno común a toda la región podría resultar divergente entre países, en función de la situación inicial de los mercados de trabajo.

En primer lugar, los impactos difieren a lo largo de la distribución. Como queda claro en la determinación del efecto de composición, el efecto de la estructura salarial y el efecto de desigualdad intersectorial, la magnitud y el signo de los cambios dependerán de la relación entre la distancia relativa entre las curvas de Lorenz de los sectores antes y después de los cambios ($L_i^2(z^2) - L_i^1(z^1)$), la que será distinta según el tramo de la distribución en cuestión. Esta situación amerita utilizar herramientas metodológicas, como las descomposiciones basadas en regresiones de la función de influencia recentrada (RIF) (*recentered influence function*), que permitan identificar con claridad el impacto de la formalización —mediante el efecto de composición y el efecto de la estructura salarial— a lo largo de la distribución.

Para comprender la importancia de este enfoque, basta con observar que la distancia ($L_i^2(z^2) - L_i^1(z^1)$) está presente en los tres efectos, ponderada por la participación en el empleo del sector i . No obstante, en la medida en que la distribución de las remuneraciones de los trabajadores informales se encuentra corrida hacia la derecha, es posible esperar que dicha diferencia

disminuya en los tramos de remuneraciones más elevados. Por esta razón, es de esperar que el efecto de la formalización se concentre en los tramos inferiores de la distribución.

En segundo lugar, el efecto de composición y el efecto de la estructura salarial muestran que la propensión a que los cambios impacten positivamente en términos de desigualdad se reduce con la brecha o premio salarial. Si la distancia entre ambos sectores en términos de remuneraciones medias es muy grande, una mayor formalización puede impactar fuertemente sobre la desigualdad, dado que la cola inferior de la distribución, integrada preponderantemente por trabajadores del sector informal, se aleja más del resto de la población ocupada. En los países donde las brechas salariales originales difieren, el cambio del grado de formalización debería presentar impactos distintos sobre la desigualdad.

En tercer lugar, el efecto de composición muestra que, cuanto mayor sea la magnitud del cambio en el grado de formalización, el impacto sobre la desigualdad debería crecer, *ceteris paribus* las distribuciones intersectoriales.

Dadas estas consideraciones, resulta particularmente pertinente estudiar el impacto de la formalidad sobre la desigualdad en países que difieren en términos de la incidencia original de la informalidad al comienzo del período, que experimentaron cambios de distinta magnitud en esta variable durante la primera década del siglo XXI y que difieren en cuanto a la desigualdad imperante en el mercado laboral y el grado de desarrollo económico relativo.

Los cinco estudios de caso presentados en este volumen constituyen ejemplos útiles para mostrar el proceso de formalización y sus consecuencias. El Brasil, la economía más grande de la región, se caracteriza por un alto nivel de desigualdad, un grado de formalización medio en el contexto regional al comienzo de la década y un importante proceso de formalización. Chile, una de las economías de la región con más elevado PIB per cápita y con un patrón de crecimiento considerable en los últimos 25 años, presenta un nivel de desigualdad persistentemente alto, a la vez que experimenta una reducción menor de la informalidad, aunque desde un nivel relativamente alto de formalización de las relaciones laborales. La Argentina y el Uruguay son países con un nivel de desarrollo relativo alto, con niveles de desigualdad más moderados y en los que se está llevando a cabo un fuerte proceso de formalización. Por último, el Ecuador, el menos desarrollado económicamente de los cinco países mencionados, presenta un nivel de informalidad importante a comienzos de la década, pero con una clara tendencia descendente. Desde esta heterogeneidad, se intenta identificar los impactos que la formalización, proceso generalizado en la región, ha tenido sobre la desigualdad. Se trata de un esfuerzo por cubrir un vacío de la literatura, ya que los vínculos entre la informalidad y la desigualdad no han sido explorados en forma sistemática.

Bibliografía

- Anand, Sudhir y Ravi Kanbur (1993), "Inequality and development: a critique", *Journal of Development Economics*, vol. 41.
- Arellano, M. y S. Bond (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, vol. 58.
- Atanassio, O. y C. Binelli (2010), "Mexico in the 1990s: the main cross sectional facts", *Review of Economic Dynamics*, vol. 13.
- Azevedo J., G. Inchauste y V. Sanfelice (2013), "Decomposing the recent inequality decline in Latin America", *Policy Research Working Paper*, N° WPS6715, Washington, D.C., Banco Mundial.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2014), *Pactos para la igualdad: hacia un futuro sostenible* (LC/G.2586(SES.35/3)), Santiago de Chile.
- (2013), *Panorama Social de América Latina*, 2013 (LC/G.2580), Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.14.II.G.6.
- Chong, A. y M. Gradstein (2007), "Informality and inequality", *Journal of Public Economics*, vol. 91.
- Gasparini, L. y otros (2012), "Educational upgrading and returns to skills in Latin America. Evidence from a supply-demand framework, 1990-2010", *CEDLAS Working Papers*, N° 0127, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.
- Johnson, J., D. Kaufmann y P. Zoido-Lobaton (1998), "Regulatory discretion and unofficial economy", *American Economic Review*, vol. 88, N° 2.
- López-Calva, Luis Felipe y Nora Claudia Lustig (2010), *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?*, Brookings Institution Press, mayo.
- Mishra, A. y R. Ray (2010), "Informality, corruption, and inequality", *Working Paper*, N° 13/10, Bath, Department of Economics, University of Bath.
- Perry, G. y otros (2007), *Informality: Exit and Exclusion*, Nueva York, Banco Mundial.
- Rosser, J., M. Rosser y E. Ahmed (2003), "Multiple unofficial economy equilibria and income distribution dynamics in systemic transition", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 25, N° 3.
- (2000), "Income inequality and the informal economy in transition economies", *Journal of Comparative Economics*, vol. 28.
- Shneider, F. y D.H. Enste (2000), "Shadow economies: size, causes, and consequences", *Journal of Economic Literature*, vol. 38, N° 1.
- Sudhir, A. y S. Kanbur (1993), "The Kuznets process and the inequality-development relationship", *Journal of Development Economics*, vol. 40.
- Winkelried, D. (2005), "Income Distribution and the Size of the Informal Sector" [en línea] <http://128.118.178.162/eps/dev/papers/0512/0512005.pdf>.

Capítulo II

Protección social y afiliación a los sistemas de pensiones en América Latina

*Verónica Amarante*¹

*Ana Sojo*²

La protección social engloba un conjunto de políticas y programas con los que las sociedades dan respuesta a diversas contingencias a fin de compensar la falta o reducción sustancial de ingresos provenientes del trabajo, brindar asistencia a las familias con hijos y ofrecer atención médica y vivienda a la población (Naciones Unidas, 2000). Se trata de atender tanto las necesidades de protección y promoción de quienes se encuentran en situación de pobreza, como las de aseguramiento de quienes, sin ser pobres, deben encarar diversos riesgos propios de la naturaleza humana, sobre todo ante circunstancias adversas y durante determinadas etapas del ciclo de vida. Por tanto, la protección social adquiere un sentido amplio e incluye como uno de sus componentes la seguridad social y, dentro de ella, los sistemas de pensiones. En esta materia hay una gran heterogeneidad entre los países de la región en cuanto al grado de avance y la magnitud de los déficits por encarar (CEPAL, 2013).

¹ Oficial de Asuntos Sociales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Directora de la Oficina de la CEPAL en Montevideo.

² Oficial de Asuntos Sociales, División de Desarrollo Social de la CEPAL. Las autoras agradecen además la excelente labor realizada por Nincen Figueroa y Marcela Gómez como asistentes de investigación.

Como marco para el análisis que se presentará a lo largo del libro, en este capítulo se intenta explicar y reconocer algunos determinantes que condicionan la afiliación al sistema de pensiones. A tal efecto, se caracteriza la población expuesta a menores niveles de afiliación en los cinco países que serán objeto de examen a lo largo del presente volumen: Argentina, Brasil, Chile, Ecuador y Uruguay.

En primer lugar, se analiza el rol de la seguridad social teniendo en cuenta sus funciones y objetivos, se analizan algunas visiones sobre la protección social y su evolución, y el vínculo entre mercado laboral y seguridad social. En segundo término, mediante un modelo se estiman las probabilidades disímiles que tienen los asalariados privados, a escala individual, de estar afiliados a un sistema de pensiones, y se indaga sobre la racionalidad subyacente. Al final, se exponen algunos comentarios a modo de conclusión.

A. La protección social: un concepto en evolución³

El propio concepto de protección social, así como las dimensiones que lo conforman, han evolucionado con el paso del tiempo en el marco de los procesos económicos y sociales que atraviesan las economías. Una definición usual consiste en considerar la protección social como el conjunto de medidas destinadas a proteger a los individuos de la pérdida o disminución de ingresos por desempleo, maternidad, vejez, o bien ante enfermedades y accidentes. Se trata de herramientas que permiten proteger a los individuos y garantizarles determinado nivel de bienestar ante riesgos y situaciones adversas a lo largo del ciclo de vida y ante vicisitudes asociadas con los ciclos económicos. La necesidad de contar con estas herramientas se basa en que el momento y el tipo de protección necesaria para afrontar determinados riesgos son inciertos. En esos términos, como afirmó agudamente Arrow, la variedad de riesgos en el mundo es asombrosa y muy limitado el mercado para cubrirlos, debido a la prevalencia de la incertidumbre (Arrow, 1963).

Los sistemas de aseguramiento son de naturaleza redistributiva cuando no efectúan un descreme del mercado, no se orientan por el lucro y son solidarios. Esto se debe a que tienen como objetivo diversificar los riesgos individuales que encaran las personas y facilitarles el ahorro en aras de nivelar sus ingresos a lo largo del ciclo vital. Mediante rentas generales, esos sistemas pueden incluir y retener a personas con mayor vulnerabilidad y menores ingresos, que tienen escasa capacidad para autofinanciar un aseguramiento. De ese modo, la función de redistribución del ingreso se

³ Esta sección se basa en el análisis de los paradigmas presentado en el capítulo IV del *Panorama Social de América Latina* (CEPAL, 2013).

vincula estrechamente con el principio de solidaridad, que permite una diversificación adecuada del riesgo y encarar exclusiones (Sojo, 2003 y 2014).

Un componente fundamental de los sistemas de seguridad social son los sistemas de pensiones, que pueden financiarse con contribuciones de los beneficiarios o con cargo a impuestos generales, y que deben asegurar un determinado nivel de consumo en la edad adulta, al mismo tiempo que reducen la incidencia de la pobreza entre los adultos mayores (CEPAL, 2006; Ribe, Robalino y Walker, 2012; Rofman Apella y Vezza, 2013; entre otros). Los sistemas contributivos de pensiones deben brindar beneficios razonables y proporcionales al esfuerzo de ahorro previsional de las personas durante su vida activa y no ejercer efectos negativos en términos fiscales (Sojo, 2014). En el caso de las pensiones no contributivas, se trata de garantizar determinado nivel de ingresos a quienes hayan tenido una trayectoria laboral y condiciones socioeconómicas desfavorables.

1. Protección social: cambios en los enfoques y en el discurso

La prevalencia de ciertas ideas tiene que ver con el poder, pero esto no solo se refiere a la capacidad coercitiva de las partes que inciden en la trayectoria de las políticas, sino a sus poderes discursivos; es decir, la capacidad para convencer a los interlocutores para que hagan concesiones, o para hacerles cambiar la percepción de sus intereses o de lo que es apropiado respecto de sus valores (Schmidt, 2013, págs. 5 a 7). De ahí que resulte pertinente revisar de manera sintética algunas ideas y discursos sobre la protección social en cuyo marco se han moldeado muchos de los sistemas de seguridad social imperantes en la región. Este análisis puede ayudar a comprender mejor, en algunos casos, los derroteros seguidos por los sistemas de seguridad social. Algunos de estos planteamientos han constituido hitos en cuanto a la manera de conceptualizar y abordar la protección social, y han servido de punto de partida para incidir en la política pública. Sin pretender realizar una identificación exhaustiva, ya que sin duda existen otros enfoques, e incluso interacciones diversas entre estas propuestas, es posible señalar cuatro que tienen relevancia⁴.

Uno de esos enfoques fue el prevaleciente durante los años ochenta y noventa, cuando se difundió la focalización reduccionista. Según esa visión, el gasto público social debía concentrarse en los sectores más vulnerables, dejando a un lado el principio de universalidad, a partir del supuesto de que la cobertura universal era costosa y poco eficiente. Se recomendaba establecer

⁴ En Sojo (2015), se realiza un ejercicio de visualización de las oposiciones y confluencias de distintas perspectivas en un espacio bidimensional, que las ordena en torno a los planteamientos de cobertura y al financiamiento, que a su vez han sido los ejes fundamentales del debate, dado que la fuerza de estas tensiones ha subsumido otros temas.

programas destinados a los más necesitados, lo que contribuiría a reducir la pobreza de forma eficiente y con menores costos. En la década de 1990 y en el marco de los grandes procesos de privatización de los servicios públicos que vivía la región, los servicios sociales no fueron la excepción, por lo que se defendía su privatización sin considerar los posibles problemas que podría acarrear la prestación privada de servicios de seguro. Esta perspectiva de la política social empezó a verse erosionada por sus consecuencias negativas y desafiada por experiencias exitosas que seguían otra trayectoria. Sin embargo, fue obstinada: así, durante los años 2000 se postuló el “manejo del riesgo social”, que limitaba la intervención pública a su mínimo indispensable en materia de protección social, restando importancia al principio de solidaridad del financiamiento. Según esa propuesta, las responsabilidades del Estado en materia de bienestar social se circunscribían a la lucha contra la pobreza, de modo que el aseguramiento contra los riesgos se definía como una responsabilidad individual y se desestimaba la solidaridad en la diversificación de riesgos. Entre otros actores, estas visiones y las políticas concomitantes fueron promovidas decididamente por el Banco Mundial (Sojo, 2003).

En la mayoría de los países de la región, los sistemas de pensiones combinan esquemas contributivos y no contributivos. Otro eje del debate gira en torno a la forma idónea de financiamiento de esos sistemas de protección social. Muchas veces este debate se plantea en forma simplificada y dicotómica, en términos del financiamiento mediante contribuciones o mediante recursos fiscales.

Desde ese punto de vista, puede identificarse el debate surgido a partir de la idea del universalismo básico (Filgueira y otros, 2006), impulsada desde el Instituto Interamericano para el Desarrollo Social (INDES), perteneciente al Banco Interamericano de Desarrollo (BID), que impugna el financiamiento contributivo de la protección social. El universalismo básico propone combinar acciones de cobertura universal y prestaciones seleccionadas que constituyan verdaderos pisos de protección que se deberían fortalecer gradualmente. Las coberturas propuestas son restrictivas: se trata de brindar una cobertura universal de un conjunto limitado de prestaciones esenciales a categorías de población definidas a partir de ciertos atributos, o bien un conjunto limitado de prestaciones básicas que variaría de acuerdo con las posibilidades y definiciones propias de cada país. Se propone conseguir esos objetivos mediante el uso de recursos fiscales no contributivos, e incluso se crea el término “universalismo básico no contributivo” (Rezk, 2006).

Desde una perspectiva análoga, y en un ámbito también cercano al BID, ha surgido recientemente una posición taxativa contraria al financiamiento contributivo, por considerar que este genera distorsiones y termina fortaleciendo los altos niveles de informalidad (Levy, 2008). Se propone sustituir los impuestos sobre la nómina por incrementos de los impuestos indirectos, con

lo que se pasaría de impuestos sobre el trabajo a impuestos sobre el consumo, y conservar el financiamiento de ciertos beneficios para los asalariados con impuestos sobre la nómina. La idea básica consiste en alcanzar una seguridad social universal con convergencia de beneficios para todos los trabajadores, combinada con los beneficios específicos para los asalariados. El propio BID ha subrayado la necesidad de incorporar a los trabajadores no asalariados a la seguridad social, con una modalidad más flexible de implementación de los pagos y basada en la innovación en cuanto a las maneras de forzar el ahorro para colectivos desligados de la seguridad social, pero sin generar sistemas paralelos. En relación con el financiamiento de esa ampliación de la cobertura, se recomienda reducir los amplios gravámenes al trabajo formal o, al menos, no sumar más cargas, además de explorar vías alternativas de financiamiento, como los impuestos sobre el consumo y los ingresos públicos por materias primas (Bosch, Melguizo y Pagés, 2013).

Como cabía esperar, este tipo de propuesta ha sido muy polémica. En las antípodas de ese razonamiento, se ha argumentado largamente que más que considerar el carácter contributivo o fiscal de los recursos que sustentan el aseguramiento, hay que centrarse en la calidad de ese aseguramiento como forma de desarrollar los mercados laborales e incrementar la formalidad. Si la provisión de las pensiones o los beneficios de la salud son muy ineficientes, si los vínculos entre beneficios y contribuciones son muy débiles, o si algún miembro de la familia ya inserto en el sector formal provee una cobertura familiar que no difiere de la alcanzable por aseguramiento propio, la inserción en el sector informal de la economía puede tornarse más atractiva. De ahí la necesidad de velar por la eficiencia y calidad de los sistemas de seguridad social para lograr los incrementos deseados en la afiliación (Sojo, 2003).

También en nuevos estudios realizados con los auspicios del Banco Mundial se ha advertido recientemente sobre la complejidad derivada de impugnar el financiamiento contributivo en la región para proponer paquetes básicos de beneficios financiados por impuestos específicos, junto con planes complementarios y voluntarios administrados por el sector privado o público. Se subrayan las restricciones fiscales, legales y administrativas, a lo que se sumaría el bajo nivel de recaudación en muchos países y el hecho de que en algunos existen instituciones de protección social sólidas que ya ofrecen beneficios de salud, pensiones y a veces, de desempleo. Esos beneficios pueden ser incluso mayores que los que se incluirían en los paquetes básicos. Se señala que, si bien los sistemas contributivos que cubren el sector formal son insuficientes, la coexistencia de sistemas contributivos y no contributivos que funcionan de manera paralela tampoco es eficiente, por lo que se proponen sistemas integrados (Ribe, Robalino y Walker, 2012).

Se puede reconocer una tercera propuesta relevante que se vincula con el piso de protección social y la cobertura universal de la salud. El concepto de

piso de protección social fue propuesto por la Organización Internacional del Trabajo (OIT), conjuntamente con la Organización Mundial de la Salud (OMS). En sus orígenes, se definió como un conjunto básico y modesto de garantías de seguridad social que debían implementarse mediante transferencias monetarias y prestaciones (OIT, 2008). Se buscaba asegurar a niños y niñas, adultos mayores y personas con discapacidad ingresos suficientes para que no quedaran por debajo de la línea de pobreza, así como brindar apoyo focalizado a los desempleados y los pobres en edad activa. La propuesta fue evolucionando a lo largo del tiempo. Debido a la presión sindical en los debates tripartitos realizados en la OIT, se eliminó el término “básico”. Se concibe el piso como complemento y no como alternativa a las instituciones de seguridad social existentes. Más adelante se plantea una estrategia que comprende una dimensión horizontal (un conjunto de garantías básicas para todos) y otra vertical, que se refiere a la implementación gradual de estándares más elevados. La dimensión horizontal guarda relación con servicios esenciales financiados de salud, educación, saneamiento, seguridad alimentaria, vivienda, seguridad básica de ingresos (Grupo Consultivo sobre el Piso de Protección Social, 2011). El “piso de protección social” debe garantizar el acceso a servicios sociales fundamentales, como la asistencia médica y la seguridad de ingresos, que permitan concretar modelos de cobertura universal (OIT, 2011). Se reconoce que el desafío consiste en que no se origine una fragmentación adicional de la protección social existente, para lo que sería necesario desarrollar en forma simultánea las dimensiones horizontal y vertical (Schwarzer, 2013).

Por último, en un cuarto planteamiento se concibe la protección social como un derecho ciudadano. Según lo planteado por la CEPAL (2000 y 2006), un sistema de protección social es más que una estructura institucional: es un acuerdo político de la sociedad para establecer las bases sobre las que desea construir y regular la convivencia. La CEPAL ha formulado principios de la protección social a partir del reconocimiento de los derechos ciudadanos. En ese marco, el principio de la universalidad consiste en garantizar a todos determinadas protecciones o beneficios en forma de derechos, con la calidad y en la cantidad que se consideren necesarias para su participación plena en la sociedad. Con ese principio se pretende crear la certeza de que cada quien tiene asegurado el máximo nivel de bienestar que permita el desarrollo económico en un momento dado. Eso no significa que todo beneficio sea universalizable, sino que la sociedad establece, a partir de acuerdos, estándares de calidad y de cobertura que deben garantizarse a sus miembros. Además, la universalidad no es contraria a la posibilidad de establecer criterios de selectividad. Por su parte, el principio de solidaridad postula la participación en el financiamiento de la política social de acuerdo con la capacidad económica individual y sustenta la vocación redistributiva de la protección social.

2. Mercado laboral, sistema de seguridad social y evasión contributiva

En los países de América Latina, sobre todo en lo que concierne a la seguridad económica en la vejez, la seguridad social es eminentemente de carácter contributivo y las contribuciones son efectuadas por empleados y empleadores en el caso de los asalariados (o solo por los empleados en algunos países), o por los propios trabajadores independientes. Quedan, por tanto, ligadas a la dinámica del mercado laboral. En los países considerados en este libro también existen sistemas de pensiones no contributivas, que se han expandido en los últimos años con el fin de cubrir a quienes, debido a problemas originados en los mercados laborales, no recibirían beneficios sociales en la vejez.

En la literatura se destacan dos perspectivas para intentar comprender la alta incidencia de la falta de cobertura de la seguridad social entre los trabajadores (Perry y otros, 2007, entre otros). Según la explicación vinculada al “escape”, se trataría de una estrategia racional de los trabajadores y también de las empresas, que valorarían los beneficios de los empleos informales (consumo presente, flexibilidad) más que los beneficios derivados de la formalización, ya que se vislumbra al Estado como altamente ineficiente en su rol de proveedor de prestaciones y regulador. Según la otra explicación, el problema se entiende como un fenómeno de exclusión: en esencia, los trabajadores se ven perjudicados por el funcionamiento de un sistema dual y segmentado que no les ofrece oportunidades para acceder a la protección social.

Hay indagaciones empíricas que reflejan ambas visiones. En el análisis de la informalidad elaborado por Perry y otros (2007) se caracteriza a los trabajadores según sus motivaciones y sus preferencias por los beneficios sociales y no pecuniarios de los empleos (flexibilidad, estabilidad, entre otros). Los autores señalan que las motivaciones difieren considerablemente entre los grupos: la mayoría de los trabajadores independientes (cuentapropistas y patrones) habrían ingresado voluntariamente en esa categoría, con lo que escapan de los sistemas formales de protección social. En el caso de los asalariados, la informalidad se deriva en la mayoría de las ocasiones de la decisión de sus empleadores, que en muchos casos son microempresas. Por lo tanto, sería pertinente la hipótesis de exclusión⁵.

Más allá del diseño específico de los esquemas contributivos de protección social, los requerimientos de financiación y los grados de solidaridad hacen indispensable el aporte efectivo de los empleados, sus empleadores y los trabajadores por cuenta propia registrados. De ahí que el incumplimiento (que puede describirse con el concepto “evasión contributiva”)

⁵ Véase un análisis actualizado sobre ese tema en Gómez Sabaíni, Cetrángolo y Morán (2014), parte I.

sea un aspecto decisivo en su diseño y su funcionamiento, pues incide en la adecuación de los beneficios, la sostenibilidad financiera y la legitimidad política de los sistemas de protección social (Gómez Sabaíni, Cetrángolo y Morán, 2014, pág. 20).

La evasión contributiva tiene consecuencias que trascienden lo exclusivamente financiero. Quien no aporta, no tendrá derecho a reclamar las prestaciones ofrecidas por el régimen establecido. Para que ocurran la evasión y elusión contributiva, deben darse tres condiciones simultáneas: i) los empleados deben preferir el no pago de las contribuciones (a pesar de los beneficios que dejan de recibir), mostrarse reacios a informar situaciones de incumplimiento a las autoridades del Estado o bien, de manera involuntaria, ignorar que sus empleadores incurren en esa evasión cuando reciben información falsa, incompleta o confusa mediante sus sistemas de pago; ii) los empleadores o patrones deben tener la motivación necesaria para evadir o menospreciar el pago de contribuciones de la seguridad social en relación a otros gastos y costos, y iii) el control por parte del gobierno debe tolerar dichas modalidades de evasión, o bien ser inadecuado para prevenirlas, detectarlas o castigarlas (Gómez Sabaíni, Cetrángolo y Morán, 2014, pág. 23).

En todo caso, resulta evidente que en el mercado laboral se generan exclusiones respecto del sistema de seguridad social, cuya magnitud difiere sustancialmente entre los distintos países. La extensión de la cobertura implica acciones contra las modalidades de evasión, que las prevengan, detecten y castiguen; pero hace también indispensable concretar modalidades institucionales que no hagan que el acceso dependa únicamente de la dinámica del mercado de trabajo. Al considerar las insuficiencias en relación con el funcionamiento del mercado laboral, se ha impulsado la idea de fortalecer los impuestos sobre el consumo como fuente de financiamiento de la seguridad social, ya mencionadas. Sin embargo, cabe señalar al respecto que los impuestos redistributivos, que gravan la riqueza, son pertinentes para financiar la protección social no contributiva mediante rentas generales.

Para poder dar un salto en materia de protección social, sería indispensable fortalecer los mercados laborales. Entre otros factores decisivos a tal efecto, la CEPAL ha planteado la diversificación productiva, el cambio estructural que potencie la difusión del progreso técnico en la producción y aumente el valor agregado, y el incremento de las calificaciones de las personas y de su capacidad de adaptación a un mundo laboral más discontinuo.

Con el fin de elaborar estrategias de superación de la informalidad laboral se requiere encarar las condiciones que propician el incumplimiento del financiamiento de la protección social, entender la dinámica institucional de la protección social, y también comprender las características de los individuos que son determinantes respecto de su posibilidad de tener acceso a la protección social. A continuación, se profundizará en cómo los niveles

de afiliación a los sistemas de pensiones se relacionan con determinadas características de los individuos en el mercado laboral.

B. Determinantes de la afiliación a los sistemas de pensiones de los asalariados del sector privado

El origen y desarrollo de los sistemas de seguridad social en la región es dispar. En la clasificación tradicional de Mesa-Lago (1978) se distinguen tres grupos de países: pioneros, intermedios y tardíos. En el primero se encuentran la Argentina, el Brasil, Chile y el Uruguay, entre otros. Son los países donde el régimen de pensiones se implementó en las tres primeras décadas del siglo XX. Mientras tanto, el Ecuador se encuentra en el grupo intermedio, en cuyo caso la introducción de los primeros sistemas de pensiones se sitúa entre los años cuarenta y cincuenta.

También Rofman, Apella y Vezza (2013) han intentado clasificar los sistemas de seguridad social de la región en tres grupos de países según la cobertura, la existencia de programas no contributivos vinculados al régimen contributivo y el costo fiscal, entre otros aspectos. Se distingue un primer grupo que tiene sistemas de pensiones de gran alcance (más del 50% de los adultos mayores cubiertos) y un esquema de pensiones no contributivas con menores niveles de cobertura, que implica un elevado costo fiscal. Lo integran la Argentina, el Brasil, Chile y el Uruguay, países que se propusieron incluir a los adultos mayores que por diversos motivos no tuvieran acceso a prestaciones por vejez. El Ecuador, por su parte, se clasifica dentro de un segundo grupo, caracterizado por presentar una cobertura media (entre el 20% y el 50% de los adultos mayores cubiertos) y cuyo principal objetivo es reducir la pobreza entre la población de edad más avanzada, valiéndose para ello de esquemas focalizados.

La medición de la cobertura de la seguridad social y su vínculo con la dinámica del mercado laboral en la región ha sido objeto de diversas investigaciones. Al respecto, en CEPAL (2006) se presenta un modelo multivariado de la probabilidad de hacer contribuciones a la seguridad social entre los ocupados de 16 países de la región alrededor de 2005 y se detecta una gran influencia de las variables demográficas. Dicha probabilidad aumenta con la edad (aunque a tasas decrecientes), con el nivel educativo o con la presencia del cónyuge en el hogar (sobre todo entre los hombres), y es mayor en las zonas urbanas. La cobertura es sustancialmente inferior en el caso de los trabajadores por cuenta propia, los empleados del servicio doméstico y los trabajadores en empresas con menos de cinco empleados. El trabajo en el sector público o como profesional o técnico se vinculan positivamente con la probabilidad de aportar. También se encuentra que en las empresas de mayor tamaño es más probable que los trabajadores estén afiliados a un sistema de pensiones, en contraposición con empresas más pequeñas.

Rofman, Lucchetti y Ourens (2008) estudiaron 18 países de América Latina en el período 1995-2006 y encontraron una clara correlación entre el tamaño del establecimiento y el nivel de cobertura, así como una protección menor en las actividades incluidas en el sector primario de la economía. Se verifica también una asociación positiva entre la pertenencia a hogares de los primeros quintiles de ingresos y la menor cobertura del sistema de pensiones. Como señalan los autores, esta última asociación constituye una falla en el objetivo de redistribución del ingreso y suavización de la pobreza. A este resultado también llegan Da Costa y otros (2011), al analizar el alcance de la seguridad social en Bolivia (Estado Plurinacional de), el Brasil, Chile y México, de mediados de 1990 a 2006.

Por su parte, Auerbach, Genoni y Pagés (2007) analizan la probabilidad de que los trabajadores de la región estén afiliados a un sistema de pensiones. En el modelo estimado se consideran variables dependientes que reflejan, de acuerdo a los autores, factores de oferta y demanda laboral. Los factores de demanda son aquellos vinculados a las características individuales y del hogar, mientras que los factores de oferta se vinculan a las características del sector, de la firma y el trabajo. Se consideran siete países de América Latina (Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Nicaragua y Perú) en el período comprendido entre 1990 y 2002. Los resultados corroboran los perfiles antes descritos en relación con la educación y la edad, y sugieren que la baja cobertura de seguridad social se explica mayoritariamente por los factores de demanda. Los trabajadores a tiempo parcial tienen una probabilidad menor de contribuir a la seguridad social, al igual que los que trabajan en firmas pequeñas. En lo que respecta a la rama de actividad, el sector primario conformado por la agricultura y la minería, presentan una probabilidad de contribuir menor que los que trabajan en la industria.

Finalmente, en CEPAL (2013) se estima un modelo de probabilidad de cotizar a la seguridad social que corrobora los resultados anteriores, a la vez que arroja nuevas pistas sobre los determinantes. En la modelización presentada a continuación se actualizan las estimaciones allí presentadas, respecto de los países objeto de estudio de este libro.

1. El modelo y los datos

Para el análisis de los condicionantes de la afiliación de un trabajador al sistema de pensiones se realizaron estimaciones de modelos probit, que se corrigieron a fin de atenuar un posible sesgo de selección⁶. Dicho sesgo podría derivarse del hecho de que, para medir la probabilidad de que un trabajador

⁶ Se trata de un modelo heckprobit, que se estima en dos etapas. En la primera etapa se estima la ecuación de selección que mide la probabilidad de estar en la muestra sobre la que se ha definido la ecuación principal. En este caso, la ecuación de selección mide la probabilidad de ser asalariado en comparación con el total de personas económicamente activas.

esté afiliado a un sistema de pensiones, en primer lugar, debe estar ocupado (en este caso, ser asalariado privado), y la probabilidad de estar ocupado depende del salario de reserva en que se basa el trabajador para incorporarse a la fuerza laboral como asalariado privado. Cuando el salario de reserva es superior al salario del mercado, el individuo no se emplea; por lo tanto la decisión de participar o no en el mercado laboral es endógena al modelo. Se trata de decisiones no observables, que el individuo adopta previamente y que dependen de sus características, preferencias y oportunidades. De este modo, con la corrección del sesgo de selección se intenta solucionar el problema de autoselección que podría presentar la muestra.

El mismo método se utiliza en Auerbach, Genoni y Pagés (2007). Siguiendo la notación que proponen esos autores, el modelo empírico que se utilizaría para medir la probabilidad de cotizar al sistema de pensiones presenta la siguiente formulación:

$$C^*_{ij} = \beta_0 + P_i\beta_1 + H_i\beta_2 + T_i\beta_3 + S_j\beta_4 + \mu_{1i}$$

Se supone que la cobertura del sistema de pensiones correspondiente al individuo i en el sector j puede describirse mediante vectores compuestos por variables exógenas. El vector P_i recoge las características personales del individuo; el vector H_i recoge las características del hogar; T_i expresa las características del trabajo; S_j corresponde a variables ficticias del sector. En la práctica, se observa una variable binaria que toma el valor 1 si el individuo está afiliado al sistema de pensiones y 0 en caso contrario:

$$c_i = \begin{cases} 1 & \text{si } C^*_{ij} > 0 \\ 0 & \text{en otro caso:} \end{cases}$$

$$\Pr(c_i=1) = \Pr(C^*_{ij} > 0) = \Pr(\mu_{1i} > -\beta_0 - P_i\beta_1 - H_i\beta_2 - T_i\beta_3 - S_j\beta_4) \quad (1)$$

$$= 1 - \Phi(-\beta_0 - P_i\beta_1 - H_i\beta_2 - T_i\beta_3 - S_j\beta_4) \quad (2)$$

$$= \Phi(\beta_0 + P_i\beta_1 + H_i\beta_2 + T_i\beta_3 + S_j\beta_4) \quad (3)$$

Donde $\Phi(\cdot)$ es la función de distribución acumulada normal estándar. Se supone que μ_{1i} tiene una distribución normal estándar, es decir, μ se distribuye simétricamente en torno a cero, lo que permite la igualación de (2) y (3).

Por su parte, la ecuación de selección con la que se mide la probabilidad de ser asalariado privado se define como:

$$A_i\alpha + \mu_{2i} > 0$$

donde μ_{2i} tiene una distribución normal estándar con $\text{corr}(\mu_{1i}, \mu_{2i}) = \rho$

Se supone que la probabilidad de que determinado trabajador esté afiliado a un sistema de pensiones depende de un conjunto de características vinculadas al propio individuo, a su hogar y a su trabajo. Entre las primeras se incluyeron el sexo, la edad y el nivel educativo. Cuando fue posible, se incorporaron como variables de control el origen étnico y el área geográfica. En cuanto a las características del hogar se consideraron su tamaño, la jefatura y el ingreso del hogar sin incluir el ingreso del trabajador. En lo que respecta a las características del trabajo, las variables explicativas son si se trata de servicio doméstico o no, y si el trabajo es a tiempo completo o parcial. Por último, se consideraron variables binarias que distinguen los distintos sectores de actividad económica (agricultura, industria, construcción, entre otros). Además, se consideraron las interacciones entre el sexo y la jefatura de hogar, y el sexo y el nivel educativo.

En la ecuación de selección, se incluyeron como variables explicativas el sexo, el nivel educativo, el tramo etario, la cantidad de menores entre 0 y 4 años de edad en el hogar y la cantidad de menores entre 5 y 12 años de edad, así como la cantidad de miembros del hogar entre 15 y 64 años de edad que no están incorporados en la fuerza laboral.

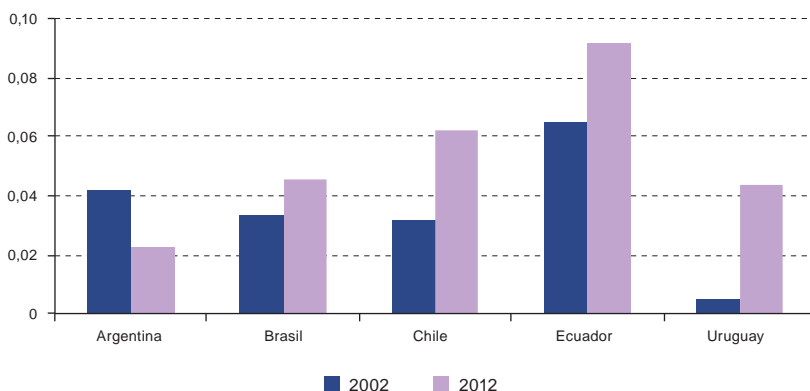
El estudio se llevó a cabo en relación con los años cercanos a 2002 y 2012 en los cinco países antes mencionados, con información de las encuestas de hogares de los países, cuyas características se presentan en el cuadro II.A.1. La identificación de la variable dependiente (ser cotizante o no a la seguridad social) plantea algunos desafíos en términos de la comparabilidad entre países y a lo largo del tiempo. En efecto, en el Brasil, Chile y el Uruguay, las encuestas contienen preguntas sobre la cotización al sistema de pensiones, mientras que en la Argentina y el Ecuador las preguntas se refieren a la afiliación. El detalle de las preguntas utilizadas para la construcción de la variable dependiente se presenta en el cuadro II.A.2. El universo de estudio son los asalariados privados entre 15 y 64 años de edad.

Los valores promedio de la variable dependiente y las variables explicativas se presentan en el cuadro II.A.3. Como se ha señalado, en todos los países se observa un incremento de la formalidad entre los asalariados privados, aunque persiste un gran déficit y hay importantes diferencias entre países. La variación fue muy significativa en el Ecuador, el país que tenía menores niveles de afiliación en 2002, donde se incrementó la afiliación en 20 puntos. Cabe destacar que la Argentina, el Brasil y el Uruguay tuvieron logros comparables, con aumentos de entre 12 y 13 puntos porcentuales. Chile, el país que tenía el mayor nivel de afiliación al principio del período, fue el que mostró incrementos más moderados.

2. Principales resultados

Los resultados de las estimaciones se presentan en el cuadro II.A.4. En todos los países, una vez que se controlan las distintas covariables incluidas en el modelo, las mujeres tienen una mayor probabilidad de estar afiliadas a la seguridad social. La variable binaria sexo, que toma valor uno en el caso de las mujeres, resulta significativa y positiva para todos los países y todos los años, con excepción de la Argentina en 2004 y 2012 y el Uruguay en 2002, en cuyos casos pierde significatividad (véanse el gráfico II.1 y el cuadro II.A.4 del anexo). Esto quiere decir que la mayor incidencia de la informalidad que se verifica en algunos países entre las mujeres no se debe a la condición de ser mujer, sino a otros atributos de los trabajadores y de los puestos de trabajo. Cuando se controlan esos aspectos, la probabilidad de contribuir suele aumentar en el caso de las mujeres.

Gráfico II.1
América Latina (cinco países): efecto marginal del sexo (mujer = 1) sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2002 y 2012

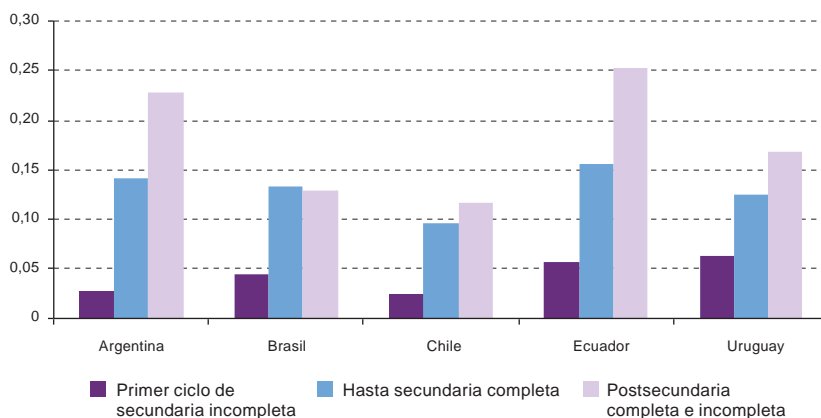


Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de tabulaciones especiales de las encuestas de hogares de los respectivos países. Las barras de color más oscuro corresponden a los coeficientes que resultaron estadísticamente significativos con un 99% de confianza.

En todos los países se observa una correlación positiva entre el nivel educativo y la probabilidad de cotizar al sistema de pensiones. En efecto, dicha probabilidad aumenta considerablemente cuando el trabajador pasa del primer ciclo de secundaria incompleta a secundaria completa. La probabilidad también se incrementa cuando se pasa al nivel superior de enseñanza, con excepción del Brasil, donde es similar en los dos últimos niveles educativos. Los efectos asociados a la educación fueron significativos

en todos los países, con excepción de la Argentina y Chile, donde los efectos marginales no resultaron significativos en el primer ciclo de secundaria incompleta (véanse el gráfico II.2 y el cuadro II.A.4 del anexo). La interacción entre el nivel educativo y el sexo muestra en términos generales diferencias significativas entre hombres y mujeres, con la excepción del caso del Brasil, donde los coeficientes resultan negativos, lo que indica una menor progresión en las probabilidades de cotización en el caso de las mujeres respecto de la educación secundaria, y mayor respecto de la terciaria alrededor de 2002.

Gráfico II.2
América Latina (cinco países): efecto marginal del nivel educativo sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2012



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de tabulaciones especiales de las encuestas de hogares de los respectivos países. Las barras de color más oscuro corresponden a los coeficientes que resultaron estadísticamente significativos con un 99% de confianza.

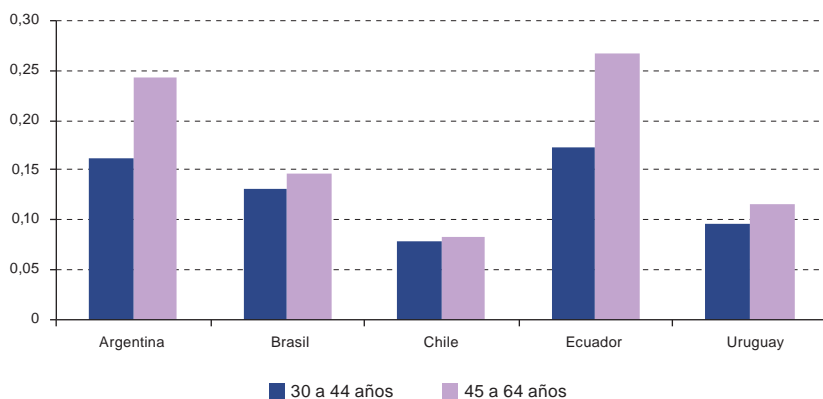
Por otra parte, en todos los países la probabilidad de cotizar a la seguridad social crece conforme aumenta la edad del trabajador. En efecto, los tramos etarios más avanzados presentan una mayor probabilidad de cotizar respecto a los estratos más jóvenes (categoría omitida), y el coeficiente asociado a la edad del trabajador resultó estadísticamente significativo en todos los casos (véanse el gráfico II.3 y el cuadro II.A.4 del anexo).

Los trabajadores que son jefes de hogar presentan en todos los países y años considerados una mayor probabilidad de cotizar a la seguridad social. Sin embargo, la interacción entre la jefatura de hogar y la variable de sexo muestra un valor negativo y significativo, lo que coloca a la mujer en una situación de desventaja respecto a los hombres jefes de hogar (véanse los

gráficos II.4 y II.5 y el cuadro II.A.4 del anexo). Esto refleja la mayor fragilidad de los hogares con jefatura femenina y niños a cargo, que se ven obligados a aceptar empleos en cualquier condición.

Gráfico II.3

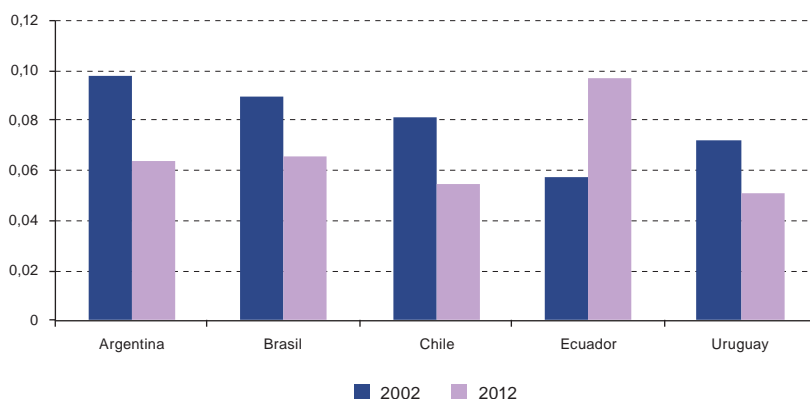
América Latina (cinco países): efecto marginal de la edad sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2012



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de tabulaciones especiales de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Gráfico II.4

América Latina (cinco países): efecto marginal de la jefatura de hogar sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2002 y 2012



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de tabulaciones especiales de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Gráfico II.5

América Latina (cinco países): efecto marginal de la jefatura de hogar por sexo (mujer = 1) sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2002 y 2012



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de tabulaciones especiales de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Se verifica una asociación negativa entre el tamaño del hogar y la probabilidad de cotización (véase el cuadro II.A.4). Es decir, en los hogares más numerosos, que suelen ser los conformados por mayor cantidad de niños y ubicados en la parte baja de la distribución, los adultos tienen una menor probabilidad de contribuir a la seguridad social. Por otro lado, esa probabilidad es creciente con el nivel de ingreso del hogar sin incluir el ingreso del trabajador⁷ (véanse el gráfico II.6 y el cuadro II.A.4 del anexo). Esta asociación entre nivel de ingresos y probabilidad de contribución pone en duda la capacidad redistributiva de los sistemas.

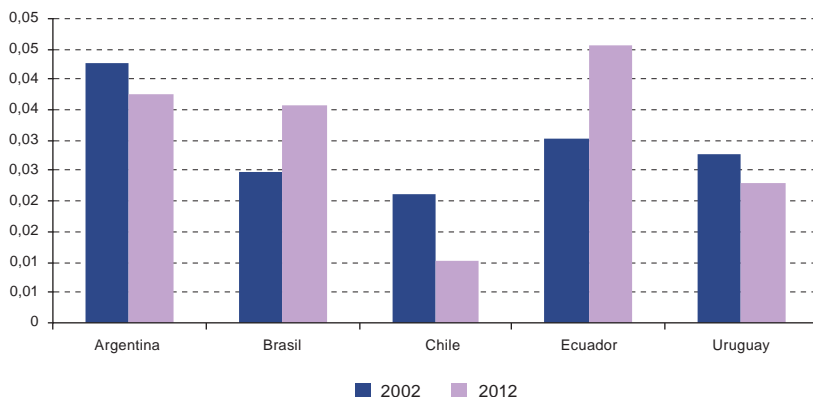
En los países cuyas encuestas tienen cobertura geográfica nacional (Brasil y Chile), los asalariados de las áreas urbanas presentaron una mayor probabilidad de cotización que quienes viven en áreas rurales. El efecto de la raza solo resultó significativo, y de signo negativo, en el Brasil y en el Ecuador, aunque su magnitud es baja (véase el cuadro II.A.4).

En relación con las características del puesto de trabajo, en todos los países el efecto de ser trabajador a tiempo parcial es negativo, significativo y de magnitud. El trabajador a tiempo parcial se define como el que trabaja menos de 30 horas semanales. Los resultados indican que ser trabajador a tiempo parcial implica que, en promedio, hay cerca de un 20% menos de probabilidad de que contribuya al sistema de pensiones, en comparación con un trabajador a tiempo completo, según datos de alrededor de 2012 (véanse el gráfico II.7 y el cuadro II.A.4 del anexo).

⁷ Se optó por no incluir los ingresos del trabajador para atenuar los problemas de endogeneidad.

Gráfico II.6

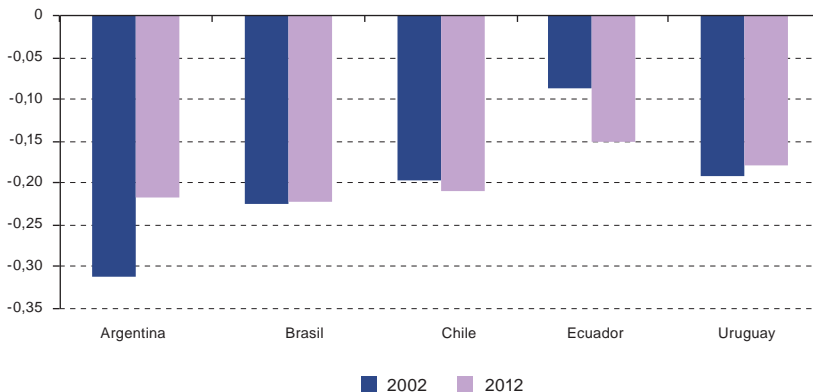
América Latina (cinco países): efecto marginal del logaritmo del ingreso del hogar sin incluir el ingreso del trabajador, alrededor de 2002 y 2012



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de tabulaciones especiales de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Gráfico II.7

América Latina (cinco países): efecto marginal de ser trabajador a tiempo parcial sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2002 y 2012



Fuente: Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de tabulaciones especiales de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Los efectos de la rama de actividad presentan algunas características comunes entre los países. La categoría omitida en el análisis es la de los trabajadores de la industria manufacturera. En todos los países, el comercio y el transporte se asocian con una menor probabilidad de cotización (con excepción del Uruguay, en el caso del transporte), aunque la magnitud del impacto no es alta. En cambio, la construcción sí presenta un efecto marginal negativo y significativo en todos los países. La agricultura también se asocia

con una menor probabilidad de cotización en casi todos, pero en este caso la Argentina es la excepción. Tanto la minería como el sector de electricidad presentaron efectos marginales positivos en algunos países, mientras que los servicios y las finanzas presentan resultados más heterogéneos. Por último, los trabajadores del servicio doméstico presentan un coeficiente negativo y significativo en todos los años (véanse el cuadro II.1 y el cuadro II.A.4 del anexo)⁸.

Cuadro II.1
América Latina (cinco países): efecto marginal de la rama de actividad sobre la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones, alrededor de 2012

	Argentina	Brasil	Chile	Ecuador	Uruguay
Agricultura	0,007	-0,170	-0,086	-0,080	-0,036
Minería	0,227		0,092	0,004	0,027
Electricidad	0,141	0,049	0,048	0,224	0,043
Construcción	-0,164	-0,158	-0,036	-0,194	-0,029
Comercio	-0,050	-0,091	-0,047	-0,042	-0,015
Transporte	-0,053	-0,039	-0,058	-0,076	0,032
Finanzas	-0,013	-0,026	0,014	0,079	0,121
Servicios	0,012	-0,112	-0,019	0,021	0,024

Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de tabulaciones especiales de las encuestas de hogares de los respectivos países. Los casilleros de color más oscuro corresponden a los coeficientes que resultaron estadísticamente significativos con un 99% de confianza.

Por su parte, se efectuaron pruebas de hipótesis para establecer la existencia de diferencias significativas entre los coeficientes de cada variable estimados en los dos años considerados⁹. Los resultados de esas pruebas se presentan con detalle en el cuadro II.A.5. En términos generales, los parámetros del modelo han variado en mayor medida entre 2002 y 2012 en el Brasil y Chile, y en una proporción menor en el resto de los países.

C. Comentarios finales

Los países analizados en este volumen presentan diferencias en términos de la afiliación de sus trabajadores a los sistemas de pensiones. Si se considera el universo de los asalariados privados, Chile y el Uruguay

⁸ En términos generales, los coeficientes de las variables incluidas en la ecuación de selección resultaron significativos en todos los países y en los dos años. Sin embargo, los resultados son más disímiles en cada país y no permiten extraer un patrón común. Es posible solicitar las estimaciones a los autores.

⁹ Se efectuó la prueba de Wald para muestras asintóticas. En la hipótesis nula se presupone la igualdad entre el coeficiente en el año 0 y el año 1. El diferencial estadístico se calculó de la siguiente forma: $W = \frac{(\beta_0 - \beta_1)^2}{V(\beta_0)}$. El nivel de significancia utilizado en la prueba fue del 1%.

destacan como los países de mayor cobertura, superior al 80% en 2012. En el otro extremo, el Ecuador es el que registra un menor nivel de formalidad entre sus asalariados, con una cobertura que apenas supera el 50%, y la Argentina y el Brasil se ubican en niveles intermedios, con coberturas del 60% y el 70%, respectivamente.

Los resultados en relación con los determinantes de la afiliación al sistema de pensiones indican que las variables asociadas al sector de actividad económica son muy relevantes, y que hay algunos patrones comunes entre los distintos países. La inserción en la construcción y, en menor medida, en el comercio y la agricultura, se asocian con menores probabilidades de aporte. Algo similar ocurre con el trabajador a tiempo parcial y el servicio doméstico.

Como era de esperar, la probabilidad de afiliación se incrementa conforme aumenta el nivel de ingreso del hogar, así como el nivel educativo. El simple hecho de ser mujer no se asocia con una menor probabilidad de contribución. Las características de los puestos de trabajo ocupados por las mujeres son las que redundan en los menores niveles de afiliación femenina.

Finalmente, en la gran mayoría de los coeficientes estimados no hubo cambios en los distintos países entre 2002 y 2012, aunque en la Argentina y el Brasil se detecta una mayor tendencia a rechazar la hipótesis de igualdad de coeficientes respecto de un conjunto más amplio de variables.

Bibliografía

- Arrow, Kenneth (1963), "Uncertainty and the welfare economics of medical care", *The American Economic Review*, vol. LIII, N° 5, diciembre.
- Auerbach, P., M. E. Genoni y C. Pagés (2007), "Social Security Coverage and the Labor Market in Developing Countries", *Research Department Working Paper*, N° 537, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Bosch, M., A. Melguizo y C. Pagés (2013), *Mejores pensiones, mejores trabajos. Hacia la cobertura universal en América Latina y el Caribe*, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2013), *Panorama Social de América Latina 2013* (LC/G.2580), Santiago de Chile.
- (2006), *La protección social de cara al futuro: acceso, financiamiento y solidaridad* (LC/G.2294(SES.31/3)), Santiago de Chile.
- (2000), *Equidad, desarrollo y ciudadanía* (LC/G.2071/Rev.1-P/E), Santiago de Chile.
- Da Costa, R. y otros (2011), "The economy of the possible: Pensions and informality in Latin America", *Working Paper*, N° 295, París, OECD Development Centre.
- Filgueira, Fernando y otros (2006), "Universalismo básico: una nueva política social para América Latina", *Universalismo básico: una alternativa posible y necesaria para mejorar las condiciones de vida*, Carlos Gerardo Molina (ed.), México, D.F., Banco Interamericano de Desarrollo (BID)/Editorial Planeta.
- Gómez Sabañi, Juan Carlos, Oscar Cetrángolo y Dalmiro Morán (2014), "La evasión contributiva en la protección social de salud y pensiones. Un análisis para la Argentina, Colombia y el Perú", *serie Políticas Sociales*, N° 208 (LC/L.3882), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), agosto.
- Grupo Consultivo sobre el Piso de Protección Social (2011), *Piso de Protección Social para una globalización equitativa e inclusiva*, M. Bachelet (coord.), Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT)/Organización Mundial de la Salud (OMS).
- ISSA (Asociación Internacional de la Seguridad Social) (2014), *Social Security Programs Throughout the World: The Americas*, 2013, Ginebra.
- (2012), *Las Américas: mejorando la cobertura a través de transformaciones innovadoras en la seguridad social*, Ginebra.
- Levy, S. (2008), *Good Intentions, Bad Outcomes: social policy, informality and economic growth in Mexico*, Washington, D.C., Brookings Institution Press.
- Mesa-Lago, C. (2004), "Las reformas de pensiones en América Latina y su impacto en los principios de seguridad social", *serie Financiamiento para el Desarrollo*, N° 144 (LC/L.2090-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- (1978), *Social Security in Latin America: pressure groups, stratification and inequality*, Pittsburgh, University of Pittsburgh Press.
- Naciones Unidas (2000), *El mejoramiento de la protección social y la reducción de la vulnerabilidad en el actual proceso de mundialización. Informe del Secretario General* (E/CN.5/2001/2), Nueva York, Comisión de Desarrollo Social, 39° período de sesiones.
- OISS (Organización Iberoamericana de Seguridad Social) (2012), *Banco de Información de los sistemas de seguridad social iberoamericanos*, Madrid.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2011), *Seguridad Social para la justicia social y una globalización equitativa* (ILC.100/VI), Ginebra.

- (2008), “Can low-income countries afford basic social security?”, *Social Security Policy Briefings Paper*, N° 3, Ginebra.
- Packard, T., N. Shinkai y R. Fuentes (2002), “The reach of social security in Latin America and the Caribbean. Background paper for Regional Study on Social Security Reform”, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Perry, G. y otros (2007), *Informality: Exit and Exclusion*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Rezk, E. (2006), “Desafíos de la viabilidad financiera”, *Universalismo básico: una alternativa posible y necesaria para mejorar las condiciones de vida*, Carlos Gerardo Molina (ed.), México, D.F., Banco Interamericano de Desarrollo (BID)/ Editorial Planeta.
- Ribe, H., D. Robalino e I. Walker (2012), *From Right to Reality. Incentives, Labor Markets, and the Challenge of Universal Social Protection in Latin America and the Caribbean*, Latin America Development Forum Series, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Rofman, R., I. Apella y E. Vezza (2013), *Más allá de las pensiones contributivas. Catorce experiencias en América Latina*, Buenos Aires, Banco Mundial.
- Rofman, R., L. Lucchetti y G. Ourens (2008), “Pensions Systems in Latin America: Concepts and Measurements of Coverage”, *Working Paper*, N° 39170, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Schmidt, Vivien (2013), “Does discourse matter in the politics of building social pacts on social protection? International experiences”, *serie Políticas Sociales*, N° 178 (LC/L.3649), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Schwarzer, H. (2013), “El piso de protección social”, presentación en el Seminario de formación e intercambio sobre la situación social, económica y de derechos de los trabajadores en la economía informal, organizado por la Oficina de Actividades para los Trabajadores (ACTRAV) de la Organización Internacional del Trabajo (OIT), Lima, agosto.
- Sojo, Ana (2015), “Desigualdad y protección social en salud y pensiones en América Latina”, Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), en prensa.
- (2014), “El sistema contributivo de pensiones como locus de rivalidad y de un nuevo pacto social en Chile”, *serie Políticas Sociales*, N° 211 (LC/L.3901), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), septiembre.
- (2003), “Vulnerabilidad social, aseguramiento y diversificación de riesgos en América Latina y el Caribe”, *Revista de la CEPAL*, N° 80 (LC/G.2204-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Capítulo III

Enfoque metodológico para el análisis del impacto distributivo de la formalización laboral

*Rodrigo Arim*¹

Introducción

Con el fin de estudiar el vínculo entre la desigualdad de los ingresos laborales y el grado de formalización del mercado de trabajo, se optó por una metodología que permitiera aproximarse al aporte relativo de la formalización sobre la desigualdad. En este capítulo se justifica la selección de la metodología aplicada en los distintos estudios de caso que se presentan en el libro. Para ello, se parte de un breve análisis crítico sobre las diversas metodologías de descomposición disponibles en la literatura para analizar los cambios en la distribución de las remuneraciones del trabajo, haciendo hincapié en la idoneidad relativa de cada enfoque para abordar esa problemática.

El capítulo comienza con el análisis de los conceptos de descomposición agregada y detallada de los cambios en la distribución salarial, y se describen las condiciones para su instrumentación operativa. Posteriormente, se presentan desarrollos metodológicos que permiten realizar descomposiciones de distintos parámetros distribucionales, incluidas las medidas de dispersión,

¹ Rodrigo Arim es investigador del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República, Uruguay. Actualmente se desempeña como Decano de la mencionada facultad.

los índices de desigualdad y los cambios en distintos segmentos de la distribución salarial global. El objetivo es definir el conjunto de propiedades deseables que han guiado la elección del enfoque econométrico que se aplica al estudio de la relación entre la formalización y la desigualdad salarial en el contexto de América Latina y el Caribe. Dicho enfoque también se presenta en detalle en este capítulo.

A. Métodos de descomposición

El objetivo primordial de los métodos de descomposición en el campo de la economía aplicada es cuantificar y ponderar el aporte relativo de un conjunto amplio y heterogéneo de factores sobre la evolución de una variable de resultado. En el ámbito de la economía laboral, estos enfoques tienen sus raíces en los trabajos pioneros de Oaxaca (1973) y Blinder (1973), quienes formularon métodos para descomponer el promedio de diferenciales salariales entre grupos en dos componentes: diferencias explicadas por un efecto composición (dotaciones de características que inciden en la formación de ingresos diferenciales entre grupos) y diferencias salariales no explicadas por los factores observables, captadas por la presencia de precios o retornos distintos entre grupos definidos por características que se han considerado idénticas *a priori*.

Sin duda, el enfoque de Oaxaca y Blinder ha sido un gran aporte para el análisis de distintos problemas empíricos del mercado de trabajo, aunque una de sus limitaciones es que no permite descomponer otros estadísticos distributivos. Sin embargo, a partir de esta metodología precursora, durante los últimos 15 años se han desarrollado diferentes métodos de descomposición de estadísticos que reflejan el comportamiento de la distribución de las remuneraciones. A continuación se revisan tales desarrollos metodológicos.

Las metodologías de descomposición se basan en el concepto de que una variable de resultado Y depende siempre de un conjunto de factores determinantes, un subconjunto de los cuales resulta observable para el investigador (X), y otro subconjunto es inobservable (ε). No obstante, la forma específica en que los vectores de variables X y ε determinan el valor de Y difiere entre grupos de agentes o a lo largo del tiempo. Puede pensarse en los vectores X y ε como insumos de una función de producción de Y , que adquiere configuraciones distintas en el tiempo y el espacio.

La ecuación (1) refleja esa relación, donde Y_{gi} es la variable de resultado respecto del individuo i que pertenece a una categoría g ; X_i es el vector de factores observables del individuo i ; ε_i es el vector de factores inobservables, y m_g es la función estructural que establece el resultado Y que obtendría el individuo con su dotación de X y ε .

$$Y_{gi} = m_g (X_i, \varepsilon_i) \quad (1)$$

En el caso del problema que nos ocupa en este libro, la variable de interés es el ingreso laboral y las categorías g corresponderán a momentos distintos en el tiempo ($g=t, t+n$), puesto que se desea analizar los cambios en la distribución de las remuneraciones del trabajo durante la última década, con especial énfasis en el papel de la informalidad. La ecuación $m_g (X, \varepsilon)$ refleja la estructura salarial del año g , cuyos parámetros vinculan las características de los individuos con su nivel de remuneraciones². Por ejemplo, m_g puede ser una ecuación salarial minceriana típica, de la forma:

$$Y_{gi} = \beta_{g0} + \sum_{k=1}^K X \beta_{gk} + \sum_{z=1}^Z \varepsilon_{iz} \alpha_{gz} \quad (1')$$

El vector de características observables tiene dimensión k y el vector de características inobservables es de dimensión Z . En este caso, las funciones m_t y m_{t+n} se diferencian en el valor de los parámetros β_{gk} y α_{gz} .

En este marco, las diferencias en la distribución de las remuneraciones entre el año t y el año $t+n$ pueden originarse exclusivamente en tres fuentes: i) las diferencias en las funciones estructurales m_g (forma funcional y parámetros que relacionan las variables x_k y ε_z con la variable de resultado Y); ii) las diferencias en la distribución de las características observables X , y iii) las diferencias en la distribución de las características inobservables ε .

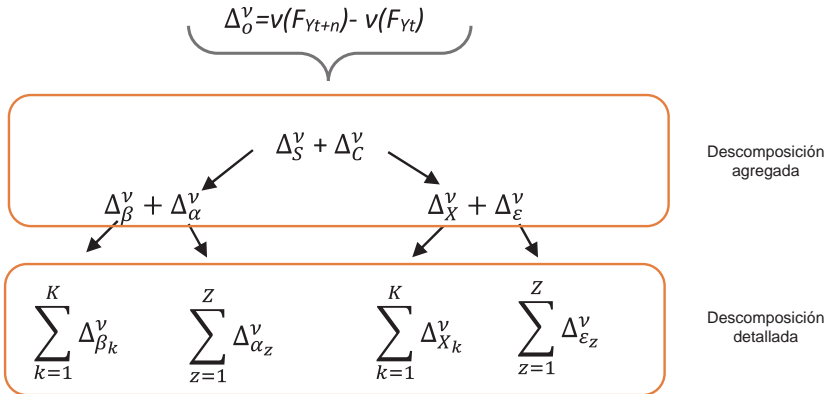
Por lo tanto, un primer paso en el análisis de descomposición consiste en determinar la proporción que corresponde al cambio total en la distribución de Y que se origina en variaciones de la estructura salarial, de un cambio vinculado a la distribución de características o activos de los individuos. El primer componente suele denominarse “efecto estructura salarial” y el segundo, “efecto composición” o “características”. El efecto estructura salarial también suele nombrarse “efecto retorno” o “efecto precios”. Si la función estructural toma la forma (1') en relación con m_t y m_{t+n} el efecto estructura salarial mide el impacto de los cambios en los vectores β y α sobre la desigualdad salarial, mientras que el efecto composición mide el impacto de los cambios en las características observables e inobservables.

² Puede aplicarse un idéntico marco analítico para la producción de otros resultados: logros educativos (pruebas estandarizadas, exámenes de oposición), datos nutricionales, entre otros. A su vez, en el campo de la economía laboral es habitual que las categorías g se refieran a grupos demográficos (género, raza). En este caso, las metodologías de descomposición se centran en estudiar las diferencias salariales, aislando, por una parte, los componentes asociados a dotaciones diferentes de características entre grupos y, por otra, las diferencias originadas por estructuras diferentes de los retornos sobre dichas características.

La descomposición del cambio total de un estadístico distributivo en un efecto estructura salarial y un efecto composición es pertinente y pone de relieve algunos aspectos de la dinámica de la desigualdad. Una preponderancia del efecto estructura salarial indica que los movimientos están gobernados por los precios de las características, mientras que un efecto composición definido señala los cambios en la distribución de dichas características como origen plausible de los movimientos en la desigualdad salarial. Sin embargo, una desagregación de esta naturaleza no aporta información específica sobre la importancia relativa de cada precio o retorno (β_k y α_z) o característica (x_k y ε_z). Dicho de otro modo, no es posible identificar el papel específico de los retornos, por ejemplo, sobre la educación, los cambios en la distribución de la población por nivel educativo, el papel de los diferenciales salariales entre sectores (público y privado, ramas de actividad, formal e informal) y la distribución de los ocupados entre dichos sectores. El estudio de la importancia relativa de un factor en particular (por ejemplo, la informalidad) exige ir más allá de la descomposición en dos efectos (estructura salarial y composición) a fin de determinar la importancia relativa de la prima salarial para el sector formal y de los cambios en el grado de formalización de la fuerza de trabajo, entendida como proporción de ocupados en empleos registrados.

En este caso, el estadístico distributivo de interés v (por ejemplo, el índice de Gini o de entropía y los cuantiles) depende de la función de distribución prevalente en t o en $t+n$. En principio, sería deseable que el cambio total en v entre el año t y $t+n$ pudiera desagregarse a distintos niveles, tal como se representa en el diagrama III.1.

Diagrama III.1
Niveles de desagregación de estadísticos distributivos



Fuente: Elaboración propia.

El efecto precio o estructura salarial se explica por el impacto de los cambios en los retornos sobre las características observables (Δ_{β}^v) e inobservables (Δ_{α}^v), mientras que el efecto composición resulta de la suma del impacto asociado a cambios en la distribución de ambos tipos de características o factores ($\Delta_x^v + \Delta_{\varepsilon}^v$). A su vez, cada uno de esos factores se explica por el aporte específico del retorno y distribución de cada variable independiente.

Los parámetros de interés del presente estudio solo son identificables mediante una descomposición detallada, pues se requiere cuantificar la contribución de los cambios en las primas salariales sobre la condición de ocupado registrado, y de los cambios en el grado de formalización (distribución de la característica formal entre los ocupados) sobre la desigualdad en la distribución de remuneraciones. Dicho de otro modo, el fin es estimar los parámetros $\Delta_{\beta_f}^v$ y $\Delta_{x_{fr}}^v$ que representan la contribución de la característica formal en cuanto al efecto estructura salarial y al efecto composición, respectivamente.

No todas las metodologías permiten arribar a una descomposición detallada. Dado que $\Delta_{\beta_f}^v$ y $\Delta_{x_{fr}}^v$ emergen justo a este nivel, una restricción importante en la selección de la metodología para los estudios de caso incluidos en este libro es su capacidad de instrumentar descomposiciones detalladas coherentes y factibles de una interpretación económica clara.

Los supuestos necesarios para la determinación correcta de cada componente resultan más exigentes cuanto mayor sea el grado de desagregación pretendido. En particular, los supuestos sobre las distribuciones conjuntas de características y precios observables e inobservables son más fuertes en los enfoques disponibles para instrumentar descomposiciones detalladas, lo que entraña configuraciones menos flexibles del problema de descomposición e interpretaciones menos robustas frente a cambios en los supuestos de base. De hecho, las metodologías alternativas difieren casi exclusivamente en los supuestos de identificación que imponen. En ese sentido, no puede afirmarse que exista un enfoque metodológico dominante, en tanto su pertinencia depende de la adecuación de los supuestos de base al problema específico que se desee abordar.

A continuación se presentan en forma sucinta las dificultades de instrumentación de descomposiciones agregadas y detalladas, y se analiza su adaptabilidad al estudio del impacto distributivo de la formalización del mercado laboral.

1. Descomposición agregada

Un primer aporte de los métodos de descomposición es aislar la contribución al cambio de Y del primer factor (cambios en la estructura salarial, m_{ε}) de los otros dos factores (cambios en la dotación de características (X, ε)).

Estos ejercicios de descomposición descansan en la definición de dos tipos genéricos de distribuciones contrafactuales de Y que, por definición, no son observables (Chernozhukov, Fernández-Val y Melly, 2013). Por ejemplo, la distribución de Y en el año $t+n$ si la dotación de las características de las personas corresponde a las del año t , y la distribución de Y en $t+n$ si la ecuación salarial fuera m_t en lugar de m_{t+n} ³. La construcción de esas distribuciones contrafactuales se apoya en las funciones estructurales genéricas representadas por la ecuación (1).

Así, partiendo de la distribución observada en el año t ($Y_{t,D=t} = m_t(X_t, \varepsilon_t)$), es posible definir cuatro distribuciones contrafactuales básicas:

$$Y_{t+n,D=t}^{C=m} = m_{t+n}(X_t, \varepsilon_t) \quad (2.a)$$

$$Y_{t+n,D=t}^{C=m,X} = m_{t+n}(X_{t+n}, \varepsilon_t) \quad (2.b)$$

$$Y_{t+n,D=t}^{C=m,X,\varepsilon} = m_{t+n}(X_{t+n}, \varepsilon_{t+n}) \quad (2.c)$$

$$Y_{t+n,D=t}^{C=X,\varepsilon} = m_t(X_{t+n}, \varepsilon_{t+n}) \quad (2.d)$$

En este caso, $D=g$ es el año de referencia efectivo de las observaciones. Con la ecuación (2.a) se construye la distribución salarial hipotética que regiría entre los ocupados en el año t , si la función estructural que vincula sus características observables e inobservables con sus ingresos corresponde a la vigente en el año $t+n$ (m_{t+n}). La segunda expresión permite calcular la distribución contrafactual que se deriva de suponer que la función estructural corresponde al año $t+n$ y las características observables de los ocupados en el año t fueran iguales a las registradas en el año $t+n$. La expresión (2.c) añade cambios en las características inobservables y la (2.d) permite calcular la distribución contrafactual que surgiría si las características observables e inobservables de los ocupados en t fueran la de los ocupados en $t+n$, pero sin que cambiara la función salarial⁴.

³ La distribución de base puede intercambiarse, construyendo las respectivas distribuciones contrafactuales correspondientes a Y en t : la distribución que prevalecería en t si (X, ε) correspondiera a $t+n$ y la distribución de Y en t que prevalecería si la estructura salarial fuera m_t . También es posible definir distribuciones contrafactuales sobre la base de otras estructuras, como pueden ser la media de los parámetros m_t correspondientes a ambos períodos, o cualquier combinación supuesta de retornos. No obstante, si se utilizan las funciones m_t y m_{t+n} para generar las distribuciones contrafactuales, se descarta *a priori* la presencia de efectos de equilibrio general, puesto que se supone que los cambios en la dotación de las características no alteran la forma ni los parámetros de las funciones salariales.

⁴ La ecuación (2.d) corresponde al segundo tipo de distribución contrafactual genérica señalada por Chernozhukov, Fernández-Val y Melly (2013), la distribución en $t+n$ si la función estructural es m_t , mientras que (2.a) a (2.c) constituyen distribuciones contrafactuales del primer tipo: la distribución en $t+n$ si las características prevalecientes en t se aplican total (X y ε) o parcialmente (X o ε).

El objetivo de los ejercicios contrafactuales es utilizar las distribuciones (2.a) a (2.d) para descomponer el movimiento que lleva desde la distribución observada $Y_{t,D=t} = m_t(X_t, \varepsilon_t)$ a la distribución observada $Y_{t+n,D=t+n} = m_{t+n}(X_{t+n}, \varepsilon_{t+n})$. Una pieza clave para lograr diseñar un proceso de descomposición coherente son las funciones m_g . Se denominan estructuras salariales contrafactuales las funciones que se derivan de aplicar m_{t+n} a los individuos observados en el año t , y m_t a los individuos observados en el año $t+n$.

Esas definiciones genéricas permiten realizar una primera aproximación al problema de la descomposición de los cambios en la distribución salarial. En este caso, $F_{Yg/Ds}$ es la función de distribución de los salarios en el año g de los trabajadores observados en el año s . Cuando $g=s$, F corresponde a la función de distribución observada, mientras que si $g \neq s$, entonces F es una distribución contrafactual que representa la distribución potencial del ingreso salarial que prevalecería en el año g para los trabajadores observados en el año s . A su vez, es posible definir un estadístico distributivo de interés ν (Gini, entropía, cuantiles u otra), que depende de la función de distribución prevaleciente. El cambio total en ν entre el año t y $t+n$ puede representarse como:

$$\Delta_o^\nu = \nu(F_{Y_{t+n}:Dt+n}) - \nu(F_{Y_t:Dt}) \quad (3)$$

La expresión (3) representa las variaciones en datos estadísticos como la media, los percentiles, los índices sintéticos de desigualdad, entre otros.

Sobre la base de las definiciones anteriores, el estadístico ν puede descomponerse en los siguientes elementos de interés (Fortin, Lemieux y Firpo, 2011):

- i) Diferencias asociadas con los retornos sobre las características observables, dadas las funciones m_t y m_{t+n} . Para cuantificar la importancia de este factor se requeriría construir la siguiente hipótesis contrafactual: ¿cómo habría cambiado ν si entre los años t y $t+n$ no hubieran cambiado los retornos sobre las características que integran el vector X ?
- ii) Diferencias asociadas con los retornos sobre las características inobservables ε , dadas las funciones m_t y m_{t+n} . En este caso, la hipótesis contrafactual sería: ¿cómo habría cambiado ν si entre los años t y $t+n$ no hubieran cambiado los retornos sobre las características que integran el vector ε ?
- iii) Diferencias en la distribución de las características observables, X . La hipótesis contrafactual pertinente es: ¿cómo cambiaría ν si las características X se mantuvieran inalteradas entre los años t y $t+n$?

- iv) Diferencias en la distribución de las características inobservables, ε . En este caso, la hipótesis contrafactual pertinente es: ¿cómo cambiaría v si las características ε se mantuvieran inalteradas entre los años t y $t+n$?

Por lo tanto, sería deseable lograr una descomposición general del cambio entre t y $t+n$ del estadístico distributivo v en estos cuatro componentes:

$$\Delta_O^v = \underbrace{\Delta_{rX}^v + \Delta_{r\varepsilon}^v}_{\Delta_S^v} + \underbrace{\Delta_X^v + \Delta_\varepsilon^v}_{\Delta_C^v} \quad (4)$$

Donde Δ_{rX}^v refleja los cambios en la estructura de retornos de las características observables, $\Delta_{r\varepsilon}^v$ el impacto de los cambios en los retornos de las características inobservables, Δ_X^v las variaciones en las dotaciones de características observables y Δ_ε^v las variaciones en las dotaciones de características inobservables. Al agregar esos factores, se observa que la suma de los dos primeros términos, Δ_S^v , representa el efecto sobre v de los cambios en la estructura salarial (retornos sobre covariables observables e inobservables) y la suma del tercer y cuarto término, Δ_C^v , es el efecto de los cambios en la composición de la población (cambios en la distribución de factores observables e inobservables). La descomposición identificada con (4) se denomina “descomposición agregada”, pues permite definir de forma global las variaciones asociadas a cambios en los retornos de los cambios originados en modificaciones de la distribución de características.

Sin embargo, está claro que uno de los problemas básicos de las metodologías de descomposición radica en el carácter inobservable del vector de características ε : ni la evolución de la dotación en el tiempo ni el retorno sobre sus componentes son de observación directa. Por lo tanto, la descomposición de Δ_O^v en los cuatro componentes entraña inevitablemente la realización de algunos supuestos sobre la distribución conjunta de las características observables y no observables y de la forma en que se relacionan ambos subvectores en las funciones m_g . De hecho, no es posible separar la contribución de los retornos sobre X de la contribución de los retornos sobre ε sin realizar fuertes supuestos de separabilidad de estos factores en la configuración de las ecuaciones estructurales m_g ⁵. Por esa razón, en los análisis de descomposición se tiende a fusionar los puntos i) y ii), pues se define exclusivamente un factor asociado a cambios en los retornos de las características, observables e inobservables, en las ecuaciones de ingreso

⁵ Supuestos de separabilidad que no suelen ser fácilmente defendibles desde el punto de vista de la teoría económica. Este paso no es viable cuando se trata de funciones m no linealizables. Por ejemplo, si X representa el nivel educativo y ε las habilidades no observables, es de esperar que los retornos a la educación puedan ser mayores para los trabajadores más hábiles. Esa interacción entre X y ε en la ecuación salarial dificulta su separación (Fortin, Lemieux y Firpo, 2011).

salarial m_g . Ese componente, Δ_s^v , refleja únicamente las diferencias entre m_t y m_{t+n} .

$$\Delta_0^v = \Delta_s^v + \underbrace{\Delta_X^v + \Delta_\varepsilon^v}_{\Delta_C^v} \quad (4')$$

La definición de los tres componentes de Δ_0^v dista de ser trivial. La dificultad más importante se refiere a las características de la distribución conjunta de X y ε . Por ejemplo, cuando en la función mt se introducen las dotaciones X_{t+n} , también podría cambiar la distribución ε , condicional a las X , por lo que la distribución contrafactual obtenida no puede identificarse exclusivamente como cambios en la estructura salarial. Se requiere imponer supuestos adicionales para realizar un ejercicio de descomposición interpretable. En este sentido, Fortin, Lemieux y Firpo (2011) señalan dos supuestos necesarios:

- i) Soporte superpuesto en la distribución de las características: descarta la posibilidad de que existan valores para las variables que integran X que resulten predictores perfectos de que el individuo i pertenezca al año t o $t+n$. Por ejemplo, si en el año $t+n$ existieran trabajadores en ramas de actividad no presentes en t , la pertenencia a la rama presente exclusivamente en $t+n$ sería un predictor perfecto y no podrían identificarse los elementos de la descomposición agregada.
- ii) Selectividad basada en las características observables o supuesto de "ignorabilidad" de los factores inobservables: este supuesto exige que todas las variables que afectan la pertenencia de un individuo al período g y los resultados que obtiene si fuera observado en g (m_g) fueran observables. Dicho de otro modo, dado X , ε es independiente del período en que el individuo es observado.

El primer supuesto exige que el conjunto de variables independientes que determinan las remuneraciones resulte común a ambos períodos⁶. El segundo supuesto, más restrictivo, establece que los cambios en la distribución de los factores inobservables no cumplen ningún papel en la dinámica de

⁶ El supuesto de soporte común puede relajarse, pero exige otra aproximación metodológica. Nopo (2008) desarrolla una metodología con herramientas de búsqueda de correspondencias, que le permite descomponer las diferencias salariales entre dos grupos (en este caso hombres y mujeres) en efectos de características, efecto estructura salarial y dos factores adicionales que reflejan las diferencias en el soporte de la distribución de características de ambos grupos. Una de las conclusiones básicas es que, además de las diferencias relativas entre el conjunto de características comunes a ambos sexos y la estructura salarial, los mayores salarios de los hombres se deben a una combinación de características exclusivas de los hombres que son muy bien remuneradas. Si se deseara realizar descomposiciones salariales entre trabajadores formales e informales, el problema del soporte común puede ser relevante, pues en los trabajadores formales hay características que no tienen contraparte entre los informales, y viceversa.

la distribución de la variable analizada: $\Delta_{\varepsilon}^v=0$. Para que la descomposición agregada cuente con una interpretación transparente de sus componentes, se exige que el cambio general sea el resultante exclusivo de cambios en los retornos sobre las características (observables y no observables) y cambios en las características observables.

$$\Delta_0^v = \Delta_S^v + \Delta_X^v \quad (4'')$$

Bajo los supuestos de ignorabilidad y soporte común no solo resulta viable el ejercicio de descomposición y su interpretación en términos de efectos composición y efectos estructura salarial. También es posible interpretar los resultados en términos de causalidad. De hecho, estos dos supuestos son, en la literatura sobre la evaluación de políticas, la base de identificación econométrica del parámetro que mide el impacto de un programa sobre el grupo tratado (Fortin, Lemieux y Firpo, 2011).

La correcta identificación de los componentes a nivel agregado implica un costo relativamente alto: el componente de estructura salarial no distingue entre los precios asociados a los factores observables e inobservables, y en el componente de composición se supone que el aporte de los factores inobservables es cero⁷. Sin embargo, la única restricción impuesta es sobre la distribución de ε , mientras que no se imponen restricciones sobre la forma funcional de m_g .

2. Descomposición detallada

Es importante aislar, por una parte, el efecto de los cambios en la estructura de precios de las características observables e inobservables y, por otra, el efecto de los cambios en la distribución de características, para comprender la dinámica de la distribución de las remuneraciones. Sin embargo, no es suficiente para alcanzar el objetivo específico de determinar el efecto de la formalización laboral sobre la desigualdad salarial. La descomposición agregada no permite definir el papel específico de una covariable X_k . Para lograr ese objetivo se requiere instrumentar una descomposición detallada que permita cuantificar el impacto específico de cada variable independiente sobre la desigualdad.

Según Fortin, Lemieux y Firpo (2011), se considera que una metodología permite instrumentar una descomposición detallada de los cambios en la distribución de las remuneraciones si permite identificar el aporte de cada variable explicativa en el “efecto composición” (Δ_C^v) y en el “efecto estructura salarial” (Δ_S^v), definiéndose ambos aportes de la manera siguiente:

⁷ De no cumplirse el supuesto de ignorabilidad de los factores inobservables, es posible realizar una descomposición algebraica a partir de las distribuciones contrafactuales (2.a) y (2.b). Sin embargo, la interpretación de los resultados no es transparente, pues en el efecto estructura salarial se mezcla el cambio en las funciones estructurales y los cambios en la distribución de los inobservables.

- i) Contribución de la variable independiente X_k al efecto composición, Δ_C^v . Es la porción de Δ_C^v atribuible exclusivamente a las diferencias entre la distribución de X_k en el año t y en el año $t+n$. Es deseable que la descomposición detallada del efecto composición adquiera una estructura aditiva: $\Delta_C^v = \sum_{k=1}^K \Delta_{X_k}^v$, siendo $\Delta_{X_k}^v$ el aporte de X_k al cambio en v .
- ii) Contribución de la variable independiente X_k al efecto estructura salarial Δ_S^v . Es la porción de Δ_S^v atribuible a diferencias en los parámetros asociados a X_k dentro de las funciones salariales m_g , con $g=t, t+n$. Este componente se denomina $\Delta_{S_k}^v$ a este componente⁸.

En ese marco, si X_{ki} es una variable binaria que identifica la condición de ocupado formal del individuo i -ésimo, entonces la formalización, como factor determinante de las remuneraciones, incidirá en la desigualdad mediante dos mecanismos: los cambios en la prima asociada a ser trabajador formal (parámetro de la función de salarios m_g) y los cambios en el peso relativo de los ocupados formales en el total de la población ocupada. Por lo tanto, la metodología de descomposición deberá aportar las mejores estimaciones posibles de $\Delta_{S_k}^v$ y $\Delta_{X_k}^v$ que son los objetivos específicos de la investigación⁹.

Para obtener buenas estimaciones de $\Delta_{S_k}^v$ y $\Delta_{X_k}^v$ se necesitará estimar simultáneamente $\Delta_{S_j}^v$ y $\Delta_{X_j}^v$ respecto de todos los factores $j \neq k$. Este resultado es de interés en sí mismo, pues permite obtener una caracterización global de las fuerzas determinantes de los cambios en la distribución salarial de cada país. Más aun, de la correcta especificación del conjunto de variables explicativas depende la adecuación de los estimadores $\Delta_{S_k}^v$ y $\Delta_{X_k}^v$ resulten adecuados, de forma que se eviten los problemas típicos de los sesgos asociados a variables omitidas.

La identificación de los parámetros de interés en una descomposición detallada requiere desagregar el efecto estructura salarial y el efecto composición en el aporte de cada variable independiente. La identificación e interpretación de los resultados impone supuestos más restrictivos sobre la forma funcional de m_g y sobre la distribución de los factores inobservables ε . Dado que la validez de las restricciones depende del problema específico, no es posible determinar un enfoque general prevaleciente. La elección de la metodología debe descansar en la idoneidad de sus supuestos de base,

⁸ Además, se puede identificar la contribución de los factores inobservables ε al efecto estructura salarial, como el cambio en los parámetros asociados a ε en las funciones m_t y m_{t+n} . El supuesto de ignorabilidad, necesario para procesar la descomposición agregada, asegura que los ε no realizan ninguna contribución al efecto composición. No obstante, ese factor no es de interés específico en este caso, desde que la formalización es una variable explicativa observada.

⁹ Se mantiene el supuesto de selectividad sobre el vector de variables independientes observables obtenido en el análisis de la descomposición agregada. Por lo tanto, el vector de factores no observables tampoco forma parte de la descomposición detallada.

dadas las características del fenómeno objeto de estudio (Fortin, Lemieux y Firpo, 2011).

Una aproximación estándar implicaría suponer que las formas funcionales m_g son lineales o linealizables, como es el caso de la ecuación (1').

$$Y_{gi} = \beta_{g0} + \sum_{k=1}^K X \beta_{gk} + \underbrace{\sum_{z=1}^Z \varepsilon_{iz} \alpha_{gz}}_{\mu_{gi}} \quad (1')$$

Dado que ε y α son factores no observables, el segundo término de la expresión corresponde al típico error de una ecuación de regresión. A continuación, se analizan los principales métodos de descomposición desagregada.

B. Principales métodos de descomposición detallada

Considerando los objetivos del presente estudio, se hace necesario profundizar en los principales métodos de descomposición detallada presentes en la literatura, con el fin de elegir el que mejor se adapte al problema que se analiza. Para comenzar, se describe la aproximación Oaxaca-Blinder, pasando luego a aproximaciones más generales, que trascienden la descomposición de la media salarial y pueden ser aplicables a otros estadísticos distributivos. En el anexo se presenta una síntesis de los métodos que permiten descomponer momentos distribucionales más allá de la media.

1. Descomposición de la media: Oaxaca-Blinder

La primera aproximación econométrica a la descomposición de un estadístico distributivo fueron los desarrollos de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Dichos autores añaden al supuesto de linealidad la restricción sobre el error $E(\mu_{gi}/X)=0$, lo que asegura la obtención de estimadores coherentes por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y permite instrumentar una descomposición de la media salarial¹⁰.

El método Oaxaca-Blinder, desarrollado para descomponer la diferencias salariales entre grupos, es naturalmente aplicable y trasladable a la descomposición del cambio en el tiempo del salario medio en un efecto estructura salarial y un efecto composición. La diferencia salarial promedio entre los grupos A y B, $\hat{\Delta}_0^{A,B} = \bar{Y}_B - \bar{Y}_A$, puede expresarse como:

¹⁰ $E(\mu_{gi}/X)=0$ es un supuesto más restrictivo que el de ignorabilidad.

$$\hat{\Delta}_0^{A,B} = \underbrace{(\hat{\beta}_{B0} - \hat{\beta}_{A0}) + \sum_{k=1}^K \bar{X}_{Bk} (\hat{\beta}_{Bk} - \hat{\beta}_{Ak})}_{\hat{\Delta}_S^{A,B}} + \underbrace{\sum_{k=1}^K (\bar{X}_{Bk} - \bar{X}_{Ak}) \hat{\beta}_{Ak}}_{\hat{\Delta}_X^{A,B}} \quad (5)$$

Los estadísticos \bar{X}_{gk} y $\bar{\beta}_{gk}$ representan el valor medio de la k -ésima característica en el grupo g y el retorno medio estimado sobre dicha característica. Por su parte, $\bar{\beta}_{g0}$ es el intercepto de la regresión correspondiente al grupo g .

En la literatura sobre discriminación, $\hat{\Delta}_X^{A,B}$ representa el diferencial salarial explicado por las diferencias en la dotación promedio de características entre ambos grupos y $\hat{\Delta}_S^{A,B}$ es el término que capta la discriminación (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973)¹¹.

Sin embargo, en los enfoques de descomposición más generales como los que se comentan en este texto, el término $\hat{\Delta}_X^{A,B}$ es el componente denominado "efecto composición", lo que refleja las diferencias en la dotación de características o activos de ambos grupos, mientras que $\hat{\Delta}_S^{A,B}$ se denomina "efecto estructura salarial", pues cuantifica los diferenciales salariales originados en las diferencias en los precios asociados a cada característica. Esta resulta más natural si los grupos A y B se definen como dos años distintos ($A=t$, $B=t+n$). En este caso, el cambio en el salario promedio entre los años t y $t+n$ se origina en cambios de las características (efecto composición, $\hat{\Delta}_X^{A,B}$) o en cambios de la estructura salarial ($\hat{\Delta}_S^{A,B}$). Así, el enfoque Oaxaca-Blinder permite descomponer el cambio en un momento particular de la distribución de las remuneraciones del tiempo: la media.

Los supuestos de linealidad de la función salarial y la restricción sobre los residuos aseguran la identificación de los efectos agregados, pero también habilitan la aplicación de una descomposición detallada. Dado el factor k -ésimo, su aporte al cambio promedio de la variable dependiente (logaritmo de ingresos) se asocia a los cambios en sus retornos ($\hat{\Delta}_{S,k}^{A,B}$) y los cambios en la dotación específica ($\hat{\Delta}_{X,k}^{A,B}$):

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}_{S,k}^{A,B} &= (\hat{\beta}_{Bk} - \hat{\beta}_{Ak}) \bar{X}_{Bk} \\ \hat{\Delta}_{X,k}^{A,B} &= (\bar{X}_{Bk} - \bar{X}_{Ak}) \hat{\beta}_{Ak} \end{aligned} \quad (6)$$

Si se razona en términos del impacto de los procesos de formalización sobre la formación de los ingresos y se supone que el factor k -ésimo es la

¹¹ En la ecuación (2) se explica el diferencial salarial del grupo B con respecto al grupo A , a partir de las diferencias en los retornos y la dotación de características. La distribución contrafactual que se construye responde a la pregunta: ¿cuál habría sido la remuneración del grupo B si los retornos promedio que percibe corresponden al grupo A ? Por supuesto, es posible construir otras distribuciones contrafactuales si se definen otros grupos de referencia. Las conclusiones sobre el método de descomposición no cambian si se procede de esa manera.

condición de trabajador afiliado a la seguridad social. La primera expresión capta el efecto del cambio en los diferenciales salariales entre los sectores formal e informal sobre el salario promedio, en tanto que la segunda mide la incidencia de los cambios en el grado de formalización de los ocupados sobre las remuneraciones¹². Dicho de otro modo, la primera ecuación constituye una hipótesis contrafactual a la pregunta: *ceteris paribus*, ¿cuánto habría cambiado el ingreso laboral medio en el año $t+n$ si el retorno asociado a ocupar un puesto de trabajo formal hubiese correspondido al estimado correspondiente al año t ? A su vez, la segunda ecuación da respuesta a la pregunta: ¿cuánto habría cambiado el ingreso laboral promedio del año $t+n$ si los retornos sobre la formalidad y la proporción de trabajadores informales correspondieran al año t ?

La metodología Oaxaca-Blinder elimina el componente de los factores inobservables de la descomposición agregada y detallada de la esperanza salarial a partir del supuesto $E(\mu_g/X)=0$, lo que asegura que los residuos no desempeñan ningún papel en la evolución de la media salarial. Sin embargo, en el caso de los restantes estadísticos distribucionales de relevancia (varianza, percentiles, índices de desigualdad) se requieren mayores restricciones sobre el comportamiento de los factores inobservables. En los siguientes apartados se analizan métodos de descomposición aplicables a otros estadísticos distributivos y sus problemas de instrumentación para estudiar la evolución de la desigualdad salarial en la región.

2. Métodos basados en la imputación de los residuos

Un hito importante en la literatura sobre descomposiciones econométricas es el artículo de Juhn, Murphy y Pierce (1993), que constituye el primer aporte sistemático para descomponer otros momentos distribucionales más allá de la media. Por construcción, para descomponer la media no se requiere ningún procedimiento especial con los residuos, puesto que su esperanza condicional a las características observables es cero. Sin embargo, este supuesto no es útil para una descomposición de otros estadísticos.

Con el fin de afrontar esta dificultad, los autores parten de una función salarial minceriana y proponen un método de imputación de los residuos conocido en inglés como *conditional rank preservation* ("preservación condicional del rango"). En este caso, $\tau_{g,i}$ es el lugar que ocupa el individuo i en la distribución de los residuos dentro del grupo de individuos que comparten el vector de características X . El proceso de imputación propuesto por Juhn,

¹² Si la variable de formalidad es binaria y toma el valor de 1 cuando el trabajador está afiliado a la seguridad social y 0 cuando no lo está, entonces \bar{X}_{gk} es simplemente la proporción de trabajadores afiliados en el total de ocupados en el año g y \bar{p}_{gk} es la prima vinculada con el trabajo en el sector formal de la economía.

Murphy y Pierce consiste en suponer que el lugar en la distribución de los residuos del individuo observado en t no cambiaría en $t+n$, condicionado a las características observables. Por lo tanto, al individuo i que ocupa el lugar $\tau_{g,i}$ en $g=t$ entre quienes presentan idénticas características X , se le imputa el valor residual que corresponde a esa posición en $g=t+n$. El procedimiento parte de las distribuciones observadas, definidas como:

$$\tau_{t,i} = F_{\mu_t/X}(\mu_{t,i}/X = x_i) \quad (7.a)$$

$$\tau_{t+n,i} = F_{\mu_{t+n}/X}(\mu_{t+n,i}/X = x_i) \quad (7.b)$$

Las expresiones (7.a) y (7.b) constituyen las funciones de distribución condicionales a X en relación con t y $t+n$, por lo que muestran el ordenamiento del individuo i en las distribuciones de los residuos entre quienes comparten las características x_i . Por lo tanto, el residuo contrafactual del individuo i observado en t es:

$$\mu_{t+n,i}^C = F_{\mu_{t+n}/X}^{-1}(\tau_{t,i}(x_i)/X = x_i) \quad (8)$$

A su vez, la remuneración contrafactual viene dada por:

$$Y_{t+n,i}^{C\beta} = X\beta_{t+n} + \mu_{t,i} \quad (9.a)$$

$$Y_{t+n,i}^C = X\beta_{t+n} + \mu_{t+n,i}^C \quad (9.b)$$

$Y_{t+n,i}^{C\beta}$ representa la remuneración contrafactual que recibiría el individuo i que es observado en t si sus características observables se abonaran en función de la estructura salarial de sus características observables vigentes en $t+n$ (β_{t+n}). Por su parte, $Y_{t+n,i}^C$ mide el salario que percibiría i en el año $t+n$ si sus características observables recibieran el retorno β_{t+n} , pero sus factores inobservables también reciben el pago de quien en $t+n$ se ubica en el mismo lugar de la distribución de los residuos, dadas idénticas características observables.

Esta construcción permite definir las distribuciones contrafactuales respecto del estadístico distributivo v , propias de una descomposición desagregada. En este caso, $F(Y_{t+n}^{C\beta})$ y $F(Y_{t+n}^C)$ serían las respectivas funciones de distribución contrafactuales. El cambio total en el estadístico $v(F)$ se expresa como:

$$\Delta_0^{v(F)} = v[F(Y_{t+n})] - v[F(Y_t)]$$

Donde ambas distribuciones son las observables en t y $t+n$. Al sumar y restar las distribuciones contrafactuales $F(Y_{t+n}^{C\beta})$ y $F(Y_{t+n}^C)$, se obtiene la descomposición agregada.

$$\Delta_O^{v(F)} = \underbrace{v[F(Y_{t+n})] - [vF(Y_{t+n}^{C\beta})]}_{\Delta_\beta^v} + \underbrace{[vF(Y_{t+n}^{C\beta})] - [vF(Y_{t+n}^C)]}_{\Delta_\mu^v} + \underbrace{[vF(Y_{t+n}^C)] - v[F(Y_t)]}_{\Delta_X^v} \quad (11)$$

La ecuación (11) resume el método de descomposición propuesto por Juhn, Murphy y Pierce (1993)¹³. Sin embargo, este procedimiento de descomposición presenta algunas limitaciones importantes que lo hacen inadecuado para estudiar el impacto distributivo de los cambios en el grado de formalización laboral.

En primer lugar, los resultados dependen de la secuencia en que se incorporan los cambios simulados (path dependence, o “dependencia de la trayectoria”). Esta limitación es común a la mayoría de los enfoques de descomposición y su solución consiste en realizar varios ejercicios que alteren el orden de descomposición, para analizar la robustez de los resultados.

En segundo lugar, el supuesto de *conditional rank preservation* presupone que el pago por distintas habilidades inobservables no sufre cambios relevantes en el período. Por ejemplo, si un *shock* de precios provoca un cambio en la estructura productiva a favor de los sectores primarios, es de esperar que las habilidades no observables más utilizadas en el sector mejoren su remuneración si se comparan con otras habilidades. Si difiere sistemáticamente la dotación relativa de características no observables entre los trabajadores formales e informales, dadas idénticas características observables, este supuesto puede conducir a conclusiones erróneas al estudiar el impacto de la formalización sobre el mercado laboral.

En tercer lugar, cuando el conjunto de variables explicativas que integran el vector X es relativamente reducido y adquiere valores discretos, la imputación de los residuos puede realizarse dentro de cada celda definida por la interacción de todas las variables explicativas. Este procedimiento respeta el ordenamiento del individuo i en la distribución condicional de los residuos, puesto que el condicionamiento define a qué celda pertenece i .

¹³ El supuesto de preservación condicional del ordenamiento en la distribución de los residuos que guía la operativización del método de Juhn, Murphy y Pierce es más concluyente que el supuesto de ignorabilidad, por lo que su cumplimiento asegura la viabilidad de una descomposición agregada. No obstante, como se indicó anteriormente, dado que en el supuesto de ignorabilidad se presupone que $\Delta_v^v=0$, el término Δ_μ^v debe interpretarse, de ser cierto el supuesto, como el efecto del cambio de los retornos en las características inobservables.

Sin embargo, no está claro cómo es posible condicionar el ordenamiento a las X cuando este vector se encuentra compuesto por un conjunto amplio de variables (Lemieux, 2006)¹⁴.

En cuarto lugar, el método permite una descomposición detallada del componente Δ_{β}^v , introduciendo secuencialmente los cambios en los retornos de cada característica que integra el vector X en la ecuación salarial, pero no permite aislar adecuadamente los efectos de los cambios en la distribución de cada variable independiente. Dicho de otro modo, no es posible instrumentar una desagregación interpretable del efecto composición. Esta dificultad se origina en que el efecto composición surge como residuo, una vez que se aísla el efecto de los cambios en los retornos observables y de los cambios en la distribución condicional de los μ (Lemieux, 2002). Esa limitación es importante si se tienen en cuenta los objetivos del presente estudio, pues el enfoque permitiría aislar el impacto de los cambios de las primas salariales en la formalización, pero no el impacto de los cambios en el grado de formalización.

3. Métodos de reponderación

Los métodos de reponderación, introducidos por DiNardo, Fortín y Lemieux (1996), construyen distribuciones contrafactuales que sustituyen la distribución marginal de las características X en el año t por la distribución marginal observada en el año $t+n$. La intuición básica de este enfoque es que las distribuciones contrafactuales pueden medir el impacto de los cambios en la distribución de X , lo que haría variar la ponderación de la observación j -ésima del año t en función de cómo varió la participación de los individuos con las características X_j en el año $t+n$ (Firpo, Fortin y Lemieux, 2007). Así, si el grado de formalización aumenta entre t y $t+n$, la distribución contrafactual que mide como sería la distribución hipotética de los salarios en t si el grado de formalización hubiese correspondido al del año $t+n$, se obtiene simplemente otorgándole mayor peso a las observaciones de ocupados formales en el año t ¹⁵.

El procedimiento de reponderación cuenta con las siguientes etapas:

- i) Construir una base datos única a partir de los microdatos de los años t y $t+n$.

¹⁴ Machado y Mata (2005) presentaron una estrategia que supera esta limitación, utilizando regresiones cuantílicas condicionales que permiten la presencia de retornos heterogéneos a las características observadas. Sin embargo, el método propuesto presenta dificultades para desagregar el efecto composición en el impacto de cada covariable, lo que no la hace una metodología apta para investigar el impacto de una dimensión particular del funcionamiento de los mercados de trabajo, como es el grado de formalización.

¹⁵ En términos formales, el proceso utilizado por DiNardo, Fortín y Lemieux es equivalente a la reponderación con el método de apareamiento sobre la base del análisis de propensiones de propensiones (*propensity score matching reweighting*), utilizada en la literatura sobre evaluación de programas.

- ii) Estimar un modelo probabilístico (probit o logit) que prediga la probabilidad de que la j -ésima observación pertenezca al año $t+n$:

$$\widehat{P}_{j,t+n} = P(\text{probabilidad de que } j \text{ pertenezca a } t+n/x_{j,t+n})$$

- iii) Se define el factor de reponderación como:

$$\widehat{\psi}_j = \frac{(1 - \widehat{P}_{j,t+n})}{\widehat{P}_{j,t+n}} \frac{P_{t+n}}{1 - P_{t+n}} \quad (12)$$

Donde P_{t+n} es la probabilidad incondicionada de que una observación j pertenezca al período $t+n$.

- iv) Construir una distribución contrafactual correspondiente al año $t+n$, reponderando las observaciones del año t con el factor ψ_j .
- v) Calcular los estadísticos de las distribuciones contrafactuales de interés, v .

En el artículo original de DiNardo, Fortín y Lemieux (1996) se pretende reproducir el conjunto de la distribución a partir de estimadores de funciones de densidad de tipo núcleo (kernel). En este caso, la distribución observada en el año t y la distribución contrafactual construida a partir de ψ_j , que mide el cambio en la distribución de las variables observables integradas al vector X , son:

$$\widehat{f}_{Yt} = \frac{1}{hN} \sum_{i=1}^N K\left(\frac{Y_i - y}{h}\right) \quad (13.a)$$

$$\widehat{f}_{Yt}^c = \frac{1}{hN} \sum_{i=1}^N \widehat{\psi}_i K\left(\frac{Y_i - y}{h}\right) \quad (13.b)$$

Obsérvese que N es la cantidad de observaciones del año t , K es la función de tipo núcleo (kernel) utilizada para la estimación y h es el ancho de banda. El efecto composición se define a partir de la diferencia:

$$\Delta f_x = f_{Yt} - f_{Yt}^c \quad (14.a)$$

$$\Delta v(f_x) = v(f_{Yt}) - v(f_{Yt}^c) \quad (14.b)$$

Si se desea obtener el cambio en cualquier estadístico distributivo v , simplemente se utiliza la estimación de las funciones de densidad respectivas (14.b)¹⁶. La descomposición agregada es:

¹⁶ En la expresión (14.b) el estadístico v se formula en función de la densidad y no de la distribución, como en los apartados anteriores. El procedimiento es análogo, desde que al contar con estimaciones de $f(y)$ es posible recuperar $F(y)$ por medio de la integración de $f(y)$.

$$\Delta v(f_{\square}) = \underbrace{v(f_{Yt}) - v(f_{Yt}^c)}_{\text{efecto composición}} + \underbrace{v(f_{Yt}^c) - v(f_{Yt+n})}_{\text{efecto estructura salarial}} \quad (15)$$

La metodología de DiNardo, Fortín y Lemieux tiene la ventaja de ser muy sencilla, pues solo requiere la estimación del factor de reponderación a partir de un modelo probabilístico simple. A su vez, es posible instrumentar una descomposición detallada del efecto composición, mediante la introducción secuencial de cambios en la distribución de las características observables con el procedimiento siguiente. En este caso, se asume que $X=(x_1, x_2, \dots, x_k)$. Supóngase que el modelo probabilístico $\Lambda(X)$ (probit o logit) estima la probabilidad de pertenecer al período $t+n$. El vector de coeficientes $C = (\hat{c}_1, \hat{c}_2, \dots, \hat{c}_K)$ es de los parámetros estimados correspondientes a cada covariable (x_1, x_2, \dots, x_k) . Si la probabilidad de pertenecer a $t+n$ se estima sobre la base de que $c_j=0$ para todos los coeficientes $j=2, \dots, K$, y $c_1 = \hat{c}_1$, el factor de reponderación que surge $(\hat{\psi}_{j, x_1})$ implica suponer que la distribución de todas las características, salvo x_1 , no cambiaría entre t y $t+n$ ¹⁷. A partir de $\hat{\psi}_{j, x_1}$ se pueden construir distribuciones contrafactuales específicas, como en (14.b), que captan el impacto de los cambios en la distribución de x_1 , suponiendo que el resto de las variables independientes permanecen fijas en t . Luego, si se supone que $c_1 = \hat{c}_1$ y $c_2 = \hat{c}_2$, se obtiene $\hat{\psi}_{j, x_1, x_2}$, el factor de reponderación que se debe utilizar para la hipótesis contrafactual que asume exclusivamente cambios en la distribución de x_1 y x_2 . Al completar de modo secuencial el procedimiento se obtienen las distribuciones contrafactuales necesarias que permiten aislar el efecto específico de los cambios en la distribución de cada característica observable.

Sin embargo, DiNardo, Fortín y Lemieux no permiten una descomposición detallada del efecto estructura salarial, a menos que las variables independientes resulten ser binarias. Por lo tanto, su aplicación permitiría obtener una estimación del impacto de la distribución salarial del incremento en el grado de formalización, mediante la instrumentación de una descomposición detallada del efecto composición, pero no se podría aislar el impacto de los cambios en la prima salarial de la formalización.

4. Combinación del método de reponderación y de regresión

La desventaja de DiNardo, Fortín y Lemieux funciona como espejo de las desventajas de Juhn, Murphy y Pierce (1993): mientras que este último método permite la descomposición detallada del efecto estructura salarial y no la habilita en el caso del efecto composición, DiNardo, Fortín y Lemieux (1996) permiten la descomposición detallada del efecto composición y no

¹⁷ Un parámetro cero de un modelo binario indica que la variable asociada no discrimina como determinante de que t pertenezca a t o $t+n$.

del efecto estructura salarial. A partir de esta observación, Lemieux (2002) propuso un enfoque que combina la estimación de ecuaciones salariales y el proceso de reponderación.

Una vez establecidas las características de las metodologías propuestas por Juhn, Murphy y Pierce (1993) y DiNardo, Fortín y Lemieux (1996), la presentación del enfoque de Lemieux (2002) es directa y se resume en los siguientes pasos:

- i) Estimación de la ecuación salarial habitual en ambos períodos, de la forma:

$$Y_{gi} = \beta_{g0} + \sum_{k=1}^K X_{ik} \beta_{gk} + \mu_{gi} \text{ para } g = t, t+n.$$

De la que se obtienen los vectores de parámetros estimados $\hat{\beta}_g = (\hat{\beta}_g^1, \hat{\beta}_g^2 \dots \hat{\beta}_g^K)$ para $g=t$ y $t+n$.

- ii) Se construye una base de datos unificada a partir de los microdatos de las encuestas correspondientes a t y $t+n$. Mediante un procedimiento idéntico al utilizado por DiNardo, Fortín y Lemieux (1996), se obtienen los estimadores $P_{j,t+n}$ y $\hat{\psi}_j$.
- iii) Se construyen distribuciones contrafactuales a partir de $\hat{\beta}_g = (\hat{\beta}_g^1, \hat{\beta}_g^2 \dots \hat{\beta}_g^K)$ y $\hat{\psi}_j$, calculando el efecto composición y el efecto estructura salarial. En el cuadro III.1 se aprecian las distribuciones contrafactuales que se pueden construir:

Cuadro III.1
Distribuciones contrafactuales

Variable	Ponderador	Descripción de la distribución resultante	Denominación
$Y_{t,i}$	$\omega_{i,t}^a$	Distribución salarial observada en t	Y_t
$Y_{t,i}^{t+n}$	$\omega_{i,t}$	Distribución salarial contrafactual del año t si los retornos correspondieran al período $t+n$	Y_t^{t+n}
$Y_{t,i}$	$\omega_{i,t} \hat{\psi}_i$	Distribución salarial contrafactual del año t , con distribución de variables independientes correspondientes al período $t+n$	$Y_{t,C_{t+n}}$
$Y_{t,i}^{t+n}$	$\omega_{i,t} \hat{\psi}_i$	Distribución salarial contrafactual del año t , con distribución de variables independientes y retornos correspondientes al período $t+n$	$Y_{t,C_{t+n}}^{t+n}$
$Y_{t+n,i}$	$\omega_{i,t+n}$	Distribución salarial observada en $t+n$	Y_{t+n}
$Y_{t+n,i}$	$\omega_{i,t} \frac{1}{\hat{\psi}_i}$	Distribución salarial contrafactual en $t+n$, con distribución de variables independientes correspondiente al período t	Y_{t+n}^t
$Y_{t+n,i}^t$	$\omega_{i,t} \frac{1}{\hat{\psi}_i}$	Distribución salarial contrafactual en $t+n$, con distribución de variables independientes y retornos correspondiente al período t	Y_{t+n,C_t}^t

Fuente: Elaboración propia sobre la base de T. Lemieux, "Decomposing changes in wage distributions: A unified approach", *The Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, vol. 35, N° 4, 2002.

^a ω_i son los ponderadores que surgen del diseño muestral de las encuestas, normalizados para que en cada año se cumpla $\sum_{i=1}^{N_t} \omega_{ig} = 1$.

- iv) A partir de esas distribuciones, se calcula la descomposición agregada¹⁸:

$$\Delta v = \underbrace{v(F_{Y_{t,i}}) - v(Y_{t,C_{t+n}})}_{\text{efecto composición}} + \underbrace{v(Y_{t,C_{t+n}}) - v(Y_{t,C_{t+n}}^{t+n})}_{\text{efecto estructura salarial}} + \underbrace{v(Y_{t,C_{t+n}}^{t+n}) - v(Y_{t+n})}_{\text{efecto residual}} \quad (16)$$

- v) Instrumentación de descomposiciones detalladas del efecto estructura salarial, a partir de la construcción de distribuciones contrafactuales intermedias que incorporen secuencialmente los cambios en los parámetros β_k , que surgen de la estimación de la ecuación salarial.
- vi) Instrumentación de descomposiciones detalladas del efecto composición, a partir de la construcción de distribuciones contrafactuales intermedias que incorporen secuencialmente los cambios en los parámetros c_k , que surgen de la estimación del modelo binario.

Al habilitar una descomposición detallada de ambos efectos agregados, el enfoque de Lemieux (2002) constituye un candidato relevante para instrumentar estudios acerca del impacto sobre la distribución salarial de los cambios operados en la relación entre el sector formal e informal del mercado de trabajo en la región. Como ventaja adicional, conserva la sencillez de su instrumentación y la comparabilidad entre países de los resultados a partir de las estimaciones de los modelos subyacentes (ecuación salarial y modelo binario).

Como desventaja, presupone que los retornos sobre las características observables son idénticos a lo largo de toda la distribución. El método que se analiza en la siguiente sección, propuesto originalmente por Firpo, Fortin y Lemieux (2009), contempla la posibilidad de retornos heterogéneos y, por lo tanto, resulta el más adecuado para el problema que se intenta abordar en este libro.

C. Metodología para la modelización en los estudios nacionales

La caracterización de los cambios en la desigualdad salarial requiere observar lo que sucede a lo largo de la distribución, así como explicar el origen y heterogeneidad de esos movimientos. En principio, la estimación de los

¹⁸ En la medida en que el método Lemieux (2002) también es sensible al orden de descomposición, la expresión (16) es una de las posibles secuencias de descomposición que se pueden instrumentar a partir de las distribuciones contrafactuales definidas en el cuadro III.1.

efectos marginales de las variables explicativas con el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) brinda información limitada, ya que impone una restricción de uniformidad de efectos marginales a partir de su extrapolación a todos los percentiles de la distribución. En ese sentido, la generalización de las regresiones cuantílicas condicionadas en la investigación empírica se explica por la necesidad de abandonar el supuesto de retornos homogéneos para comprender a cabalidad el efecto específico del vector X sobre distintos segmentos de la distribución.

No obstante, el método MCO brinda una estimación clara y transparente de los efectos marginales promedio de las variables explicativas sobre la media salarial, interpretación que no se aplica por igual en el caso de las regresiones cuantílicas condicionadas. El método MCO permite estimar $E(Y/X)=X\beta$. A su vez, con arreglo a la ley de las esperanzas iteradas, este resultado implica que $E(Y)=E(X)\beta$ ¹⁹. El parámetro β representa el efecto de una variación marginal del valor medio de X sobre el valor promedio incondicional de Y . En contraste, los modelos de regresión cuantílica condicionados postulan $Q_\tau(X) = XB_\tau$, pero, en este caso, β_τ no puede interpretarse como el efecto marginal de X sobre el τ -ésimo cuantil incondicional de la distribución, por lo que los β_τ obtenidos no pueden utilizarse para calibrar el impacto en el percentil τ de la distribución de un cambio marginal en X , lo que constituye una limitación importante para el análisis.

Las regresiones RIF (del término inglés Recentered Influence Function, o “función de influencia recentrada”), propuestas por Firpo, Fortin y Lemieux (2009), constituyen un método que permite resolver este problema econométrico, pues brinda estimadores del impacto marginal de las variables explicativas sobre los cuantiles originales de la distribución salarial. A su vez, es aplicable a otros estadísticos distributivos, como los índices habituales de concentración. El método consiste en ejecutar regresiones de una transformación de la variable de resultado original (Y) sobre las variables explicativas, donde la transformación se denomina RIF.

La función de influencia (IF) se introdujo originalmente como una medida del grado de robustez de un estadístico $v(F)$ frente a la presencia de observaciones extremas (outliers). Por lo tanto, la IF es una función que mide el grado de influencia de una observación en particular en el valor del estadístico v . Su expresión genérica es:

$$F(Y; v, F) = \lim_{\epsilon \rightarrow 0} \left(\frac{v(F_\epsilon) - v(F)}{v(F_\epsilon)} \right)$$

donde $F_\epsilon = (1 - \epsilon)F + \epsilon\delta_y$, con $0 \leq \epsilon \leq 1$

¹⁹ $E(Y) = E_X[E(Y/X)] = E(X)\beta$.

El parámetro δ_y representa una distribución que solo atribuye masa al valor y y la distribución de Y . Intuitivamente, IF mide el cambio en $v(F)$ asociado a un incremento en la acumulación de masa en un valor particular y . A su vez, debido a la función de influencia, se cumple que $\int_{-\infty}^{\infty} IF(y; v) dF(y) = 0$.

Por su parte, la función de influencia re-centrada se define como $RIF = v(F) + IF(y; v)$ por lo que cumple con la condición $\int_{-\infty}^{\infty} RIF(y; v) dF(y) = v(F)$.

Suponiendo que existe una función generadora de ingresos $y_i = h_g(X_i)$, a partir de la ley de esperanzas iteradas, es posible definir la esperanza incondicional de $v(F)$ integrando las esperanzas condicionadas en el dominio de la X .

$$v(F) = \int_{-\infty}^{\infty} E[RIF(y; v)/X = x] dF_X(x) \quad (17)$$

Bajo estas condiciones, la expresión (18) define una regresión RIF:

$$h_{g=t, t+n}^v = E[RIF(y; v)/X] \quad (18)$$

En la medida en que las funciones h cambian a lo largo del tiempo, es posible estimar las funciones m en relación con t y $t+n$ y sus respectivas distribuciones contrafactuales, siguiendo la lógica ya utilizada en los apartados anteriores. El valor observado en t y $t+n$ del estadístico distributivo v sería:

$$v_t = h_{g=t}^v = E[RIF(y_t; v)/X, g = t] \quad (19.a)$$

$$v_{t+n} = h_{g=t+n}^v = E[RIF(y_{t+n}; v)/X, g = t + n] \quad (19.b)$$

Por su parte, los estadísticos contrafactuales toman la forma:

$$v_t^c = h_{g=t+n}^{vc} = E[RIF(y_t; v)/X, g = t + n] \quad (20.a)$$

$$v_{t+n}^c = h_{g=t}^{vc} = E[RIF(y_{t+n}; v)/X, g = t] \quad (20.b)$$

Los estadísticos v^c se generan al aplicar a las observaciones del año base un cambio en la participación relativa de las características²⁰. En ese contexto, la descomposición agregada se define como:

²⁰ La lógica implícita es idéntica a la propuesta de Lemieux (2007), en tanto implica reestimar los estadísticos distributivos a partir del cambio de la ponderación relativa de cada observación, con una estructura de ponderadores que refleje los cambios en la distribución conjunta del vector de características X .

$$\Delta_S^v = v_{t+n} - v_t^c = E[RIF(y_{t+n}; v)/X, g=t+n] - E[RIF(y_t; v)/X, g=t+n] \quad (21.a)$$

$$\Delta_X^v = v_t^c - v_t = E[RIF(y_t; v)/X, g=t+n] - E[RIF(y_t; v)/X, g=t] \quad (21.b)$$

$$\Delta_O^v = \Delta_X^v + \Delta_S^v \quad (21.c)$$

Las funciones h_g pueden ser no lineales, pero es posible generar una aproximación local lineal de primer orden a partir de la estimación de proyecciones lineales. Computacionalmente, el procedimiento es directo, pues implica estimar regresiones ordinarias del estadístico v sobre X , respecto de cada período en cuestión.

Dado el modelo lineal ($h_g^{linear} = x^T \gamma_g$), su estimación por medio de una regresión permite estimar los parámetros ($\hat{\gamma}_t, \hat{\gamma}_{t+n}, \hat{\gamma}_{c,t}, \hat{\gamma}_{c,t+n}$). Los parámetros $\hat{\gamma}_t$ y $\hat{\gamma}_{t+n}$ surgen de la regresión correspondiente a cada año. El vector contrafactual de coeficientes $\hat{\gamma}_{c,t}$ se obtiene cuando las observaciones del año t se vuelven a ponderar de forma tal que la distribución de las características X corresponda a la del año $t+n$. Por último, $\hat{\gamma}_{c,t+n}$ surge de la estimación del modelo de regresión para el año $t+n$ utilizando la estructura de ponderadores que aseguren que la distribución del vector X corresponde al año t .

A su vez, por construcción, la estimación de la esperanza condicionada de h_g a X es ($x\hat{\gamma}_g$) y la esperanza condicionada de los residuos de la regresión es cero, independientemente de la bondad de ajuste de la proyección lineal $x\hat{\gamma}_g$ a la verdadera función h_g . Bajo esas condiciones, la descomposición agregada queda definida por las ecuaciones (22.a) a (22.c)²¹.

$$\Delta_S^v = v_{t+n} - v_t^c = E[X/g = t+n]^T (\hat{\gamma}_{t+n} - \hat{\gamma}_{c,t}) \quad (22.a)$$

$$\Delta_X^v = v_t^c - v_t = E[X/g = t+n]^T \hat{\gamma}_{c,t} - E[X/g = t]^T \hat{\gamma}_t \quad (22.b)$$

$$\Delta_O^v = \Delta_X^v + \Delta_S^v \quad (21.c)$$

Si la esperanza condicional es efectivamente una expresión lineal, se cumpliría que $\hat{\gamma}_t = \hat{\gamma}_{c,t}$. El supuesto de linealidad puede relajarse y suponerse simplemente que las regresiones constituyen una proyección lineal de primer orden, construida mediante la proyección lineal reportada por la regresión. En este caso, dado que la expresión (20.a) no toma una forma lineal, los vectores contrafactuales $\hat{\gamma}_{t+n}^c$ no coinciden necesariamente con $\hat{\gamma}_t$, y el efecto composición se define como:

²¹ Las expresiones derivadas son análogas a las expresiones de las descomposiciones Oaxaca-Blinder. Alternativamente, podría utilizarse como distribución contrafactual $\hat{\gamma}_{t+n}$, lo que daría como resultado un ejercicio de descomposición distinto.

$$\Delta_X^v = v_t^C - v_t = (E[X/g = t + n]^T - E[X/g = t]^T)\hat{\gamma}_t + R^v \quad (23)$$

$$\text{con } R^v = E[X/g = t + n]^T(\hat{\gamma}_t^C - \hat{\gamma}_t)$$

R^v es el error de la proyección lineal, que señala que esa estrategia de estimación proporciona una aproximación de primer orden al efecto composición. La magnitud de R^v es una forma de evaluar la bondad de la aproximación que reportan las regresiones RIF (Firpo, Fortin y Lemieux, 2007).

Por su parte, la descomposición detallada del estadístico v permite obtener la contribución de cada covariable a los efectos estructura salarial y composición, gracias a la linealidad de los resultados.

$$\Delta_X^v = \sum_{k=1}^K (E[X_k/g = t + n]^T - E[X_k/g = t]^T)\hat{\gamma}_{t,k} + R^v \quad (24.a)$$

$$\Delta_S^v = \sum_{k=1}^K E[X_k/g = t + n]^T \hat{\gamma}_{k,c,t} - E[X_k/g = t]^T \hat{\gamma}_{k,t} \quad (24.b)$$

El efecto composición es la suma de los efectos del cambio en la distribución de cada covariable evaluada en el retorno estimado para el año base, más un componente de error captado por R^v . El efecto estructura salarial es la suma de los efectos sobre el estadístico v de los cambios en la estructura de retornos. Las expresiones (24.a) a (24.b) constituyen la combinación de descomposiciones detalladas que permite aislar el efecto específico de la k -ésima variable independiente.

Sobre la base del análisis anterior, se concluye que la instrumentación de una estrategia de descomposición basada en regresiones RIF debe seguir en las siguientes etapas:

- i) Estimación de estadísticos distributivos observables. A partir de los microdatos de las encuestas, se calcula la combinación de estadísticos distributivos objeto de descomposición, $V_g = (v_{g1}, v_{g2}, \dots, v_{gm})$.
- ii) Identificación de las funciones RIF para cada estadístico. En el cuadro III.2 se indican las funciones RIF de los principales indicadores de desigualdad y cuantiles (Cowell y Flachaire, 2007).
- iii) Estimación de parámetros γ_t y γ_{t+n} . Estimación estándar por MCO a partir de los datos de las encuestas.

- iv) Estimación del parámetro $\hat{Y}_{c,t}$. Requiere la definición de una función de reponderación $\psi(X,g)$, que se puede estimar utilizando el mismo procedimiento ya descrito en DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) y Lemieux (2002)²².
- v) Estimación del estadístico contrafactual $V_{c,t+n} = (v_{c, t+n,1}, v_{c,t+n,2}, \dots, v_{c, t+n, m})$. Se calcula utilizando como ponderador de los datos (Y_t, X_t) el $\psi(X,t)$. Los estadísticos contrafactuales indican el valor que tomarían si la distribución de las variables que integran X es la observada en $t+n$ (Cowell y Victoria-Feser, 1996).
- vi) Calcular la descomposición agregada y la descomposición detallada a partir de las ecuaciones (22.a) a (22.b) y (24.a) a (24.b).

Cuadro III.2
Funciones de influencia y funciones de influencia recentrada

Estadístico	IF	RIF	Descripción
Media	$y - \mu$	y	μ media de la distribución de Y
τ -ésimo cuantil	$\frac{(\tau - I(Y \leq q_\tau))}{f_Y(q_\tau)}$	$q_\tau + \frac{(\tau - I(Y \leq q_\tau))}{\frac{f_Y(q_\tau)}{IF(Y, q_\tau)}}$	$I(Y \leq q_\tau)$ la función indicativa, $f_Y(\cdot)$ función de densidad de la distribución marginal de Y , $q_\tau = Q_\tau(Y)$, es la población que pertenece al τ -ésimo cuantil incondicional de la distribución de Y
Varianza	$(y - \int z dF_Y(y))^2 - \sigma^2$	$(Y - \mu)^2$	σ^2 varianza de la distribución de Y
			$A(F_Y) = 2 \frac{1}{\mu} \left[\int_0^1 GL(p; F_Y) dp \right]$
Gini	$A(F_Y) + B(F_Y)y + C(y; F_Y)$	$1 + B(F_Y)y + C(y; F_Y)$	$B(F_Y) = 2 \frac{1}{\mu^2} \left[\int_0^1 GL(p; F_Y) dp \right]$
			$C(F_Y) = -2 \frac{y}{\mu} \{ [1 - p(y)] + GL(p(y); F_Y) \}$
			GL: Curva generalizada de Lorenz
Theil	$\frac{1}{\mu} [z \log z - \lambda] - \frac{\lambda + \mu}{\mu^2} [z - \mu]$	$\frac{1}{\mu} [z \log z] - \frac{\lambda + \mu}{\mu^2} [z - \mu] - \log(\mu)$	$\lambda = \int y \log y dF(y)$

Fuente: Elaboración propia.

²² Complementariamente, Firpo, Fortin y Lemieux (2007) proponen otra metodología no paramétrica para estimar la función de reponderación.

Las descomposiciones basadas en regresiones RIF presentan distintos atributos que facilitan el estudio de la relación entre informalidad y desigualdad de ingresos laborales. Por un lado, permiten contar con estimadores que miden el efecto marginal incondicional de un cambio en la distribución de las variables que integran el vector X , haciendo posible la evaluación del impacto específico de una covariable x_k sobre distintas partes de la distribución. En particular, supera el enfoque Lemieux (2002) al abandonar el supuesto de una estructura de retornos uniforme a lo largo de la distribución. En el caso de la informalidad, es posible captar su impacto por medio de los movimientos de los diferenciales salariales a lo largo de la distribución (efecto estructura salarial) y de los cambios en el grado de formalización (efecto composición o cantidad). Otra ventaja es que, al basarse en proyecciones lineales, no presenta el problema de la dependencia de la trayectoria (path dependence), típico de las metodologías de descomposición.

Las desventajas se asocian a que requiere un procedimiento computacionalmente más intenso, ya que es necesaria la estimación de regresiones RIF para cada estadístico de interés con la correspondiente aplicación del ejercicio de descomposición detallada, mientras que en los otros procedimientos se genera una distribución contrafactual íntegra (Y_C) para todos los individuos que integran la muestra que, una vez obtenida, sostiene la descomposición mediante el cálculo de los indicadores para las tres distribuciones de interés (Y_t, Y_{t+n}, Y_C). La descomposición basada en regresiones RIF no presupone el cálculo de una distribución contrafactual completa, sino que los estadísticos contrafactuales se calculan directamente respecto de cada indicador a partir de los coeficientes de las regresiones y de la estimación de la función de reponderación. Por último, los resultados dependen de la bondad de la aproximación lineal local que sustenta el ejercicio de descomposición.

En función de las fortalezas que presenta este método, y de la simplicidad de los estimadores utilizados (mínimo cuadrados ordinarios y modelo logit o probit para los ponderadores) se consideró que es el instrumento idóneo para realizar estudios comparativos sobre los determinantes de la desigualdad en el mercado de trabajo. Los estudios de caso que se presentan a lo largo de este libro se basan por lo tanto en descomposiciones basadas en regresiones RIF propuestas por Firpo, Fortin y Lemieux (2009).

Esta metodología de descomposición presupone la estimación del factor de reponderación, $\psi(X, g)$, sobre la base de un modelo logit o probit y la estimación de las combinaciones de parámetros ($\hat{Y}_t, \hat{Y}_{t+n}, \hat{Y}_{c,t}$) a partir de las regresiones RIF. Se define una especificación común a todos los estudios nacionales, como se indica en el cuadro III.3.

Cuadro III.3
Modelos econométricos

Logit	$T (T = 0 \text{ en } t, T = 1 \text{ en } t + n) = \alpha F_i + \sum_{h=1}^5 \beta_h \theta_{ih} + \sum_{r=1}^R \beta_r \delta_{ir} + \sum_{a=1}^A \beta_a \varphi_{ia} + \beta_G G_i$ $+ \beta_E E_i + \beta_C C_i + \sum_{k=1}^K \beta_k CO_{ik} + \beta \exp_i + \beta_{exp2} \exp_i^2$ $+ \sum_{h=1}^5 \eta_{h,F} F_i \theta_{ih} + \sum_{r=1}^R \eta_{r,F} \delta_{ir} + \sum_{a=1}^A \eta_{a,F} F_i \varphi_{ia} + \eta_{FG} G_i F_i + \eta_{FE} E_i F_i$ $+ \eta_{FC} C_i F_i + \eta_{Fexp} \exp_i F_i + \eta_{Fexp2} \exp_i^2 F_i$ $+ \sum_{h=1}^5 (\Gamma_{h,exp} \exp \theta_{ih} + \Gamma_{h,exp2} \theta_{ih})$
Regresiones RIF	
RIF	$\log w_i = \gamma_F F_i + \sum_{h=1}^5 \gamma_h \theta_{ih} + \sum_{r=1}^R \gamma_r \delta_{ir} + \sum_{a=1}^A \gamma_a \varphi_{ia} + \gamma_G G_i + \gamma_E E_i + \gamma_C C_i$ $+ \sum_{k=1}^K \gamma_{CO} CO_{ik} + \gamma_{exp} \exp_i + \gamma_{exp2} \exp_i^2$

Fuente: Elaboración propia.

El modelo logit se instrumenta a partir de una especificación que incorpora el conjunto de variables independientes, la interacción de la variable binaria que identifica la condición de ocupado formal con el resto de las variables y la interacción de educación y años de experiencia potencial. La finalidad es obtener un factor de reponderación que capte lo mejor posible los cambios en la composición de los ocupados, incluidas las variaciones en las correlaciones entre la formalidad y el resto de los atributos; por lo que se incluye un conjunto amplio de interacciones entre las variables independientes (Firpo, Fortin y Lemieux, 2011)²³. Por su parte, la regresión RIF es una expresión lineal sencilla, que incorpora al conjunto de variables definidas como determinantes salariales.

Este enfoque permitirá identificar y aislar el efecto de la formalización de las relaciones laborales sobre la desigualdad salarial, a partir de una aproximación común a todos los países incorporados en el presente libro, y analizar su contribución a los cambios en la desigualdad tanto en el canal de la participación relativa de la formalidad en el empleo total como en el de los precios, al cuantificar el impacto de los cambios en los diferenciales salariales entre los sectores formal e informal.

²³ El término de error de la descomposición detallada del efecto de características indica la bondad de ajuste del factor de reponderación. Si el proceso de reponderación fuera perfecto, la media de los valores de X para el año t en la distribución contrafactual debería coincidir con la media observada para $t+n$ ($\bar{X}_{t,c} = \bar{X}_{t+n}$). Por lo tanto, el término R de la expresión (24.a) es una aproximación a los errores de reponderación. Es adecuado señalar ese error como control sobre la bondad de la estimación.

Bibliografía

- Blinder, A. S. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *The Journal of Human Resources*, vol. 8, N° 4.
- Chernozhukov, V., I. Fernández-Val y B. Melly (2013), "Inference on counterfactual distributions", *Econometrica*, vol. 81, N° 6.
- Cowell, F. A. y C.V. Fiorio (2011), "Inequality decompositions—a reconciliation", *The Journal of Economic Inequality*, vol. 9, N° 4.
- Cowell, F. A. y E. Flachaire (2007), "Income distribution and inequality measurement: The problem of extreme values", *Journal of Econometrics*, vol. 141, N° 2.
- Cowell, F. A. y M.P. Victoria-Feser (1996), "Robustness properties of inequality measures", *Econometrica*, vol. 64, N° 1.
- DiNardo, J., N. M. Fortin y T. Lemieux (1996), "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach", *Econometrica*, vol. 64, N° 5.
- Firpo, S., N. M. Fortin y T. Lemieux (2007), "Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions", University of British Columbia, junio.
- (2009), "Unconditional quantile regressions", *Econometrica*, vol. 77, N° 3.
- (2011), "Occupational tasks and changes in the wage structure", *IZA Discussion Paper*, N° 5542, Institute for the Study of Labor (IZA) [en línea] <https://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp5542.html>.
- Fortin, N., T. Lemieux y S. Firpo (2011), "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labor Economics*, Elsevier [en línea] <https://ideas.repec.org/h/eee/labchp/4-01.html>.
- Juhn, C., K. M. Murphy y B. Pierce (1993), "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, vol. 101, N° 3.
- Lemieux, T. (2002), "Decomposing changes in wage distributions: A unified approach", *The Canadian Journal of Economics / Revue Canadienne d'Economique*, vol. 35, N° 4.
- (2006), "Increasing residual wage inequality: composition effects, noisy data, or rising demand for skill?", *The American Economic Review*, vol. 96, N° 3.
- Machado, J. A. F. y J. Mata (2005), "Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 20, N° 4.
- Ñopo, H. (2008), "Matching as a tool to decompose wage gaps", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 90, N° 2.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14, N° 3.
- Ransom, M. R. y R. Oaxaca (1999), "Identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, N° 1.
- Schneider, F. y D. H. Enste (2000), "Shadow economies: size, causes, and consequences", *Journal of Economic Literature*, vol. 38, N° 1.
- Shorrocks, A. F. (2013), "Decomposition procedures for distributional analysis: a unified framework based on the Shapley value", *The Journal of Economic Inequality*, vol. 11, N° 1.

Capítulo IV

Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso de la Argentina

*Luis Beccaria*¹
*Roxana Maurizio*²
*Gustavo Vázquez*³

Introducción

A poco de comenzar el nuevo siglo, se inició en la Argentina un proceso de reducción de los niveles de desigualdad registrados en la distribución de las remuneraciones, disminución que incluso fue de una magnitud superior al aumento que había registrado durante la década de 1990 y los primeros años de la siguiente. El estrechamiento de las brechas de los ingresos laborales que se observa desde 2003 fue acompañado de un comportamiento global positivo del mercado de trabajo, que significó también una reversión de las tendencias existentes en los diez años anteriores. Dos de las manifestaciones más evidentes de este proceso han sido la reducción del desempleo y de la informalidad laboral, definida esta a partir del enfoque legal que identifica

¹ Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina.

² Universidad Nacional de General Sarmiento y CONICET, Argentina.

³ Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina.

a un asalariado no registrado como aquel al que el empleador no le efectúa los descuentos jubilatorios.

La mayoría de los estudios disponibles sobre los cambios distributivos para la Argentina durante la última década enfatizan la importancia que tuvo la reducción de los premios a la educación como causa de la mejora de la desigualdad de los ingresos del trabajo. Beccaria, Maurizio y Vázquez (2014), por su parte, focalizan su análisis en el proceso de formalización del último decenio, encontrando impactos igualadores en la distribución salarial.

Este documento avanza en esta línea, evaluando en profundidad el papel cumplido tanto por los cambios del peso relativo de los asalariados informales como por el premio asociado a la registración laboral. Además de estudiarse estas dimensiones para el total de los trabajadores en relación de dependencia, se analizan las correspondientes a hombres y mujeres por separado, con el fin de contar con un panorama exhaustivo de la evolución de la importancia relativa del fenómeno de informalidad y de sus impactos distributivos en el último decenio.

A efectos de evaluar estas influencias, se recurre al método de descomposición del cambio de la desigualdad desarrollado recientemente por Firpo, Fortin y Lemieux (2007), a partir del cual es posible extender el enfoque de Oaxaca-Blinder para descomponer otros elementos funcionales del ingreso, diferentes a la media, entre el efecto composición y el efecto retorno. Mientras que el primero mide la contribución a la reducción de la desigualdad (medida, por ejemplo, por medio del índice de Gini o de la relación entre percentiles) de los cambios en la estructura de características, manteniendo los retornos constantes, el segundo efecto evalúa los impactos distributivos de los cambios en las retribuciones, suponiendo que dichas características no se modificaron. Este método permite, a su vez, medir el aporte de los diferentes atributos personales y del puesto de trabajo a la reducción de la desigualdad mediante cada uno de estos efectos.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. En la sección A, se presenta la fuente de información. En la sección B, se revisan los estudios empíricos existentes sobre los cambios en materia de desigualdad en la Argentina y sus factores asociados. La sección C contiene un breve panorama del comportamiento macroeconómico y de los principales indicadores del mercado de trabajo en la Argentina durante la última década. Asimismo, se detalla la evolución de la informalidad laboral y las políticas tendientes a la formalización del mercado de trabajo implementadas en el país durante dicho período. En la sección D se analiza la dinámica distributiva, y en la siguiente se describen y discuten los resultados de los ejercicios de descomposición. Finalmente, en la sección F se presentan las conclusiones del estudio.

A. Fuentes de información

Este estudio se basa en el uso de los microdatos provenientes de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), operativo muestral llevado a cabo trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) en 31 aglomerados urbanos del país.

Los ejercicios de descomposición que se detallan más abajo corresponden al grupo de asalariados de 16 a 64 años de edad en el caso de los varones, y de 16 a 59 años en el caso de las mujeres. El límite inferior fue estipulado teniendo en cuenta la edad mínima legal para trabajar, mientras que el límite superior indica la edad de retiro del mercado de trabajo. Se excluyeron de este análisis aquellos ocupados con planes de empleo, con ingresos laborales imputados o sin ingresos. Asimismo, para mantener la comparabilidad de los resultados, se incluyeron solo los 28 aglomerados urbanos que permanecieron en la muestra de la EPH a lo largo de todo el período considerado.

Para la distinción entre asalariados formales e informales, se aplicó el criterio usualmente adoptado cuando se emplean datos de la EPH: el de registro en la seguridad social. Específicamente, son formales aquellos asalariados que responden afirmativamente a la pregunta acerca de si su empleador le efectúa descuentos jubilatorios.

Por último, dados los cambios metodológicos operados en la EPH en 2003, el análisis comienza en el tercer trimestre de dicho año (ya que es la primera encuesta con la nueva metodología que se encuentra disponible) y se extiende hasta el cuarto trimestre de 2013.

B. Estudios previos sobre la desigualdad salarial y sus determinantes en la Argentina

Las investigaciones disponibles sobre la evolución de la distribución del ingreso durante los últimos 20 años en la Argentina muestran un claro contraste entre lo ocurrido a lo largo de los años noventa y los sucesos posteriores a la crisis del régimen macroeconómico vigente en esa década.

En la mayoría de esos estudios, se ha abordado principalmente el análisis de los cambios en la concentración de los ingresos de los hogares, pero también se indagaron los factores que habrían influido de manera más significativa en dichas dinámicas (por ejemplo, Beccaria y Maurizio, 2012; Cruces y Gasparini, 2010; Trujillo y Villafañe, 2011; Salvia y Vera, 2011). Uno de los principales resultados a los que arriban es que la evolución de la desigualdad de los ingresos del trabajo fue la principal fuerza que ocasionó tanto el aumento de la concentración de los ingresos de los hogares durante los años noventa como su reducción en la década siguiente. La misma

conclusión se desprende de otros análisis con similares objetivos, en los que la Argentina fue uno de varios países de la región cuyos cambios distributivos se analizaron en años recientes (Cornia, 2012; Keifman y Maurizio, 2014, Lustig, Lopez-Calva, y Ortiz-Juarez, 2013). Este resultado se deriva, en parte, del hecho de que los ingresos laborales constituyen alrededor del 80% del total de los recursos monetarios generados en el hogar.

En algunas de estas investigaciones, se profundiza la indagación sobre la dinámica de la desigualdad en la distribución de los ingresos del trabajo. Por ejemplo, Cruces y Gasparini (2010) destacan que la disminución de los premios a la educación habría sido la principal fuente de la reducción de la desigualdad distributiva durante la década de 2000, factor que también habría sido el determinante más significativo del comportamiento inverso que caracterizó al decenio anterior. Similar conclusión se desprende del trabajo de Cornia (2012). Tras analizar en profundidad la influencia de la educación en la distribución no condicionada de los ingresos, Alejo, Gabrielli y Sosa Escudero (2014) sugieren que los efectos desigualadores debidos a retornos y heterogeneidad crecientes a lo largo de esa distribución se reducen drásticamente durante la última década en comparación con la década de 1990.

Respecto de las hipótesis que pueden dar cuenta del comportamiento de los premios a la educación o a la calificación, los estudios disponibles, tanto para la Argentina como para otros países de la región, enfatizan la interacción entre la oferta y la demanda relativa de calificaciones. Cruces y Gasparini (2010) destacan la influencia de la disminución de la tasa de incorporación de tecnología durante la década de 2000 en el marco de una oferta relativa de trabajadores más calificados que continuó expandiéndose. Lo acontecido con la demanda relativa se habría debido a menores crecimientos de la inversión y a cambios en la composición sectorial de la demanda de trabajo como respuesta a las modificaciones de los precios relativos. No obstante, los autores también mencionan que debió haber contribuido el ajuste posterior a la sobrerreacción (overshooting) desigualadora producida por la fuerte y rápida incorporación de tecnología en el decenio anterior. Se señala, asimismo, que las políticas de ingresos desplegadas inmediatamente después de la crisis y el fortalecimiento sindical tuvieron alguna influencia en la reducción de las brechas entre grupos de trabajadores de distinto nivel de calificación o educación.

En este sentido, Maurizio (2014a) encuentra que el fortalecimiento experimentado por el salario mínimo ha sido un factor que contribuyó a la mejora distributiva de las remuneraciones, tanto en la Argentina como en otros países de la región. A su vez, esta institución podría dar cuenta, al menos en parte, de la reducción de las brechas salariales asociadas al nivel educativo. Por su parte, Marshall (2009) también enfatiza la importancia que ha tenido la recuperación de esta institución laboral y el impulso dado a las

negociaciones colectivas para la caída de la desigualdad de las remuneraciones en el sector manufacturero.

Al analizar el impacto de la formalización sobre la reducción de la desigualdad, Beccaria, Maurizio y Vázquez (2014) encuentran que este proceso también contribuyó significativamente a las mejoras distributivas operadas en la Argentina durante el último decenio. En un estudio comparativo de los flujos ocupacionales entre este país y el Brasil, Maurizio (2014b) muestra que han sido aquellos trabajadores informales que poseían un “mejor” vector de características personales los que tuvieron más chances de transitar desde un puesto no registrado a otro registrado, a la vez que observa impactos igualadores de este proceso de formalización en ambos países.

C. La economía y el mercado de trabajo en la primera década del siglo XXI

1. Contexto macroeconómico y evolución de las principales variables del mercado de trabajo

Las tensiones acumuladas por el régimen macroeconómico prevaleciente en la década de 1990 en la Argentina terminaron por hacer imposible su continuidad y derivaron en una crisis económica y social de profundidad desconocida hacia comienzos del nuevo milenio. Pero así como la magnitud de esta crisis no tenía antecedentes en el país, también fue intensa la recuperación que se inició hacia la segunda mitad de 2002. En efecto, tras el colapso del régimen de convertibilidad ocurrido a comienzos de ese año, la Argentina transitó un sendero de crecimiento económico que impactó positivamente en los indicadores laborales y sociales. Ello significó una reversión de algunas tendencias prevalecientes desde mediados de los años setenta, cuando comenzó un prolongado proceso de continua desmejora que afectó las remuneraciones reales, la generación de empleo y la calidad de los puestos de trabajo.

La significativa depreciación del peso que se verificó tras el cambio de régimen macroeconómico trajo aparejado un fuerte crecimiento de los precios internos. Sin embargo, esta coyuntura se diferenció de las experiencias previas del país, por ejemplo, las evidenciadas durante la década de 1980; por un lado, el aumento fue menos intenso que el de la devaluación de la moneda —lo cual causó que el tipo de cambio real se duplicase hacia junio de 2002—; por otro lado, esta fase de alta inflación fue breve. Tales resultados obedecieron a la aguda depresión económica y a la ya muy compleja situación laboral y social prevaleciente antes del cambio de régimen, que debilitaron los mecanismos de propagación de los impulsos inflacionarios característicos de devaluaciones previas. También contribuyó la falta de liquidez derivada

del mantenimiento de las restricciones al uso de los depósitos bancarios y de las políticas de control de cambios, así como la disminución de la asistencia financiera a los bancos, que acotó, en intensidad y en el tiempo, la devaluación del peso.

La elevación del tipo de cambio real fue un factor determinante de la rápida e intensa recuperación de la producción agregada, ya que permitió aumentar la competitividad de los sectores productores de bienes transables. En particular, se produjo una sustitución de importaciones en varias ramas manufactureras que habían sido afectadas durante el período de apertura comercial y tipo de cambio apreciado. Ello estuvo acompañado de una importante dinámica exportadora (Damill, Frenkel y Maurizio, 2011). Esa recuperación del PIB fue inicialmente reforzada por los efectos del Programa Jefes y Jefas de Hogares Desocupados (PJJHD)⁴, el crecimiento del empleo y las políticas de ingreso, que aumentaron el poder de compra de las remuneraciones. También se revirtió la tendencia de la inversión en construcción, promovida por los efectos de riqueza entre los tenedores de divisas y las limitadas alternativas de inversión financiera.

La continuidad de la política de tipo de cambio real estable y elevado constituyó quizás el rasgo central de la política macroeconómica, al menos hasta 2007 (véase el cuadro IV.1). Como recién se señaló, fue un factor determinante de la rápida recuperación inicial del nivel de actividad y favoreció el sostenimiento de la expansión productiva posterior. Ello fue apuntalado por el continuo aumento del gasto y la inversión pública, así como por diversas políticas de ingresos que favorecieron la expansión del consumo privado. Se destaca, asimismo, el crecimiento de la inversión privada en equipamiento, que alcanzó niveles incluso más elevados que durante los años noventa. Esto posibilitó que, una vez saturada la capacidad ociosa en ciertos sectores, la producción pudiese continuar creciendo. La acelerada expansión de las exportaciones —en buena parte, derivada de la fuerte alza de las cotizaciones internacionales de la soja y otros productos primarios— reforzó la dinámica de la demanda agregada y se tradujo en una significativa mejora de las cuentas externas. A ello también contribuyó la cesación de pagos de la deuda externa, declarada hacia fines de 2001 y, posteriormente, su favorable negociación.

⁴ El PJJHD se estableció en abril de 2002, en medio de un conflictivo panorama social. Originalmente apuntaba a beneficiar con una transferencia monetaria mensual a los jefes de hogar desocupados y no cubiertos por el sistema contributivo de seguro de desempleo, pero rápidamente la condición de desocupación dejó de ser excluyente y se extendió a hogares de bajos recursos. Ya hacia mediados de 2002 se cubrió a 500.000 hogares y el máximo se registró en mayo de 2003, con cerca de dos millones de hogares.

Cuadro IV.1
Argentina: evolución de las principales variables macroeconómicas y del mercado de trabajo, 2003-2013

Año	Variación del PIB ^a (en porcentajes)	Índice tipo de cambio real ^b	Salario (en pesos)		Tasa de desempleo	Tasa de actividad (en porcentajes)	Tasa de empleo	Tasa de formalidad ^d
			Salario mínimo ^c	Salario real medio				
2003	8,84	215,79	1 220	3 533	20,87	46,31	36,65	55,95
2004	9,03	209,45	1 885	3 696	18,39	46,51	37,96	56,35
2005	9,18	195,86	2 490	3 937	15,11	46,31	39,31	56,85
2006	8,47	193,44	2 808	4 367	12,56	46,66	40,80	58,86
2007	8,23	170,48	2 946	4 590	9,90	46,21	41,64	60,60
2008	4,38	141,26	2 904	4 501	8,46	45,87	41,99	63,33
2009	-3,43	144,14	3 104	4 664	9,09	46,36	42,14	64,25
2010	9,25	125,43	3 065	4 661	8,33	46,01	42,17	65,15
2011	6,52	110,09	3 153	4 867	7,91	46,35	42,69	66,07
2012	-0,52	100,37	3 041	4 896	7,79	46,28	42,68	65,85
2013	1,75	97,62	3 035	4 995	7,81	46,05	42,46	66,64

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

^a Tasa de cambio anual sobre la base del proyecto ARKLEMS+LAND [en línea] <http://arklems.org/>.

^b Índice del Banco Central de la República Argentina (BCRA) ajustado por el índice de precios al consumidor (IPC) de 9 provincias (promedio anual, base 2001=100).

^c Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social. Promedio deflactado por el IPC de 9 provincias (índice medio anual, base 2013=100).

^d Porcentaje de asalariados registrados respecto del total del empleo asalariado.

La expansión de la producción a tasas elevadas se extendió hasta 2011, aun cuando la crisis internacional que afectó a buena parte de la región, incluida la Argentina, alteró la tendencia expansiva y ocasionó una caída del nivel de actividad en 2009. Sin embargo, la macroeconomía ya había comenzado a enfrentar algunas dificultades a partir de 2007. En ese año se aceleró el crecimiento de los precios internos, ya que la variación del IPC llegó al 26% (considerando la variación interanual a diciembre) mientras que en los dos años anteriores rondó el 10%. Posteriormente, la tasa de inflación muestra algunas fluctuaciones, pero registrando valores que oscilan alrededor del 25% o son incluso superiores desde 2010 en adelante. Ello generó una aceleración de la apreciación real del peso (véase el cuadro IV.1). En 2013, este representaba solo el 45% del valor de 2003 y ya había alcanzado el valor vigente durante la convertibilidad. El efecto de la acumulación de dificultades derivadas del atraso cambiario y de las limitaciones fiscales parece emerger con más fuerza hacia 2012, cuando el crecimiento se torna negativo en un contexto regional dominado por expansiones. Si bien en el año siguiente la variación del producto volvió a ser positiva, solo alcanzó el 1,8%.

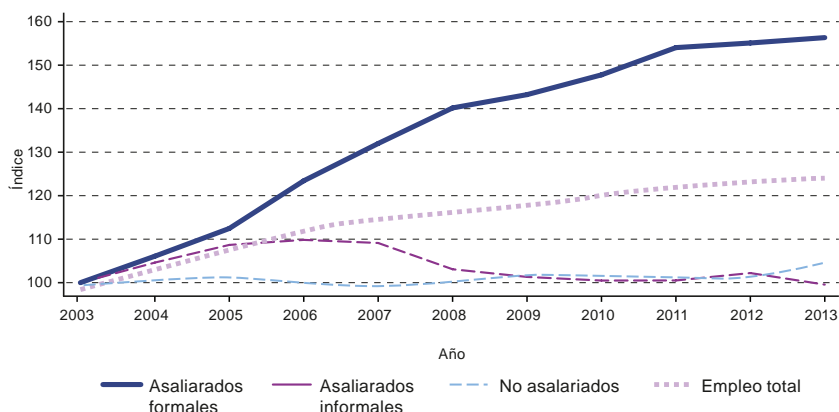
Las diferentes fases del ciclo económico tuvieron impactos directos en el mercado de trabajo. Ya se mencionó la rápida recuperación que tuvo el nivel de actividad inmediatamente después de la devaluación y el sostenido crecimiento posterior. Si bien ello constituyó un hecho destacable, quizás más significativo fue el también rápido e intenso aumento del empleo total. La tasa de empleo creció casi 6 puntos porcentuales entre 2003 y 2013 (véase el cuadro IV.1), lo que equivale a un aumento anual del 2% de la cantidad neta de puestos de trabajo (excluidos los planes de empleo). Ello significó una respuesta muy elástica de la ocupación al crecimiento económico. En particular, durante el primer quinquenio la elasticidad del empleo respecto del producto osciló entre 0,7 y 0,9, lo que se diferencia claramente del valor de 0,10 de los primeros años de la convertibilidad.

La evolución tan favorable del empleo conjuntamente con la estabilidad de la oferta de trabajo explican la caída tan significativa de la tasa de desempleo, que se redujo un 63%, pasando del 21% al 8% en esos años. Sin embargo, otra característica sobresaliente de la dinámica laboral del último decenio en la Argentina ha sido la significativa reducción de la informalidad. Como se observa en el cuadro IV.1, la incidencia de la registración entre los asalariados se incrementó más de 10 puntos porcentuales entre 2003 y 2013, pasando del 56% al 67%. Este proceso contrasta en gran medida con el experimentado durante la década de 1990, cuando la informalidad creció casi sistemáticamente.

La evolución de la formalidad debe evaluarse aún más positivamente al tenerse en cuenta que, como ya se mencionó, se verificó en un período caracterizado por un elevado crecimiento del empleo agregado, lo que da

como resultado un significativo volumen de nuevos puestos asalariados registrados en la seguridad social. En efecto, el empleo asalariado formal aumentó casi un 60% entre 2003 y 2013, mientras que el empleo total se elevó alrededor de un 20% (véase el gráfico IV.1).

Gráfico IV.1
Argentina: evolución del empleo total, formal, informal y no asalariado, 2003-2013
(Índice, cuarto trimestre de 2003=100)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

La tendencia creciente de las ocupaciones formales contrasta con la estabilidad del volumen de puestos independientes y con la trayectoria descendente (si bien no a lo largo de todo el período) exhibida por los puestos asalariados informales. Esto último se debe, en parte, a que alrededor del 60% del incremento de la formalidad se verificó a través de la registración de puestos inicialmente informales (Maurizio, 2014b).

Estas mejoras laborales se observan, con diferente intensidad, en casi todos los grupos de trabajadores definidos según su sexo, nivel educativo y edad. En todos ellos se comprueba un crecimiento intenso del empleo conjuntamente con una reducción significativa del desempleo (véase el cuadro IV.A.1). En particular, la tasa de desempleo, tanto entre los hombres como entre las mujeres, cayó alrededor del 60%. Ello fue el resultado conjunto de la estabilidad (o incluso leve reducción, en el caso de las mujeres) de la oferta de mano de obra y del aumento significativo de la tasa de empleo, de alrededor de 6 puntos porcentuales en ambos casos.

Al mismo tiempo, todos los grupos etarios exhibieron una tendencia decreciente de la desocupación. Sin embargo, en el caso de los jóvenes, ello no fue consecuencia de un elevado crecimiento de la demanda laboral, la

cual aumentó menos de 1 punto porcentual en ese período, sino de una caída sistemática de la tasa de participación. En los restantes dos grupos, el crecimiento del empleo fue marcado: de 9 puntos porcentuales entre los individuos de edades centrales y de alrededor de 5 puntos porcentuales entre los mayores de 45 años.

La caída de la incidencia del desempleo también fue muy significativa en todos los grupos educacionales, especialmente entre los de menores calificaciones. Sin embargo, como en el caso de los jóvenes, ello estuvo más asociado a la baja de la tasa de actividad que al aumento del empleo. Por el contrario, resulta interesante destacar el alza de la ocupación entre los asalariados con nivel secundario completo, que supera a la observada en el resto de los grupos educacionales. Esto ha sido una característica de este período que contrasta con la exhibida en los años noventa, cuando la demanda de empleo estuvo más sesgada hacia niveles educativos altos.

El acelerado crecimiento del empleo fue, sin duda, uno de los factores que facilitó la recuperación de las remuneraciones reales a lo largo de la década. El rápido aumento de los precios internos provocado por la devaluación de fines de 2001 había tenido un efecto negativo directo en los ingresos laborales reales, que cayeron alrededor del 30% entre octubre de ese año e igual mes de 2002. Sin embargo, hacia la segunda parte de este último año, las remuneraciones nominales comenzaron a crecer a un ritmo similar al de los precios y, a partir de mediados de 2003, se inició un proceso de recuperación de su poder de compra —el valor medio real creció un 41% entre 2003 y 2013— (véase el cuadro IV.1). De una manera extrema, la dinámica que se observa en la década evidencia el comportamiento usualmente asimétrico de la intensidad de la variación de los ingresos del trabajo en las distintas fases del ciclo económico, dado que la pérdida de cerca del 30% que sufrieron los ingresos laborales reales en un solo año (2002) solo se recuperó después de un prolongado período, ya que recién hacia fines de 2008 se alcanzaron los valores del último trimestre de 2001.

La política de ingresos llevada a cabo por el gobierno nacional también ha jugado un papel muy significativo en esta recuperación. Especialmente al inicio del proceso, cuando los efectos más drásticos de la devaluación comenzaban a disiparse y se registraban signos de estabilización del tipo de cambio, los precios y el nivel de actividad, las autoridades comenzaron a contemplar mejoras del muy reducido poder de compra de las remuneraciones reales. Reconociendo la imposibilidad de lograr acuerdos autónomos para elevar los salarios o evitar nuevos descensos de su poder de compra en un contexto de elevadísimo desempleo e incertidumbre, se fijaron incrementos mediante el otorgamiento de sumas fijas. En julio de 2002, cuando el salario medio neto era de aproximadamente 2.200 pesos (600 dólares) para los asalariados registrados, se otorgó un aumento de 100 pesos (28 dólares), monto que a

lo largo del siguiente año se elevó sucesivamente hasta alcanzar 200 pesos. Inicialmente constituían adicionales no remunerativos (no se consideraban para el cómputo de las cargas sociales), pero a partir de mediados de 2003 pasaron a formar parte plenamente del salario básico.

También operó en la misma dirección la política de recuperación del valor real del salario mínimo. A diferencia de lo acontecido durante los años noventa, su valor nominal se duplicó a lo largo de 2003 y la primera parte de 2004 (año en el cual se reactivó el Consejo Nacional del Empleo, la Productividad y Salario Mínimo, Vital y Móvil); posteriormente continuó esta tendencia a la mejora, de forma tal que se multiplicó por 2,5 veces en términos reales entre 2003 y 2013 (véase el cuadro IV.1).

Otra importante política laboral del período fue la promoción de la negociación colectiva; fue precisamente este mecanismo el que facilitó que el creciente poder de negociación de los trabajadores generado por la dinámica del empleo se reflejase en la fijación de las remuneraciones reales. En efecto, se homologaron alrededor de 1.000 convenios por año entre 2006 y 2007, y más de 1.500 entre 2007 y 2010, cifras extremadamente superiores a la media de 190 negociaciones anuales de los años noventa. Esta institución también ha desempeñado un papel activo durante la crisis de 2008 y 2009, ya que en esta coyuntura se ha continuado con la actualización del valor nominal de las remuneraciones, de modo de evitar la erosión de su poder adquisitivo, mecanismo de ajuste habitual durante las fases recesivas.

La recuperación del poder adquisitivo del salario se observó en todos los grupos de ocupados que se vienen analizando, si bien con diferente intensidad. En efecto, la tasa de crecimiento disminuyó constantemente en paralelo con la edad y con el nivel educativo; asimismo, fue algo superior entre las mujeres respecto de los hombres (véase el cuadro IV.A.1). Ello resulta particularmente interesante desde una perspectiva distributiva porque señala que los incrementos fueron más marcados entre los grupos que exhibían inicialmente menores remuneraciones.

El examen realizado hasta ahora de lo sucedido con las variables laborales entre los extremos del período arroja una mejoría de las condiciones imperantes en el mercado de trabajo. Sin embargo, la dinámica de este proceso no fue lineal, ya que las vicisitudes del contexto macroeconómico desde la crisis de la convertibilidad, que fueron examinadas anteriormente, tuvieron una influencia sobre el comportamiento del mercado de trabajo.

En particular, se observa una desaceleración del crecimiento de algunas variables laborales a partir de aproximadamente 2007 o 2008, según sea el caso. La tasa de empleo creció hasta el segundo de estos años y luego se estabilizó en torno al 42% (véase el cuadro IV.1). Al mismo tiempo, la expansión del volumen de empleo comienza a debilitarse fuertemente

hacia fines de 2008 (véase el gráfico IV.1); así, entre 2003 y ese momento, el aumento anual fue, en promedio, del 3%, pero se redujo al 1% en los años posteriores. En lo que se refiere a los salarios, la desaceleración es más evidente aún, ya que, tras el crecimiento del 30% registrado entre 2003 y 2007, el salario real medio se incrementó solo un 9%. Este debilitamiento se asocia, al menos en parte, a la aceleración de la inflación (véase el cuadro IV.1).

En resumen, la favorable evolución del mercado de trabajo al inicio del período de poscrisis habría sido el resultado de los efectos expansivos asociados a una política de tipo de cambio alto y sostenido en un contexto de capacidad ociosa y abundancia de divisas, junto con políticas de ingresos tendientes a mejorar los niveles medios y la distribución de las remuneraciones. La mayor demanda de empleo en un marco de crecimiento económico estable durante el primer quinquenio del nuevo régimen, conjuntamente con políticas laborales explícitas, redundó también en una mejora de la calidad de los puestos de trabajo como consecuencia del proceso de formalización experimentado durante ese período. Sin embargo, la creciente inestabilidad macroeconómica en un contexto de alta inflación y de empeoramiento persistente de las cuentas externas y fiscales, sumada a una paulatina pero sostenida reducción de la elasticidad del empleo respecto del producto durante la segunda parte del período, dificultó significativamente la creación dinámica de nuevos puestos de trabajo en los últimos años (Beccaria y Maurizio, 2012). Al mismo tiempo, la aceleración inflacionaria ha obstaculizado la continuación del proceso de recuperación de los salarios reales.

De todas maneras, a fines de 2013 los indicadores del mercado laboral revirtieron los desarrollos negativos derivados del régimen de convertibilidad y de la crisis producida por su colapso, e incluso registraron —en algunos casos— valores mejores que los de principios de los años noventa.

2. Evolución de la informalidad laboral entre los diferentes grupos ocupacionales

Como ya se señaló, una de las características sobresalientes del mercado laboral argentino durante la última década ha sido la reducción significativa de los puestos asalariados no registrados en la seguridad social. Entre 2003 y 2013, la proporción de estas ocupaciones en el total del empleo asalariado se contrajo 10 puntos porcentuales.

Cuando se analiza en detalle la evolución de la incidencia de la informalidad entre los diferentes grupos definidos a partir de sus atributos personales, se observa una disminución en todos ellos (véase el cuadro IV.A.2). En particular, dicha caída fue de similar intensidad en hombres y mujeres, lo que contribuyó a que la distribución de este fenómeno entre ambos grupos

se mantuviera prácticamente sin cambios a lo largo de la década (un 53% en el caso de los hombres y un 47% en el caso de las mujeres).

Un proceso similar se observa entre los ocupados definidos según su edad, si bien, en términos porcentuales, los más jóvenes se beneficiaron algo menos de este proceso que el resto de los trabajadores, especialmente en comparación con aquellos en edades centrales. De todas maneras, la composición de la informalidad según esta dimensión tampoco se modificó sustancialmente.

Respecto del nivel educativo, se observa una clara reducción de la participación en la informalidad de las personas que cuentan con hasta primaria completa, lo que contrasta con el incremento de los ocupados con nivel secundario completo. Sin embargo, ello no se debe necesariamente a la incidencia de este fenómeno, sino al cambio de la estructura educativa del empleo agregado, sesgado hacia mayores niveles de calificación. En particular, el incremento de los trabajadores con nivel educativo medio dentro de la informalidad se debe a este segundo factor, ya que la disminución de la tasa de informalidad específica de este grupo fue más elevada que la observada entre los de menor calificación. De hecho, la reducción de la informalidad creció en paralelo con el nivel educativo de los asalariados.

La incidencia de este fenómeno difiere claramente entre los asalariados del sector público y los del sector privado: en 2013, las ocupaciones informales representaban el 8% en el primer caso, mientras que esa cifra se elevaba al 40% en el segundo⁵. Sin embargo, en ambos grupos, se observa una tendencia decreciente a lo largo del período, si bien con mayor intensidad en el sector público. Este hecho junto con un mayor dinamismo del empleo privado fueron las razones del aumento (si bien leve) de la participación de este sector en la informalidad global.

Finalmente, cuando se analiza la dinámica de la informalidad según la rama de actividad, se observa que en todas ellas se verificó este proceso de formalización. No obstante, en las ramas con mayor incidencia de la informalidad, como la construcción y el servicio doméstico, esta mejora tuvo menor intensidad que en el resto de los sectores. En 2013, solo el 20% de los empleados de este último sector eran formales, mientras que en la construcción ese valor era de un tercio. Esta dinámica, en parte, explica que alrededor de un cuarto de la informalidad se concentre en el servicio doméstico y un 14% en la construcción. De todas maneras, dada la participación de las actividades de comercio en el empleo asalariado total, su contribución a

⁵ Los asalariados informales del sector público son, en su mayoría, trabajadores contratados bajo el régimen de monotributo, lo que implica que estos presentan factura y pagan por sí mismos las contribuciones a la seguridad social, pero no están cubiertos por la legislación laboral. En la sección siguiente se detalla este esquema impositivo.

la informalidad supera a la de la construcción. En 2013, estos tres sectores concentraban el 55% de la incidencia de este fenómeno.

En resumen, el fuerte proceso de mejora de las condiciones laborales en la Argentina durante la última década se extendió a todos los grupos de trabajadores definidos según sus atributos personales y los del puesto. Sin embargo, aquellos que exhibían mayores tasas de informalidad al comienzo del período (jóvenes, menos calificados, pertenecientes a la construcción o el servicio doméstico) experimentaron este proceso con menor intensidad⁶.

Por otro lado, aun después de esta dinámica positiva, en 2013 alrededor de un tercio de los trabajadores en relación de dependencia continuaban en la informalidad. Esta situación resulta preocupante por lo señalado más arriba respecto de la acumulación de dificultades macroeconómicas, que parece limitar el crecimiento económico en los próximos años y, por ende, la posibilidad de que aumente el empleo de forma significativa y mejore su calidad.

3. Políticas tendientes a la formalización laboral

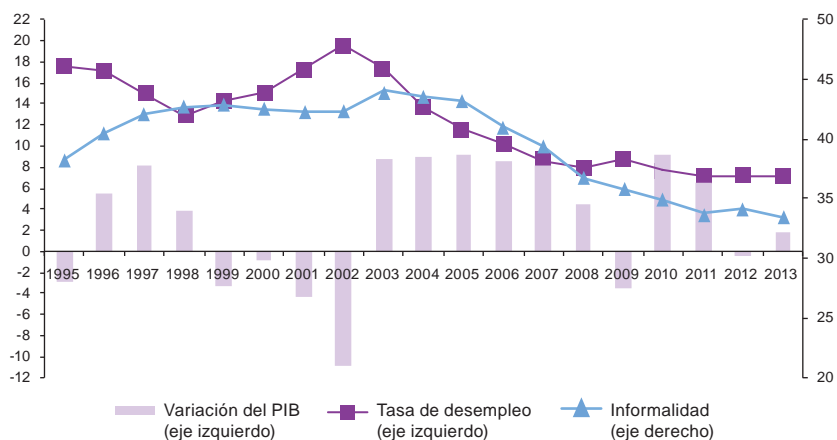
La informalidad laboral es un fenómeno multicausal, complejo y que exhibe una gran heterogeneidad interna. Al mismo tiempo, la reducción de la informalidad en países como la Argentina —donde la incidencia continúa siendo elevada y donde se han experimentado períodos de fuerte incremento, pero también de reducción— no responde a un único determinante, sino que requiere de la combinación de diversos factores de diferente naturaleza. En particular, es posible pensar que este proceso demanda como condición necesaria un contexto macroeconómico de crecimiento estable. En este marco, las políticas que tienden a un mayor control del cumplimiento de la normativa laboral y aquellas que generan incentivos a la registración contribuyen a que tal proceso finalmente se verifique. A continuación se analizan cada uno de estos factores.

a) El contexto macroeconómico: la relevancia del crecimiento estable con generación de empleo

Un aspecto relevante al indagar las causas de la caída de la informalidad laboral en la Argentina durante la última década es el ciclo económico, ya que, como se analizó, la formalización ocurrió en un período de crecimiento elevado y estable (especialmente entre los años 2003 y 2008) con caída del desempleo. Ello claramente contrasta con las tendencias observadas en la década de 1990, cuando dicha tasa aumentó y la formalidad se redujo (véase el gráfico IV.2).

⁶ Ello resulta congruente con los resultados obtenidos por Maurizio (2014b) a partir del análisis de datos dinámicos.

Gráfico IV.2
Argentina: crecimiento económico, desempleo e informalidad laboral, 1995-2013
 (En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH), y del proyecto ARKLEMS+LAND [en línea] <http://arklems.org/>.

Existen argumentos teóricos, tanto del lado de la demanda como de la oferta del mercado laboral, que pueden dar cuenta del comportamiento contracíclico de la informalidad.

En primer lugar, un proceso de crecimiento sostenido con generación de empleo hace más previsible el funcionamiento del mercado de trabajo en el futuro, lo que tiende a favorecer la celebración de contratos de largo plazo. En este contexto, la formalización se vuelve más factible per se. Sin embargo, al mismo tiempo, una demanda laboral creciente puede reducir la probabilidad esperada de despidos y, por ende, las chances de que los empresarios tengan que afrontar efectivamente los costos asociados a este proceso cuando deciden desvincular a un trabajador formal. Por lo tanto, mediante esta vía se reducen los costos (esperados) asociados a la formalidad, lo que hace que los empresarios estén más predispuestos a contratar trabajadores legalmente o a formalizar a aquellos que ya tenían contratados de manera informal. De esta forma, se reducen los incentivos a la informalidad asociados a los menores costos de ajuste del plantel de trabajadores frente a las diferentes fases del ciclo económico. En este contexto, se ponderan los beneficios que para los propios empleadores generan las relaciones laborales largas, debido al aumento de la productividad asociado a la intensificación de las tareas de capacitación y al mayor compromiso de los trabajadores (Beccaria, 2013). Por el contrario, la inestabilidad macroeconómica genera incertidumbre sobre el contexto económico y laboral futuros, lo que puede incentivar la evasión de

las normas laborales y, con ello, incrementar la contratación de trabajadores de manera irregular⁷.

Además de la menor volatilidad, el tipo de crecimiento asociado a un determinado régimen macroeconómico resulta de suma importancia para favorecer la formalización del empleo. En particular, los resultados serán diferentes si el entorno económico propicia incrementos de productividad y rentabilidad de las empresas pequeñas generando las condiciones para que estas se formalicen y comiencen a tributar impuestos debido a las mayores posibilidades de enfrentar estos costos en el futuro. Ello, en sí mismo, es una condición necesaria para la registración de sus empleados. Al mismo tiempo, el crecimiento del nivel de actividad puede generar una demanda laboral creciente por parte de empresas de mayor tamaño que son, en general, las que registran menores niveles de informalidad entre sus trabajadores.

Por último, el crecimiento del empleo y la reducción consecuente del desempleo otorgan a los individuos una mayor capacidad de negociación frente a sus empleadores, hecho que puede contribuir a un mejoramiento de las condiciones laborales y tener impactos positivos en la registración⁸.

Sin embargo, si bien el crecimiento estable con generación de empleo parece ser una condición necesaria para que el proceso de formalización del empleo se verifique, será la interacción entre este y políticas específicas la que determinará la efectividad de las medidas y los resultados concretos en materia de registración laboral. A continuación se detallan algunos de estos instrumentos.

b) Incentivos explícitos a la formalización

Los costos laborales salariales y no salariales suelen ser otro aspecto considerado relevante en la determinación de la demanda de trabajo formal. Es por ello que algunas medidas tendientes a estimular la creación

⁷ Bosch y Esteban-Pretel (2009) evalúan el rol del ciclo económico en la formalidad a partir de un modelo de búsqueda y de emparejamiento entre dos sectores, en que las firmas pueden contratar a trabajadores de manera formal o informal. El modelo predice que en los períodos de auge las firmas usan más intensamente contratos formales. Los autores comprueban estas predicciones en el caso del Brasil durante 1983-2001. Boeri y Garibaldi (2007) y Corsueil y Foguel (2012) también encuentran un comportamiento procíclico de la formalidad en dicho país.

⁸ Arias y Sosa Escudero (2007) evaluaron la relación entre la informalidad, la brecha salarial entre formales e informales y el desempleo en la Argentina en el período 1985-2003 usando modelos de vectores autorregresivos (VAR) en paneles, y encontraron evidencia coherente con la hipótesis de exclusión, según la cual los trabajadores son forzados a entrar en la informalidad ante la falta de otras alternativas de empleo. Por lo tanto, un mayor desempleo los induce a aceptar posiciones informales con salarios inferiores a los que podrían obtener en un puesto registrado.

de este tipo de ocupaciones han estado focalizadas en la reducción de estos costos⁹.

En particular, en 2004 se creó en el país la figura del monotributo social, categoría tributaria para aquellos trabajadores en situación de vulnerabilidad social que sean integrantes de cooperativas de trabajo o estén inscriptos en proyectos productivos de hasta tres personas y que obtengan ingresos inferiores a un máximo establecido. Al igual que el régimen general de monotributo, este es un esquema impositivo simplificado por el cual el trabajador concentra en un único tributo de importe fijo (que depende de los ingresos declarados) el componente previsional y el puramente impositivo. Los trabajadores pueden emitir facturas legales a la vez que acceden a la cobertura de salud y cotizan en el sistema jubilatorio. Asimismo, pueden ser proveedores del Estado¹⁰.

En 2006 se puso en funcionamiento el programa de simplificación registral “Mi Simplificación”, que establece un único procedimiento para la tarea de inscripción de los trabajadores y sus empleadores y para la fiscalización posterior de las normas laborales. Este programa apunta fundamentalmente a incentivar la formalización en establecimientos pequeños, de hasta 10 empleados en relación de dependencia, si bien, bajo ciertas circunstancias, puede alcanzar a aquellas con una planta de hasta 20 asalariados. Asimismo, el sistema informático “Su Declaración”, que es obligatorio para las empresas de hasta 10 empleados y optativo para las que superan este número y suman hasta 20 asalariados, les permite a los empleadores obtener la declaración jurada que determina los aportes y contribuciones que deben realizar. Esta se genera automáticamente a partir de los datos cargados en “Mi Simplificación”, lo que facilita y reduce la carga administrativa. Ronconi y Colina (2011) evaluaron los impactos de la implementación de ambos programas y obtuvieron resultados positivos pero pequeños sobre la registración.

Otra de las medidas implementadas en la Argentina fue la rebaja de las contribuciones patronales. En 2001 se estableció una baja de estos impuestos para los nuevos trabajadores de empresas que incrementaran su plantel. A partir de 2004, esta reducción se aplicó solo a las empresas

⁹ Sin embargo, es importante considerar que los impactos de estas iniciativas estarán fuertemente mediados por factores tales como la fase del ciclo económico, la demanda de bienes y la importancia relativa que tengan los gastos en personal en la estructura general de costos. Al mismo tiempo, estas políticas de reducción de los costos laborales, como así también el otorgamiento de subsidios al salario, pueden estar afectados por el efecto de peso muerto (cuando la contratación de personas se hubiera realizado aún en ausencia del programa) o por el efecto de sustitución (cuando se despide a un trabajador para contratar a otro bajo el nuevo régimen), comportamientos que reducen significativamente el efecto de estos programas sobre la creación neta de empleo formal (Weller, 2008).

¹⁰ De todas maneras, este régimen apunta mayormente a registrar en la seguridad social a los trabajadores por cuenta propia.

de hasta 80 empleados. En 2008 se extendió este beneficio a todos los empleadores y se incrementó el beneficio de reducción de la alícuota de la contribución patronal. Finalmente, el proyecto de ley de promoción del trabajo registrado, de 2014, prevé, por un lado, la eliminación permanente de las contribuciones patronales para las microempresas que tengan hasta cinco trabajadores. El límite se extiende hasta siete en los casos en que la firma incremente su personal existente al momento de la entrada al régimen. Por otro lado, se establece un régimen temporal de reducción de aportes por un plazo de 24 meses, pero exclusivamente en el caso de nuevos trabajadores. La baja es del 100% de las cargas patronales en el primer año y del 75% en el segundo año para las nuevas contrataciones en empresas de hasta 15 ocupados. Para las empresas de entre 16 y 80 trabajadores, dicha rebaja es del 50%, mientras que para el resto (empresas grandes) este valor es del 25%.

Este tipo de políticas puede tener o no tener impactos significativos en la generación de empleo formal. Por una parte, podría inducir a un “blanqueamiento” de trabajadores ya contratados de manera irregular, sin que se modifique el plantel de personal. De todas maneras, aun así tendría un efecto benéfico en términos de cobertura de la seguridad social y de la legislación laboral. Por otra parte, podría generar efectivamente nuevos puestos de trabajo formales. Sin embargo, también podría suceder que no tenga impactos ni en la formalidad ni en el empleo total y que simplemente ocurra un traspaso de firmas pequeñas del régimen general a este nuevo esquema. Ello podría ser consecuencia, por ejemplo, de que este incentivo no resulte suficiente para que las firmas que tienen trabajadores informales decidan registrarlos. También podría deberse a diferentes motivos, por ejemplo, la baja rentabilidad, que no permite afrontar otros costos asociados a la formalidad (salario mínimo, costos de despido y otros), la incertidumbre sobre el futuro o el hecho de que el ocultamiento de la relación laboral sea, en realidad, parte de una cadena más amplia de evasión impositiva.

Cruces y Gasparini (2010) analizan el impacto de la reducción de las cargas sociales observada durante el período 1995-2001 en el empleo agregado y los salarios. No obtienen impactos significativos en la primera variable, pero encuentran incrementos de los salarios de los trabajadores formales ante reducciones de los aportes patronales. Por el contrario, Castillo, Rojo Brizuela y Schleser (2012) evalúan los efectos de la baja de las contribuciones patronales operada en 2008. Según sus resultados, esta política habría contribuido a sostener la demanda de empleo formal en el grupo de firmas beneficiarias, quienes crearon 96.000 puestos de trabajo, mientras que en el grupo de control se destruyeron 5.000 puestos durante ese año.

Por otro lado, aun cuando no se trata de una política destinada a incentivar la creación de nuevos puestos formales, el Programa de Recuperación Productiva favoreció en 2008 la estabilidad de este tipo de ocupaciones al subsidiar parte del salario, como una medida para evitar los despidos y la destrucción de los puestos en el contexto de la crisis. Este programa se había creado en 2002, con lo cual en 2008 se pudo implementar rápidamente en aquellas empresas que demostraran estar atravesando una situación compleja que podría conducir las a despedir personal. Consiste en el otorgamiento de una suma fija mensual no remunerativa por un período de hasta 12 meses para completar el salario de los trabajadores. Las empresas se comprometen a pagar el monto restante hasta llegar al valor de la remuneración establecida en los convenios y no pueden generar despidos sin causa justa. Castillo, Rojo Brizuela y Schleser (2012) realizaron una evaluación de esta política y encontraron un efecto positivo sobre la demanda de empleo al reducirse la cantidad de desvinculaciones de ocupados formales.

Finalmente, en 1999 entró en vigencia el Régimen Especial de Seguridad Social para Empleados del Servicio Doméstico, el que simplifica los procedimientos para la inscripción y los pagos tributarios de los trabajadores del sector que dedican más de seis horas semanales a su tarea, a la vez que reducía aportes. Sumado a ello, a partir del año 2006 se permitió a los empleadores deducir los importes abonados en sueldos y las sumas pagadas como contribuciones a la seguridad social de sus empleados del servicio doméstico de la base imponible del impuesto a las ganancias. Al mismo tiempo, se estableció la compatibilidad de la prestación monetaria del Seguro de Capacitación y Empleo con el hecho de estar cotizando al régimen especial del sector por un plazo de 12 meses, continuos o discontinuos, sin que ello afectara la remuneración percibida por las tareas domésticas. El objetivo fue que no se generaran desincentivos a la formalidad asociados a la pérdida de este beneficio no contributivo.

Si bien no existen estudios que evalúen directamente su impacto, esta reforma parece haber sido uno de los factores que contribuyeron al incremento de la formalidad en el sector. Bertranou, Casanova y Saravia (2013) mencionan que este cambio podría explicar, al menos en parte, el aumento del número de cotizantes a la seguridad social en el sector, que pasó de 78.000 en 2005 a 280.000 en 2011. Asimismo, como señala Beccaria (2013), la mayor parte del incremento de la registración sucedió a partir de 2006 (con un aumento de 6 puntos porcentuales respecto del año anterior), lo que sugiere la influencia de esta nueva normativa.

c) El rol de la inspección laboral

Otro de los factores asociados a la reducción de la informalidad es la inspección laboral. Una mayor amenaza de fiscalización o mayores

sanciones asociadas a la infracción a la normativa podrían ser estímulos para la regularización de la relación laboral por parte de los empleadores.

La literatura teórica sobre la economía del cumplimiento de la legislación laboral tiene entre sus estudios pioneros el de Ashenfelter y Smith (1979), quienes analizaron los incentivos que tienen las empresas para cumplir o evadir la normativa sobre salario mínimo. Si bien el estudio se focaliza en esta institución laboral, las conclusiones pueden hacerse extensivas a otras normas y regulaciones del mercado de trabajo.

Los autores se basan en la idea de que el cumplimiento del salario mínimo por parte de las empresas no será voluntario, sino que solo ocurrirá si existe inspección laboral y penalidades asociadas. A partir de allí, el empleador decidirá no cumplir con la legislación si el beneficio esperado de tal decisión es superior al beneficio conocido de cumplir con ella. A su vez, la decisión de no cumplir se correlaciona positivamente con la brecha entre el salario estipulado por la ley y el que se le pagaría al trabajador, y negativamente con la probabilidad de ser encontrado en infracción (lo que depende del grado de probabilidad de recibir una inspección y de que los inspectores efectivamente descubran situaciones irregulares) y del valor esperado de la penalidad. Asimismo, ciertos atributos del establecimiento productivo y de los trabajadores también pueden correlacionarse positivamente con el no cumplimiento; entre ellos, las menores calificaciones, que hacen más probable que el salario de mercado sea inferior al salario mínimo, o las características de las firmas o del sector que dificultan las tareas de inspección (como el tamaño del establecimiento, la intensidad de rotación de las firmas o el ocultamiento de los lugares de trabajo).

Desde otra perspectiva, se argumenta que la mayor fiscalización podría conducir a la destrucción —y no a la formalización— de los puestos informales, con el consecuente aumento del desempleo (Boeriy Garibaldi, 2007). Ello podría implicar que, en ciertos contextos, por ejemplo, de elevado desempleo, los esfuerzos destinados a la inspección se debiliten, siendo estos finalmente endógenos: el crecimiento del empleo iría acompañado de mayores esfuerzos destinados a la fiscalización, redundando ambos en un incremento de la formalidad.

En el año 2004 se creó el Sistema Integral de Inspección del Trabajo y de la Seguridad Social, marco general del proceso de control y fiscalización de las condiciones laborales en todo el país. Se estableció que el Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS) fuera la autoridad de aplicación del sistema y tuviera la potestad para controlar el incumplimiento, por parte de los empleadores, de las obligaciones laborales y de la seguridad social. En este contexto, el gobierno nacional puso en marcha el Plan Nacional de Regularización del Trabajo (PNRT) con el objetivo explícito de detectar el trabajo no registrado y el incumplimiento de la normativa laboral.

La recuperación de la institucionalidad de la fiscalización por parte del MTEySS, tras la descentralización y la reducción de su injerencia en esta temática durante los años noventa, implicó importantes modificaciones. Por un lado, se produjo una reorganización administrativa en el seno de este organismo, que dio mayor jerarquía a las oficinas encargadas de estas tareas. Por otro lado, se mejoraron los procesos mismos de fiscalización por medio de la incorporación de nuevas tecnologías y de diseños más eficaces y eficientes para realizar estas tareas. Por último, el número de inspectores se incrementó significativamente, pasando de 40 a 470 a lo largo de la década. De acuerdo con el análisis de MTEySS/OIT (2012), del total de asalariados que fueron fiscalizados en este período, el 28,3%, en promedio, no estaba debidamente registrado. De ese total, alrededor del 37% fue formalizado después de la inspección. A su vez, por la acción de las inspecciones, se observa una tendencia creciente en la tasa de regularización, que se incrementa alrededor de 10 puntos porcentuales a lo largo del período.

Por lo tanto, es posible identificar un conjunto variado de factores que tendieron a reducir los costos directos e indirectos de la formalidad, mientras que otros contribuyeron a aumentar los costos de la informalidad, con potenciales consecuencias positivas sobre la formalización del empleo¹¹.

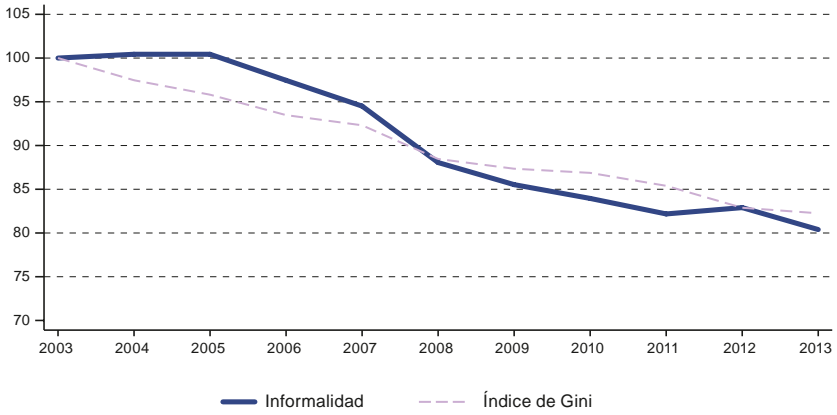
D. Evolución de la desigualdad salarial

Paralelamente a las mejoras laborales mencionadas, a lo largo de la última década la Argentina ha experimentado un proceso de reducción de la desigualdad salarial que contrasta marcadamente con las tendencias del decenio previo. En particular, se observa una reducción del índice de Gini de los asalariados de alrededor del 20%. Ello fue concomitante con el proceso de formalización recién mencionado, en el que la incidencia de la informalidad registró un descenso de similar intensidad entre 2003 y 2013 (véase el gráfico IV.3).

Cuando se analizan las variaciones de los salarios reales entre los extremos del período a lo largo de toda la distribución, se observa que, tanto en el total de los trabajadores como en los subgrupos de formales e informales, los mayores incrementos se verificaron en la cola inferior, a la vez que la intensidad del aumento decrece. Ello resulta particularmente evidente en el primer grupo, en el que la influencia de ciertas instituciones laborales, como el salario mínimo, podrían estar dando cuenta de este patrón (véase el gráfico IV.4).

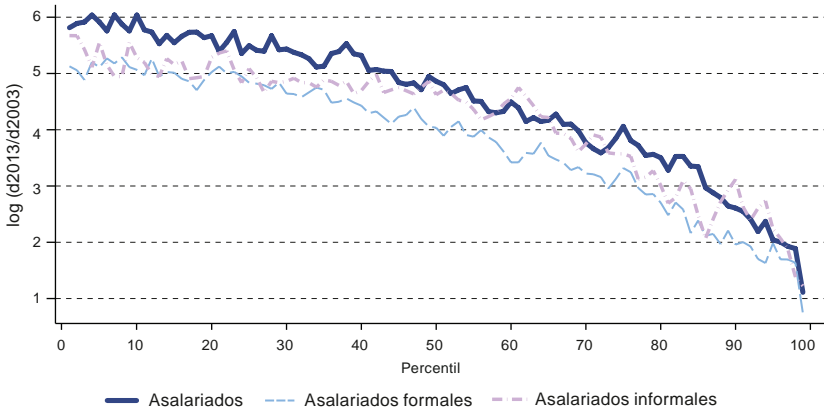
¹¹ Véase una descripción más detallada de los factores asociados a la reducción de la informalidad en la Argentina durante el último decenio en Bertranou, Casanova y Saravia (2013), Beccaria (2013) y Maurizio (2014c).

Gráfico IV.3
Argentina: evolución de la desigualdad salarial y de la informalidad laboral, 2003-2013
(Índice 2003=100)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH)

Gráfico IV.4
Argentina: variación del salario real según percentiles de la distribución, 2003-2013

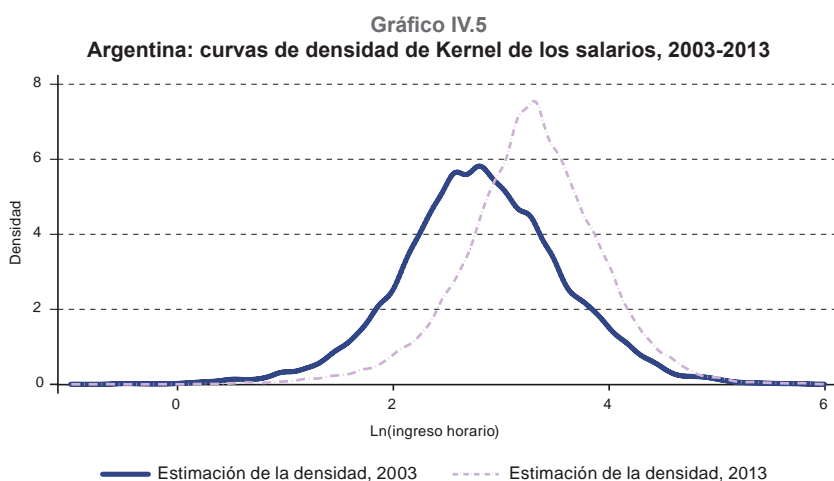


Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

En términos generales, este patrón se reproduce en hombres y mujeres. Sin embargo, en el primer grupo, la tendencia monótonamente decreciente de las tres funciones es más evidente (véase el gráfico IV.A.1). En el caso de las trabajadoras formales, por su parte, se observan incrementos salariales de similar intensidad en los primeros tres deciles y recién a partir de allí esta se reduce. Entre las trabajadoras informales, la estabilidad inicial de la tasa

de crecimiento salarial se extiende aún más, hasta alrededor del percentil 60, para luego decrecer.

Las funciones de densidad de Kernel también contribuyen a visualizar el proceso de reducción de la desigualdad laboral registrado en el país en el último decenio (véase el gráfico IV.5). Allí se observa claramente, por un lado, el corrimiento hacia la derecha de la distribución de 2013 con relación a la de 2003 (el que resulta congruente con el aumento de los salarios reales ya mencionado) y, por otro, la reducción de la dispersión salarial asociada a la tendencia decreciente de la desigualdad. Esto se repite tanto en los hombres como en las mujeres (véase el gráfico IV.A.2)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

E. Estimación de los impactos distributivos del proceso de formalización laboral

Como ya se comentó, para evaluar la contribución de los atributos personales y del puesto de trabajo a la reducción de la desigualdad, medida por medio del índice de Gini, del índice de Theil y de la relación entre la mediana y los percentiles 10 y 90, se recurrió a la propuesta de Firpo, Fortin y Lemieux (2007), que generaliza el enfoque de descomposición desarrollado por Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Este método permite descomponer estos elementos funcionales del ingreso entre el efecto composición y el efecto retorno. El primero mide la contribución a la reducción de la desigualdad de los cambios en la estructura de las características, manteniendo los retornos constantes. Por lo tanto, se computa a partir de la variación temporal de la participación

relativa de cada grupo de asalariados ponderada por su aporte a la desigualdad inicial. El segundo efecto evalúa los impactos distributivos de cambios en las retribuciones suponiendo que dichas características no se modificaron. Este resulta de la diferencia entre el valor de los coeficientes que acompañan a cada covariable en las estimaciones de la función de influencia recentrada (*recentered influence function* (RIF)) correspondientes al momento final y a la contrafactual del año inicial, ponderada por la importancia de cada grupo en el empleo dependiente. Este método permite, a su vez, medir el aporte individual de estos atributos a la reducción de la desigualdad mediante cada uno de estos efectos. Los detalles de esta metodología se encuentran en el capítulo III de este volumen.

Sin embargo, antes de discutir los resultados de esta descomposición, conviene analizar en detalle las dos dimensiones que constituirán sus insumos. Por un lado, los cambios exhibidos por las variables explicativas, que impactarán en el efecto composición. Por otro lado, la contribución de cada una de estas dimensiones a los indicadores de desigualdad, que serán parte del efecto retorno. Como se mencionó en la sección A, estos ejercicios se llevan a cabo solo para los asalariados en edades activas, con ingresos válidos y no ocupados en planes de empleo.

1. Cambios en la composición del empleo asalariado

Como se muestra en el cuadro IV.A.3, el incremento de la formalidad en este subgrupo de asalariados fue de 7 puntos porcentuales. Tanto los hombres como las mujeres se beneficiaron de este proceso, siendo algo más intenso en el segundo caso. Ello implicó que la brecha entre ambos sexos se redujera levemente a lo largo de la década: en 2013, el porcentaje de asalariados registrados entre los hombres superaba al de las mujeres por alrededor de 5 puntos porcentuales, 1 punto porcentual menos que en 2003.

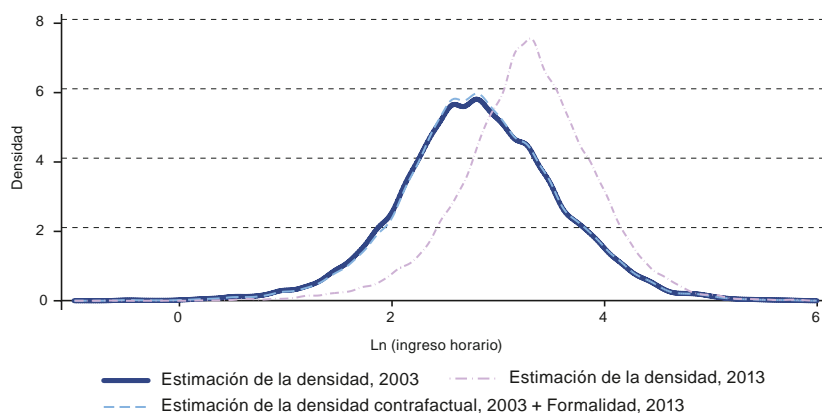
Se observan también modificaciones sustanciales en relación con la estructura educativa del empleo dependiente. Tanto en el total de los asalariados como en los dos subgrupos aquí analizados, se redujo considerablemente la proporción de trabajadores que tienen hasta nivel primario completo (7 puntos porcentuales), lo que en todos los casos se combina con incrementos también significativos de la participación de aquellos que cuentan con estudios secundarios (6 puntos porcentuales) y, algo menos, de los que poseen universitario completo.

En el resto de las dimensiones, los cambios no han sido tan importantes como en estas dos variables. Con relación a la estructura según rama de actividad, se incrementó la proporción del empleo en la construcción, mientras que el comercio muestra el comportamiento opuesto. Claramente, ello refleja lo sucedido entre los varones. En el caso de las mujeres, la composición sectorial del empleo no se ha modificado. La distribución según sexo tampoco

exhibió cambios, a la vez que, como ya se mencionó, aumentó el porcentaje de empleo privado en el total de los asalariados.

A fin de contextualizar el análisis que se desarrolla en la sección siguiente, y como un primer indicador de los impactos distributivos del proceso de formalización, en el gráfico IV.6 se presentan tres funciones de densidad de Kernel de los salarios reales, correspondientes a los años 2003 y 2013, dos de las cuales ya se mostraron anteriormente. También se incluye una nueva función de densidad, contrafactual, estimada siguiendo la metodología propuesta por DiNardo, Fortin y Lemieux (1996). Estos autores emplean un método semiparamétrico para estimar funciones de densidad contrafactuales que permiten evaluar cómo habría sido la distribución salarial del momento inicial si, manteniendo constante el resto de los atributos de los trabajadores y del puesto, una de estas características fuera la del momento final.

Gráfico IV.6
Argentina: impactos de la formalización laboral en la función de densidad salarial, 2003-2013



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

En particular, a partir de esta estrategia, el gráfico muestra cómo se modificaría la función de densidad del año 2003 si solo hubiese operado el proceso de formalización en el mercado de trabajo argentino a lo largo del decenio. La diferencia entre esta función contrafactual y la efectiva de 2013 sugiere la presencia de otros factores (como los recién analizados) que también contribuyeron a modificar la distribución salarial inicial.

Como se observa, el proceso de formalización genera un corrimiento de la distribución desde la parte inferior a la parte media, mientras que no parece que haya modificaciones en la cola superior. Ello resulta coherente con el hecho de que la mayor parte de los trabajadores informales —y, por lo tanto,

los potencialmente afectados de manera positiva por la formalización— se ubican, en general, en la cola inferior de la distribución salarial. Los resultados de este ejercicio se detallan en el cuadro IV.A.4, donde se cuantifica el efecto de la formalización a lo largo de los percentiles de la distribución y en los indicadores sintéticos de desigualdad. Este proceso implicó un incremento del orden del 7% en el ingreso medio real del primer percentil entre 2003 y 2013, no teniendo prácticamente impactos de magnitud a partir de la mediana. Ello se traduce, a su vez, en un mayor poder explicativo de la formalización con respecto a la disminución de la brecha entre los percentiles 10 y 50 (p_{50}/p_{10}) que en la observada entre los percentiles 50 y 90 (p_{90}/p_{50}) (un 48% y un 6%, respectivamente). Al mismo tiempo, explica alrededor del 8% de la baja del índice de Gini y del índice de Theil.

Los efectos parecen ser más extensivos en el grupo de los hombres, en el que se observan impactos significativos en todos los percentiles, excepto en el último y en la mediana. Por el contrario, en el caso de las mujeres, este proceso parece haber tenido efectos solo hasta el tercer decil (véase el cuadro IV.A.4). Esta diferencia, por un lado, explica por qué la registración del empleo generó un incremento del salario medio de los hombres del orden del 2%, mientras que en las mujeres no llegó a tener impactos significativos. Por otro lado, hace que la reducción de la brecha entre los percentiles 50 y 10 sea superior en el segundo caso (un 7% frente a un 4% entre los varones), mientras que no se encuentran impactos en la parte alta de la distribución. Sin embargo, en ambos sexos, la formalización explica un porcentaje similar al mencionado para el total de los asalariados de la reducción de los índices de Gini y de Theil, de alrededor del 7%.

En el gráfico IV.A.3 se visualizan estos patrones, ya que mientras entre las mujeres los cambios más importantes se producen en la parte inferior a la mediana, en el caso de los hombres, se extienden a lo largo de toda la distribución, excepto en la cola superior.

2. Influencia de la formalidad y de otros atributos en los indicadores distributivos

Respecto de la segunda dimensión, el cuadro IV.A.5 presenta los resultados de las regresiones de la RIF para el total de los asalariados y por separado para hombres y mujeres. En particular, para cada covariable se reportan los coeficientes efectivos de 2013 y los que surgen de reponderar las observaciones en 2003 de modo de alcanzar la estructura de la ocupación de aquel año. Ello nos asegura que los cambios observados en estos coeficientes no estén afectados por las modificaciones de la estructura del empleo, sino que reflejen cambios “puros” en los retornos. También se incluyen los coeficientes efectivos de 2003 utilizados en la estimación del efecto composición. En todos los casos, estos indican el efecto de cada covariable en los diferentes percentiles

del salario horario. Por su parte, el cuadro IV.A.6 presenta la contribución de estas variables al cambio en los indicadores de desigualdad (relación de percentiles, índice de Gini e índice de Theil).

En primer lugar, en el cuadro IV.A.5 se observa en cada año un premio por formalidad que es más elevado en la parte inferior que en la parte superior de la distribución; esto es, la brecha entre formales e informales es siempre positiva, pero se reduce a medida que se avanza en la escala salarial. De ahí se deriva la contribución igualadora de esta dimensión tanto en 2003 como en 2013 (véase el cuadro IV.A.6).

Sin embargo, cuando se comparan estos dos momentos del tiempo, se verifica que el comportamiento decreciente del premio a la formalidad se hizo aún más intenso. Ello fue resultado de un crecimiento de la brecha salarial en los primeros tres deciles y una caída en los siguientes (si bien aquella continuó siendo positiva). Por lo tanto, aumentó el efecto igualador de esta dimensión a lo largo de toda la distribución, como lo sugiere el alza del valor absoluto del coeficiente (negativo) correspondiente a la variable ficticia “formal” en las regresiones realizadas para el logaritmo de los cocientes $p90/10$, $p50/10$ y $p90/50$, y para los dos indicadores sintéticos de desigualdad. Este panorama general se repite entre los hombres y las mujeres.

El incremento del premio en la cola inferior de la distribución podría estar asociado, al menos en parte, a la recuperación de ciertas instituciones laborales, por ejemplo, el salario mínimo. En la medida en que este afecte mayormente a los trabajadores formales de menores ingresos, su fortalecimiento puede contribuir a ampliar la diferencia de ingresos con respecto a los informales ubicados en la parte baja de la escala salarial¹².

Contrariamente al comportamiento observado en las brechas por formalidad, los retornos a la educación son más elevados en la parte alta que en la parte baja de la distribución, especialmente en lo que se refiere a los premios a los niveles de calificación superiores. Esta variable genera, así, un efecto desigualador en cada año. Sin embargo, cuando se analiza su evolución durante la década, se observa una reducción de los retornos a todos los estratos educativos, pero con mayor fuerza en el nivel superior (universitario completo) y en la parte alta de la distribución (véase el cuadro IV.A.5). Este patrón se repite entre los hombres y entre las mujeres. Ello resulta coherente con la caída del impacto desigualador de esta dimensión durante el decenio, lo que se verifica en todos los índices distributivos utilizados (véase el cuadro IV.A.6).

¹² Este resultado podría ser diferente si se observaran efectos de derrame (si el salario mínimo es usado como numerario y, por lo tanto, sus incrementos se extienden a lo largo de la distribución) o el efecto “faro” (donde esta institución también es referencia en la determinación salarial de los trabajadores informales). Ninguno de estos efectos parece prevalecer de manera significativa en la Argentina. Véase una discusión más profunda sobre estos argumentos respecto de este país, por ejemplo, en Maurizio (2014a).

También se redujeron los premios asociados a la edad y la discriminación salarial por género, cambios que contribuyeron a la baja del grado de concentración, tanto en la parte baja como en la parte alta de la escala salarial.

Asimismo, se contrajo la penalidad que experimenta un asalariado del interior del país respecto del aglomerado urbano Gran Buenos Aires (GBA), con la excepción de los trabajadores de la región patagónica. En particular, estos no solo reciben remuneraciones superiores a las del GBA, sino que este premio se incrementó a lo largo de la distribución salarial entre 2003 y 2013 (véase el cuadro IV.A.5)¹³. Ello, a su vez, se constituyó en una fuente que tendió a aumentar la desigualdad (véase el cuadro IV.A.6).

Por último, el coeficiente asociado a la dimensión público-privado cambió su signo de manera significativa como consecuencia del aumento del premio a favor de los asalariados del primer sector. En particular, mientras al comienzo de la década este ejerce un impacto igualador, al final del período se revierte o se vuelve no significativo, dependiendo del indicador de desigualdad utilizado, especialmente entre los varones. Los análisis que se realicen en el futuro deberían focalizarse en este aspecto de modo de identificar las razones de este cambio.

Por lo tanto, las modificaciones de los retornos a la mayoría de las variables observables han contribuido a la caída del grado de concentración salarial que tuvo el país durante la década de 2000. Se destacan, en particular, la formalidad y el nivel de calificación, dimensiones que también registraron modificaciones considerables en cuanto a la estructura del empleo.

3. Resultados econométricos

El procedimiento de estimación consta de dos etapas. En una primera instancia, se obtienen las estimaciones agregadas del efecto composición y del efecto retorno. La segunda etapa del ejercicio permite evaluar la contribución individual que las diferentes características consideradas tuvieron en cada uno de estos dos efectos.

a) Descomposición agregada

En el cuadro IV.A.7 se presentan los resultados agregados de la descomposición de los cambios de los indicadores de desigualdad. Se comprueba que la caída del grado de dispersión salarial se verificó a lo largo de toda la distribución, pero algo más intensamente en la parte superior.

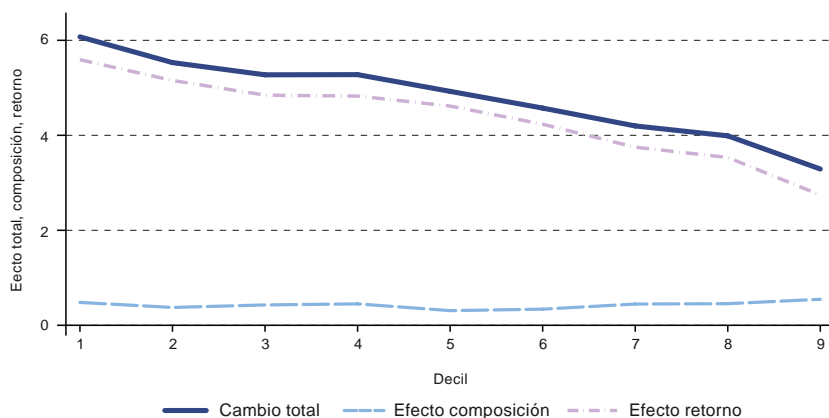
¹³ Ello podría estar asociado, en parte, a cambios en la estructura del empleo que no se captan completamente en las regresiones. En particular, el aumento del empleo en el sector petrolero radicado en la región patagónica y los incrementos salariales que estos trabajadores obtuvieron a lo largo de la década pueden estar dando cuenta de una parte del aumento de la brecha salarial entre ellos y los asalariados que residen en la región metropolitana.

Asimismo, las mejoras distributivas fueron más importantes entre los varones que entre las mujeres. Por ejemplo, mientras que en el primer caso el índice de Gini se contrajo alrededor de 7 puntos porcentuales, en el segundo grupo se redujo 4 puntos.

Para el total de los asalariados, esta reducción ha sido consecuencia fundamentalmente de la caída de los retornos a las variables consideradas, ya que el valor absoluto del efecto composición es sustantivamente más bajo que el correspondiente al efecto retorno y no resulta significativo en la mayoría de los casos. En particular, este primer paso de la descomposición —la agregada— indica que el efecto de los cambios experimentados en los retornos del conjunto de las características explica la totalidad de la reducción del índice de Gini en el total de los asalariados. Más aún, en la parte superior de la distribución, los cambios de la estructura del empleo han sido desigualadores.

La mayor importancia del efecto retorno en la mejora distributiva se visualiza en el gráfico IV.7, donde se observa el impacto decreciente de los cambios en los premios a los atributos personales y del puesto de trabajo a lo largo de la distribución. Por el contrario, el efecto de las alteraciones de la estructura ocupacional en los salarios ha sido sustantivamente menor, si bien se observa cierta tendencia creciente desde la mediana en adelante, lo que explica el incremento de la brecha salarial en la cola superior. En conjunto, ambos efectos implicaron aumentos en todos los deciles, aunque con mayor intensidad en los más bajos. En particular, mientras el primer decil registró un aumento total del 60%, en el noveno fue de poco más del 30%.

Gráfico IV.7
Argentina: descomposición agregada de los cambios de los salarios, 2003-2013
(En variación porcentual)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Cuando se analizan por separado hombres y mujeres, aparecen algunas diferencias significativas (véase el cuadro IV.A.7). Si bien en ambos grupos el efecto retorno continúa siendo cuantitativamente el de mayor importancia, el efecto composición exhibe diferente signo en cada uno de ellos. En particular, el signo es negativo en los índices de Gini y de Theil de las mujeres (y no es estadísticamente significativo en el resto de los indicadores), lo que sugiere que los cambios de los atributos también contribuyeron a reducir la desigualdad en este grupo. Por ejemplo, a este factor se atribuye un 20% de la reducción del índice de Gini y alrededor de un tercio de la del índice de Theil. Por otro lado, a diferencia del caso de los hombres, los cambios en los premios no tuvieron un impacto significativo en la parte baja de la distribución. De hecho, no se observan modificaciones en la relación $p50/p10$, lo que sugiere que la reducción del grado de concentración salarial de las mujeres se debió exclusivamente a la compresión operada en la cola superior.

El gráfico IV.A.4 contribuye a entender este resultado. En particular, se observa que tanto el crecimiento total de los salarios como el específicamente debido al efecto retorno presentan una tendencia alcista hasta el cuarto decil; a partir de allí, los impactos tienen una tasa decreciente. Ello genera cambios de similar magnitud en el primer decil y en la mediana, por lo que el cociente entre ambos no se modifica.

A diferencia de las mujeres, en el caso de los hombres, los cambios en la estructura ocupacional incrementaron la desigualdad medida a través de los índices de Gini y de Theil, lo que refleja el impacto que han tenido en la parte superior de la distribución. En el gráfico IV.A.4 se verifica que ello es resultado de incrementos salariales asociados a estas modificaciones que se intensifican a partir de la mediana. Al mismo tiempo, los cambios de los premios dieron origen a aumentos de las remuneraciones a tasa decreciente a lo largo de la distribución.

b) Descomposición desagregada: efecto composición

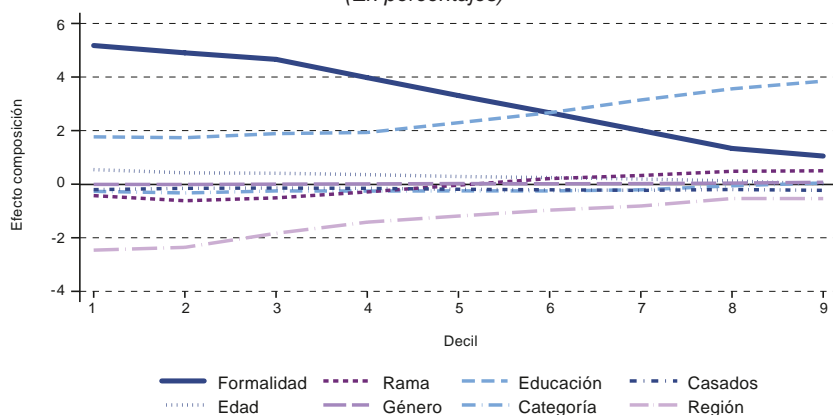
Como se indicó, la segunda etapa del ejercicio permite evaluar la contribución individual de las diferentes características consideradas en cada uno de los dos efectos. En particular, interesa estimar el impacto de la formalidad, tanto mediante su aumento en el total del empleo en relación de dependencia como por medio de los cambios del retorno a este atributo. Los resultados se presentan en el cuadro IV.A.8.

Para el total de los asalariados, se observa que la baja injerencia del efecto composición en el índice de Gini se origina en movimientos con signos contrapuestos en el aporte de las diferentes dimensiones. En particular, la formalidad tiene el impacto igualador más importante, resultado que refleja el significativo incremento de los puestos registrados en un contexto

en que la formalidad contribuye positivamente a la igualdad salarial, como lo sugería el signo negativo del coeficiente que acompaña a esta dimensión en las regresiones de la RIF ya analizadas. Este factor explica alrededor del 15% de la reducción de todos los indicadores de desigualdad, sugiriendo un impacto significativo tanto en la parte inferior como superior de la distribución. Esto estaría indicando que la mejora de la calidad de los puestos laborales no solo ha elevado el ingreso medio de los ocupados, sino que también ha contribuido sustancialmente a la reducción de la dispersión salarial.

El examen de los efectos de este proceso a lo largo de la distribución permite deducir que aquel impacto igualador se deriva del efecto decreciente que tiene en los salarios a medida que se avanza en aquella (véase el gráfico IV.8). Mientras que en los primeros deciles este factor genera un incremento salarial del orden del 5%, en los últimos deciles dicho impacto se reduce al 1%. Este comportamiento obedece, por un lado, a que es decreciente la proporción de asalariados informales (y, por tanto, de la población “en riesgo” de formalizarse) a lo largo de la distribución y, por el otro, a que también es decreciente el premio a la formalidad. Esto es, como se analizó, la brecha salarial entre trabajadores formales y trabajadores informales es mayor en la parte baja que en la parte alta de la distribución.

Gráfico IV.8
Argentina: contribución de cada atributo al efecto composición, 2003-2013
(En porcentajes)



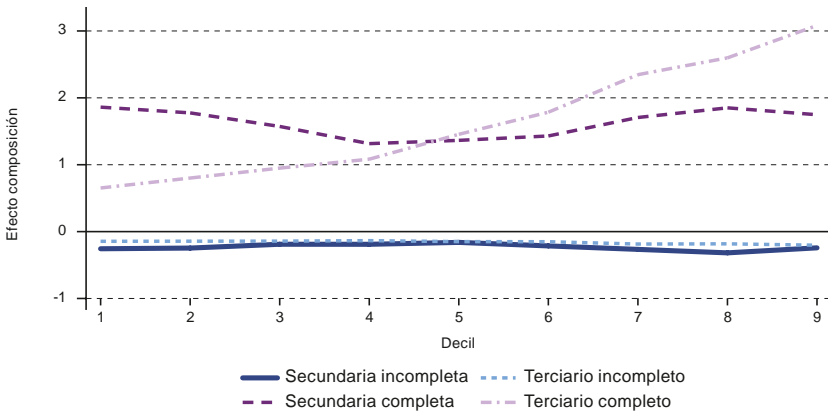
Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Cuando se desagregan estos resultados por género, se observa que entre las mujeres el proceso de formalización impactó de manera más fuerte, en términos relativos, que entre los varones. En particular, entre las primeras este factor origina alrededor del 19% de la caída de los índices de Theil y

de Gini, mientras que en los hombres este valor fue del 12%. Asimismo, en las mujeres, este factor se verificó con más intensidad en la parte baja de la distribución, donde explica más que la totalidad del cambio en la relación p50/p10 (véase el cuadro IV.A.8). Sin embargo, en términos absolutos, la reducción del valor de todos los indicadores como consecuencia de la formalización fue más intensa entre los varones, grupo dentro del cual también fueron más importantes las mejoras distributivas.

Por el contrario, los cambios del nivel educativo en el conjunto de ocupados en relación de dependencia han tenido un efecto desigualador, si bien de menor magnitud que el impacto igualador de la formalización. El gráfico IV.8 muestra un patrón claramente opuesto al evidenciado por esta dimensión. Ese resultado, que está en línea con los obtenidos por otras investigaciones sobre la Argentina y la región, se debe, por un lado, al crecimiento de la participación de los asalariados con secundaria completa que, como se mostró previamente, fue la categoría educativa que experimentó este aumento con mayor intensidad. Por otro lado, el nivel educativo más elevado también contribuyó a este efecto desigualador, no tanto por el leve incremento que experimentó en el total del empleo dependiente, sino porque este grupo exhibe el mayor aporte a la desigualdad total, como se mencionó en el análisis de las regresiones de la RIF. El impacto de estos cambios es, por lo tanto, más intenso en el extremo superior de la distribución, como se refleja en el gráfico IV.9.

Gráfico IV.9
Argentina: contribución de cada nivel educativo al efecto composición, 2003-2013
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Sin embargo, resulta interesante destacar que los cambios en el nivel educativo no han tenido impacto entre las mujeres, por lo cual el efecto desigualador encontrado para el total de los asalariados se debió exclusivamente a lo sucedido en el grupo de los varones, y ello resulta de la forma exponencial que exhibe este efecto (véase el cuadro IV.A.8). Por el contrario, entre las mujeres los aumentos salariales fueron levemente crecientes hasta la mediana (no siendo suficientes para alterar significativamente el valor de la relación $p50/p10$), a partir de la cual las variaciones fueron de similar intensidad. A su vez, en el gráfico IV.A.6 se muestra que en ambos casos ello refleja, al igual que para el total de los asalariados, el aporte realizado por el nivel universitario.

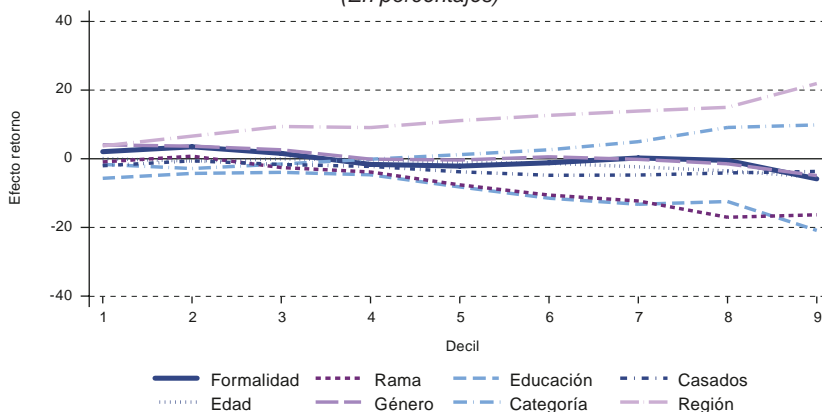
Las demás características tienen distinto signo, pero son de muy escasa magnitud, e incluso algunas de ellas no significativas, salvo la región y la rama, factores que contribuyeron a incrementar la desigualdad, especialmente en la parte inferior de la distribución del conjunto de asalariados.

c) Descomposición desagregada: efecto retorno

Los cambios en el retorno a la formalidad no han sido significativos en lo que hace a la variación del índice de Theil o de la relación $p50/p10$. Su impacto resulta, en cambio, igualador al considerar los cambios en la proporción $p90/p50$ (que se refleja en la relación $p90/p10$) y en el índice de Gini (véase el cuadro IV.A.8). En particular, la ya mencionada baja del premio por formalidad en la cola superior explica alrededor de un tercio de la reducción de este índice y de la relación entre los percentiles extremos de la distribución. En el gráfico IV.10 se observa que este resultado se deriva mayormente de la disminución salarial que este factor genera en los dos últimos deciles. A su vez, ello es consecuencia, por un lado, de la mayor concentración de asalariados registrados en esta parte de la distribución, y, por otro, de la reducción operada durante el decenio del efecto desigualador de la formalidad en su parte alta. Al mismo tiempo, el contraste entre esta reducción y el comportamiento opuesto en la parte baja fue lo que generó la caída de la relación $p90/p10$ recién señalada. Cabe recordar que el premio a la formalidad aumentó en los primeros deciles durante el decenio.

Sin embargo, en las mujeres, este efecto desaparece (solo resulta significativo el cambio de la relación $p90/p10$). Entre los hombres, la reducción de la penalidad por informalidad se ha traducido en una disminución del índice de Gini, similar al patrón observado en el total de los asalariados.

Gráfico IV.10
Argentina: contribución de cada atributo al efecto retorno, 2003-2013
 (En porcentajes)



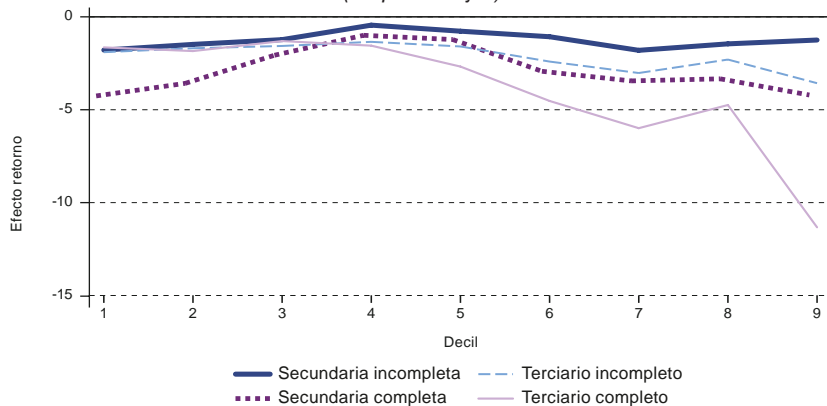
Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

A diferencia de lo que acontece en términos de composición, las variaciones de los retornos a la educación también contribuyen de manera significativa a la reducción del índice de Gini, que baja un 42%. Al examinar las relaciones entre percentiles, se deduce que este efecto igualador se concentra en el tramo superior de la distribución, explicando alrededor del 78% de la caída en la relación $p90/p50$. En el gráfico IV.10 se observa que el impacto de esta dimensión sobre los salarios se mantiene relativamente constante en los primeros deciles y luego desciende bruscamente. Cuando se analiza por separado el aporte de cada estrato educativo al efecto retorno global (véase el gráfico IV.11), surge que, como se señaló previamente, ello es consecuencia de la reducción de los premios, en particular, a los niveles más elevados (que deriva en aumentos del valor absoluto de los coeficientes negativos en las regresiones de la RIF en la parte alta de la distribución). En este resultado pueden haber influido los cambios de la dinámica de la demanda relativa de trabajo que, como se mencionó, estuvieron sesgados hacia niveles de calificación intermedios. Asimismo, también pueden haber influenciado ciertas instituciones del mercado de trabajo, por ejemplo, el salario mínimo: en la medida en que este impacta sobre los salarios más bajos, puede ser una fuente adicional de reducción de los premios a diferentes atributos, entre ellos, la educación.

No obstante, resulta importante señalar que, en el caso particular de las mujeres, la reducción de los retornos a la educación ha tenido un efecto solo entre los salarios más bajos, no siendo suficiente para modificar de manera estadísticamente significativa los valores de los índices sintéticos aquí utilizados. El panorama es completamente diferente entre los varones,

grupo en que se reproducen los resultados obtenidos para el conjunto de asalariados (véase el cuadro IV.A.8). Nuevamente, aquí se encuentra un impacto igualador significativo y numéricamente importante en la parte alta de la distribución, que origina casi un 40% de la reducción del índice de Gini. En el gráfico IV.A.7 se visualizan con claridad estas diferencias. En particular, entre los hombres se observa un impacto similar en los primeros deciles hasta la mediana, y luego se generan reducciones salariales de creciente intensidad. El comportamiento opuesto se verifica entre las mujeres. A su vez, en cada caso, estos resultados reproducen mayormente lo sucedido con el nivel educativo superior (véase el gráfico IV.A.8).

Gráfico IV.11
Argentina: contribución de cada nivel educativo al efecto retorno, 2003-2013
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

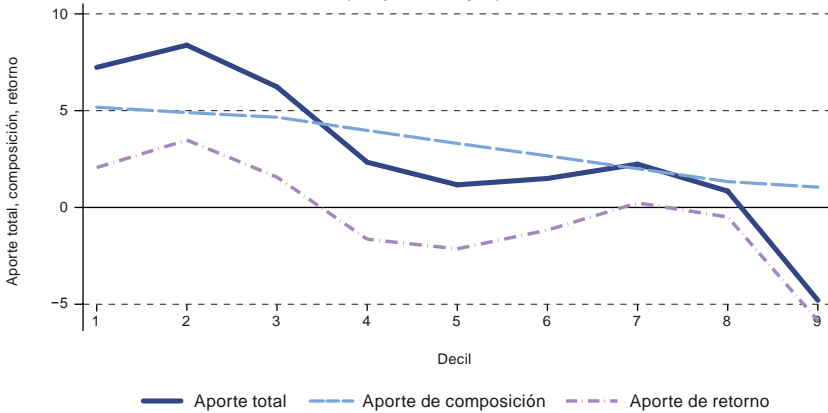
Además de estos factores, también es importante la contribución que hace la caída de las brechas salariales según género a la disminución de los indicadores de desigualdad para el conjunto de los asalariados. En efecto, esta dimensión explica alrededor de un cuarto de la baja del índice de Gini, observándose su efecto desconcentrador tanto en la parte alta como en la parte baja de la distribución. El gráfico IV.10 identifica este resultado mediante el impacto descendente que este factor tiene a lo largo de la escala salarial. En particular, la disminución de las retribuciones en los últimos deciles es consecuencia de la baja de la penalidad que las mujeres de mayores salarios han experimentado respecto de los varones. Un patrón similar se observa con la edad.

Por último, los cambios en los retornos a otras características como, por ejemplo, a la categoría (que diferencia entre asalariados del sector público y del sector privado) y a la región han sido también desigualadores.

d) A modo de resumen: el efecto conjunto de la formalidad sobre la desigualdad salarial

El gráfico IV.12 permite visualizar el efecto que la formalidad ha tenido a lo largo de la distribución a través de los dos canales aquí evaluados. Allí se observa que tanto el proceso de registración (efecto composición) como la reducción de la brecha salarial (efecto retorno) entre trabajadores formales y trabajadores informales han tenido impactos positivos en la parte baja de la distribución; luego, mientras el primero de estos canales sigue generando incrementos salariales, si bien a tasa decreciente, la caída de los retornos se ha traducido en reducciones de las remuneraciones, especialmente en la mediana y en el último decil. La desagregación para hombres y mujeres se presenta en el gráfico IV.A.9.

Gráfico IV.12
Argentina: aporte de la formalidad al efecto composición
y al efecto retorno, 2003-2013
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

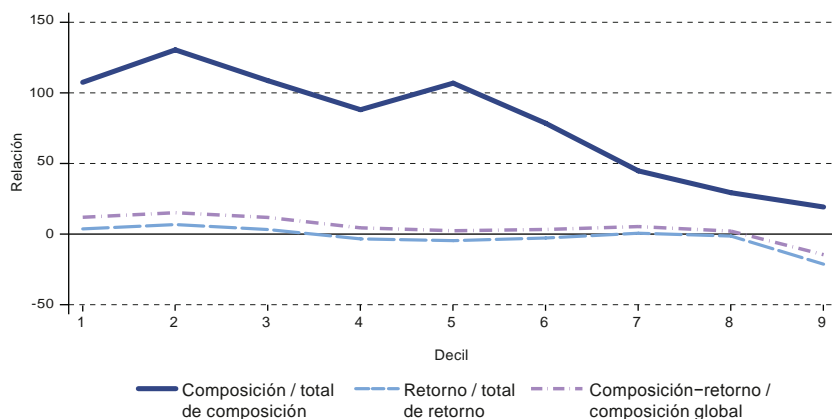
Como se mencionó, el patrón descendente de las alzas de salarios debido al proceso de formalización se atribuye a la combinación de una mayor concentración de trabajadores informales que fueron registrados entre los asalariados de bajos salarios y de premios a la formalidad que son más elevados en esta parte de la distribución que en el resto. Por su parte, la caída de las remuneraciones en la cola superior debida al efecto retorno se explica porque es allí donde se concentran los asalariados registrados y donde los premios se redujeron con mayor intensidad.

El impacto conjunto sigue las oscilaciones que presenta este último efecto: mientras que en el primer decil los cambios asociados a la formalidad han implicado incrementos salariales del orden del 7%, en el

último decil generaron reducciones cercanas al 5%, con los consecuentes impactos igualadores.

Por último, el gráfico IV.13 muestra el porcentaje del efecto composición agregado originado por esta dimensión, la contribución relativa de la formalidad al efecto retorno total y la suma de ambos. Se observa que, coherentemente con lo señalado, la formalidad ha tenido un impacto igualador de mayor magnitud a través del primer efecto. De hecho, en los primeros deciles el proceso de formalización explica más del 100% del efecto composición global, a la vez que da cuenta del 25% del cambio salarial en el último decil. La desagregación para hombres y mujeres se presenta en el gráfico IV.A.10.

Gráfico IV.13
Argentina: aporte relativo de la formalidad, 2003-2013
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Por el contrario, la reducción de las brechas salariales por formalidad dan origen a un porcentaje muy bajo (inclusive nulo en algunos deciles) del efecto retorno. A su vez, dado que, como se analizó, el efecto composición explica una porción muy reducida de los cambios salariales, el aporte total de la formalidad se asemeja al que esta dimensión tiene en el efecto retorno global.

F. Comentarios finales

A lo largo de la última década, la Argentina ha experimentado un proceso de reducción de la desigualdad salarial que contrasta fuertemente con las tendencias de la década previa. El objetivo de este estudio ha sido analizar la contribución de diferentes factores a tal proceso, focalizándose en particular

en la influencia de la formalización del empleo. Para ello se usó el método de descomposición propuesto por Firpo, Fortin y Lemieux (2007, 2011) a partir del cual es posible extender el enfoque de Oaxaca-Blinder para descomponer elementos funcionales del ingreso, por ejemplo, el índice de Gini o la relación entre percentiles, entre el efecto composición y el efecto retorno.

En línea con resultados previos, aquí se encuentra que la reducción de los retornos a la educación ha sido un factor importante en las mejoras distributivas, mientras que el cambio de composición de esta variable, sesgada hacia mayores niveles educativos, ha sido desigualador. Sin embargo, aparece otra dimensión poco estudiada en los análisis anteriores, que es la significativa contribución que ha hecho el proceso de formalización del empleo a la caída del grado de dispersión de las remuneraciones. Ello indica que el aumento de la registración laboral no solo ha permitido que un conjunto mayor de asalariados accedieran a los beneficios sociales derivados del trabajo y estuvieran cubiertos por las instituciones laborales, sino que, además, ha tenido un efecto desconcentrador de los salarios. Por su parte, la reducción de la brecha de remuneraciones asociada a esta dimensión también ha sido igualadora.

De todas maneras, a pesar de estas mejoras en el mercado de trabajo, el país sigue exhibiendo niveles elevados de desigualdad y de informalidad. Ello sugiere la necesidad de implementar medidas, y reforzar algunas existentes, que actúen tanto del lado de la oferta como del lado de la demanda del mercado de trabajo para reducir la incidencia de ambos fenómenos. Apuntalar la creación de puestos formales (por medio de un control más estricto del cumplimiento de la normativa laboral, de mayores incentivos a la registración y de políticas productivas en un contexto macroeconómico estable), fomentar el crecimiento del nivel educativo de la población y combatir la discriminación salarial y la segregación ocupacional por género deberían ser parte de una política integral para mejorar las condiciones laborales y de generación y distribución de los ingresos en el país.

Bibliografía

- Alejo, J., M. F. Gabrielli y W. Sosa Escudero (2014), "The distributive effects of education: an unconditional quantile regression approach", *Revista de Análisis Económico*, vol. 29, N° 1.
- Arias, O. y W. Sosa Escudero (2007), "Assessing Trends in Informality in Argentina: A Cohorts Panel VAR Approach", Universidad de San Andrés [en línea] <http://www.webmeets.com/files/papers/LACEA-LAMES/2007/610/ARIAS%20SOSA%20informalitypvar1may07.pdf>.
- Ashenfelter, O. y R. Smith (1979), "Compliance with the Minimum Wage Law", *Journal of Political Economy*, vol. 87, N° 2, University of Chicago Press.
- Beccaria, L. (2013), "Perspectiva de políticas de formalización de la economía informal en Argentina", documento presentado en la Primera Reunión de Estudios de Instituciones y Políticas Laborales en América Latina (REIPAL), Santiago de Chile, 18 y 19 de noviembre.
- Beccaria, L. y R. Maurizio (2012) "Reversión y continuidades bajo dos regímenes macroeconómicos diferentes. Mercado de trabajo e ingresos en Argentina, 1990-2010", *Desarrollo Económico*, vol. 52, N° 206, julio-septiembre.
- Beccaria, L., R. Maurizio y G. Vázquez (2014), "Recent changes in wage inequality in Argentina. The role of labor formalization and other factors", *MPRA Paper*, N° 56701, Munich University Library.
- Bertranou, F., L. Casanova y M. Saravia (2013), "Dónde, cómo y por qué se redujo la informalidad laboral en Argentina durante el período 2003-2012", *Documentos de trabajo*, N° 1, Buenos Aires, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Blinder, A. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *The Journal of Human Resources*, vol. 8, N° 4.
- Boeri, T. y P. Garibaldi (2007), "Shadow sorting", *NBER International Seminar on Macroeconomics 2005*, J. Frankel y C. Pissarides (eds.), Cambridge, MIT Press.
- Bosch, M. y J. Esteban-Pretel (2009), "Cyclical informality and unemployment", *CIRJE Discussion Paper*, N° 613, Tokio, Centro de Investigación Internacional sobre la Economía Japonesa (CIRJE).
- Castillo, V., S. Rojo Brizuela y D. Schleser (2012), "El impacto de las políticas laborales contracíclicas sobre el empleo asalariado registrado", *Macroeconomía, empleo e ingresos: debates y políticas en Argentina frente a la crisis internacional 2008-2009*, Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS)/Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Cornia, A. (2012), "Inequality trends and their determinants: Latin America over 1990-2011", *WIDER Working Paper*, N° 2012/09.
- Corseuil, C. y M. Foguel (2012), "Economic expansion and increase in labour market formality: a poaching approach", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 66, N° 2.
- Cruces, G. y L. Gasparini (2010), "A distribution in motion: the case of Argentina", *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress?*, L. López-Calva y N. Lustig (eds.) Washington, D.C., Brookings Institution.
- Damill, M., R. Frenkel y R. Maurizio (2011), "Macroeconomic policy for full and productive employment and decent work for all. An analysis of the Argentine experience", *Employment Working Paper Series*, N° 109, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- DiNardo, J., N. Fortin y T. Lemieux (1996), "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach", *Econometrica*, vol. 64, N° 5.

- Firpo, S., N. Fortin y T. Lemieux (2007), "Decomposing Wage Distributions using Influence Function Projections and Reweighting", University of British Columbia [en línea] http://www.eea-esem.com/files/papers/EEA-ESEM/2006/2429/fll_dec_07_2005wttables.pdf.
- Firpo, S., N. Fortin y T. Lemieux (2011), "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labor Economics*, vol. 4 A.
- Husmanns, R. (2004), "Measuring the informal economy: from employment in the informal sector to informal employment", *Policy Integration Department Working Paper*, N° 53, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Keifman, S. y R. Maurizio (2014), "Changes in labour market conditions and policies, and their impact on wage inequality during the last decade", *Falling Inequality in Latin America: Policy Changes and Lessons*, G. Cornia (ed.), Instituto Mundial de Investigaciones de Economía del Desarrollo (WIDER)/Universidad de las Naciones Unidas (UNU), Oxford University Press.
- Lustig, N., L. Lopez-Calva y E. Ortiz-Juarez (2013), "Declining inequality in Latin America in the 2000s: the cases of Argentina, Brazil, and Mexico", *World Development*, vol. 44, abril.
- Marshall, A. (2009), "Desigualdad interindustrial de salarios, 2003-2008: ¿Reversión a los patrones históricos?", *Estudios del Trabajo*, N° 37 / 38.
- Maurizio, Roxana (2014a), "El impacto distributivo del salario mínimo en la Argentina, el Brasil, Chile y el Uruguay", *serie Políticas Sociales*, N° 194 (LC/L.3825), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- (2014b), "Labour formalization and declining inequality in Argentina and Brazil in 2000s: a dynamic approach", *ILO Research Paper*, N° 9, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT), febrero.
- (2014c), "Formalización del empleo en Argentina durante la década del 2000. Un análisis de sus factores determinantes", *La protección social en Argentina. El rol de las provincias*, R. Rofman (ed.), Banco Mundial/Gobierno de España.
- MTEySS/OIT (Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social/Organización Internacional del Trabajo) (2012), *Macroeconomía, empleo e ingresos: debates y políticas en Argentina frente a la crisis internacional 2008-2009*, Buenos Aires.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14, N° 3.
- Ronconi, L. y J. Colina (2011), "Simplificación del registro laboral en Argentina. Logros obtenidos y problemas pendientes", *Documento de trabajo*, N° 277, Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Salvia, A. y J. Vera (2011), "Heterogeneidad estructural y desigualdad económica: el patrón de distribución de los ingresos y los factores subyacentes durante dos fases de distintas reglas macroeconómicas", documento presentado al Congreso de la Asociación Argentina de Estudios del Trabajo (ASET), Buenos Aires, 3 al 5 de agosto.
- Trujillo, L. y S. Villafañe (2011), "Dinámica distributiva y políticas públicas: dos décadas de contrastes en la Argentina contemporánea", *Distribución del ingreso. Enfoques y políticas públicas desde el sur*, M. Novick y S. Villafañe (eds.), Buenos Aires, Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (MTEySS)/Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Weller, J. (2008), *Los mercados de trabajo, la protección de los trabajadores y el aprendizaje de por vida en una economía global: experiencias y perspectivas de América Latina y el Caribe* (LC/L.2880), Santiago de Chile.

Capítulo V

Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso del Brasil

*Javier Alejo*¹
*Guillermo Cruces*²
*Cecilia Parada*³

Introducción

Al igual que otros países de América Latina, el Brasil evidenció a lo largo de la década de 2000 una reversión de la tendencia a la concentración del ingreso que había comenzado a finales de la década de 1980 y que se había acentuado durante los años noventa. En particular, el índice de Gini estimado sobre el ingreso salarial registró una sustancial caída (superior a los 7 puntos) entre 1999 y 2012. De manera simultánea, durante la década de 2000 se produjeron numerosos cambios en el mercado de trabajo, entre los cuales se destaca la importante baja de la tasa de

¹ Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, Argentina; Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina.

² Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, Argentina; Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina; IZA: Institute for the Study of Labor, Germany.

³ Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, Argentina; Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina.

informalidad⁴. La tendencia de estos dos indicadores fue relativamente estable durante la década, sin la presencia de altibajos ni vaivenes como los que reflejaron las crisis de países vecinos como la Argentina o el Uruguay.

En este capítulo se presenta el estudio de la relación entre la evolución de la desigualdad y la de la informalidad laboral durante la década de 2000 en el Brasil. A lo largo del período comprendido entre 1999 y 2012, la economía brasileña mostró un importante crecimiento, que estuvo acompañado de cambios en la injerencia del Estado en el mercado de trabajo y en la implementación de nuevas políticas sociales de amplia cobertura. Este proceso de crecimiento económico se tradujo en una mejora del bienestar de los hogares, como se refleja en el crecimiento del salario real medio, en un importante descenso del desempleo y en una caída de casi 16 puntos porcentuales de la tasa de informalidad laboral, que pasó de un 54,4% a un 38,6%. Aunque existe amplia evidencia empírica sobre las diferencias salariales entre trabajadores formales e informales, un cambio tan importante en el tamaño relativo de estos grupos indica que al estudiar sus consecuencias en la distribución de los ingresos deben tomarse en cuenta tanto los efectos de composición como los de retorno a las características individuales de los trabajadores.

El objetivo de este estudio es vincular cuantitativamente los cambios de la distribución de los ingresos salariales con la evolución observada de distintas variables del mercado laboral brasileño. Aunque la meta primordial del trabajo es dilucidar la contribución del proceso de formalización experimentado a lo largo de toda la década, esta se debe analizar conjuntamente con otros factores relacionados. Para realizar este análisis conjunto y poder así establecer la contribución de cada factor, se presenta una serie de ejercicios de descomposiciones econométricas a partir de microdatos. Si bien este tipo de metodologías se basa en un enfoque de equilibrio parcial, permiten una caracterización del cambio distributivo en dos momentos del tiempo en función de los cambios de distintos factores y características. Los ejercicios de descomposición considerados se basan en la combinación de técnicas de reponderación junto con estimaciones de modelos de función de influencia recentrada (RIF) (*recentered influence function*)⁵. La ventaja de estos métodos reside en que ofrecen una alternativa flexible a los modelos paramétricos de salarios en los que se basan las descomposiciones realizadas con otras metodologías, como las de Oaxaca-Blinder.

El capítulo se organiza de la siguiente manera. En primer lugar, se realiza una breve revisión de la literatura relativa al estudio de la desigualdad en el Brasil durante los últimos años. Luego se describen las fuentes de

⁴ Se considera que un trabajador es informal si no realiza las contribuciones correspondientes al Instituto de Previsión Social del Brasil. Debido a que en el censo no se realiza esta pregunta, se consideran informales aquellos trabajadores asalariados que no cuentan con contrato de trabajo.

⁵ Véanse más detalles sobre la metodología en el capítulo III.

información utilizadas a lo largo del estudio. En la sección C, se resume el comportamiento de la economía brasileña y del mercado de trabajo entre 1999 y 2012. En la sección D, se analiza la evolución de la desigualdad de ingresos en el país y, a continuación, en la sección E, se resumen los resultados obtenidos sobre los factores que contribuyeron a esa evolución a partir de las descomposiciones econométricas. Por último, la sección F contiene los comentarios finales del trabajo.

A. Breve revisión de la literatura sobre desigualdad salarial y sus determinantes en el Brasil

La significativa caída de los niveles de desigualdad de ingresos registrada en el Brasil durante los primeros años de la década de 2000 ha sido documentada y discutida por distintos autores. Trabajos como los de Barros y otros (2010), Lustig y Gasparini (2011), Lustig, Lopez-Calva y Ortiz-Suárez (2012), Maurizio (2014) y Ferreira, Firpo y Messina (2014), entre otros, analizan los factores determinantes de la reducción de la concentración del ingreso y dan cuenta de un descenso de la desigualdad, tanto de los ingresos laborales como de los no laborales. A continuación se resumen los principales antecedentes de la temática, con el objetivo de darle un marco de referencia al presente estudio.

De acuerdo con Barros y otros (2010), la reducción de la desigualdad en el Brasil entre 2001 y 2007 ha sido una de las más rápidas del mundo. Los autores destacan que en ese período se observó un crecimiento del ingreso en todos los deciles, y que el crecimiento más pronunciado de los ingresos de los más pobres produjo una reducción de la brecha entre los ingresos de los deciles extremos. El ingreso del 10% inferior de la distribución creció casi tres veces más que el promedio. Dependiendo de la línea de pobreza considerada, entre un 50% y un 60% de la caída de la pobreza extrema se puede atribuir a la reducción de la desigualdad. Si bien existe consenso sobre que una parte importante de esta caída de la desigualdad se origina en los cambios en el ingreso no laboral, en especial el relacionado con programas sociales como Bolsa Familia y las pensiones rurales, Barros y otros (2010) observaron que una fracción considerable de la reducción de la concentración también se debe a los cambios de la distribución de los ingresos laborales. El análisis de estos investigadores permite cuantificar el efecto en la desigualdad de distintos factores, por ejemplo, la relación entre los ingresos laborales y los no laborales de los adultos. Al respecto, hallaron que los cambios de la distribución del ingreso laboral por adulto explican entre el 31% y el 46% de la caída de la desigualdad entre 2001 y 2007. De la misma forma, observaron que los cambios en el ingreso laboral por adulto ocupado en la familia contribuyeron en gran medida a la caída de la desigualdad, lo que proviene esencialmente de la sustancial reducción de la desigualdad del ingreso laboral entre trabajadores.

El análisis de descomposiciones econométricas realizado por Barros y otros (2010) sugiere que la mitad de la disminución de la concentración de los ingresos laborales se debe al efecto combinado de una caída de la desigualdad de la educación y de un descenso de los retornos educativos. Sin embargo, la otra mitad puede adjudicarse, principalmente, a una reducción de la segmentación espacial del mercado laboral, así como a una disminución de la segmentación entre sectores en el mercado de trabajo. En concreto, los diferenciales salariales entre trabajadores de distintas regiones y distintos sectores (formal e informal, primario y secundario, y otros) se redujeron. En términos de la dimensión más relevante para este estudio, en el período analizado (2001-2007), los autores no encuentran que la segmentación entre formalidad e informalidad sea uno de los factores principales de la caída de la desigualdad de los ingresos, sino que se la adjudican a las otras formas de segmentación antes señaladas.

De acuerdo con Lustig y Gasparini (2011) y Lustig, Lopez-Calva y Ortiz-Juarez (2012), la disminución de la desigualdad en la década de 2000, en América Latina en general y en el Brasil en particular, se encuentra relacionada con la reducción de las diferencias salariales por educación en el mercado de trabajo, y con un mayor y más progresivo gasto de los gobiernos. El aumento de los años de educación fue particularmente relevante en el Brasil, donde el PIB mostró un crecimiento moderado en comparación con la Argentina. De todos modos, los autores concluyen que la caída reciente de la desigualdad en el Brasil es consecuencia de la reducción de la desigualdad tanto de los ingresos laborales como de los no laborales, y le atribuyen a ambos aproximadamente la misma importancia.

Por su parte, Maurizio (2014) analiza la relación entre la formalización y la desigualdad salarial en la Argentina y el Brasil en la década de 2000. La autora destaca la reversión de la tendencia del crecimiento de la informalidad y la precariedad observada en los años noventa en ambos países, al mismo tiempo que observa una reducción significativa de la desigualdad salarial. Si bien reconoce la importancia dada por la literatura a los impactos de los retornos a la educación, se propone estudiar los posibles efectos del proceso de formalización y el fortalecimiento de las instituciones laborales evidenciados en la Argentina y el Brasil sobre la concentración del ingreso. De esta forma, procura estimar la medida en que estos factores explican los cambios de la desigualdad; plantea que, dado que el proceso de formalización fue más acentuado en unos grupos que en otros, es de esperar que la desigualdad salarial dentro de los grupos de trabajadores informales y formales, y la brecha entre ambos hayan cambiado a lo largo del período, lo que repercutiría sobre la desigualdad salarial total. Al mismo tiempo, los cambios en la concentración del salario también van a depender de la posición inicial que ocupan en la distribución los trabajadores que se formalizan. Al observar la desigualdad dentro de los grupos, encuentra que en el Brasil se redujo en mayor medida

la dispersión salarial entre los trabajadores del sector informal que entre los trabajadores registrados. La autora atribuye este fenómeno a los cambios de la composición de cada uno de estos grupos, a partir de los cuales los trabajadores informales con mayores habilidades pasaron al grupo de los formales. Por otra parte, y de acuerdo con la literatura previa, en el estudio de las brechas salariales observa una penalidad salarial asociada a la condición de informalidad. A pesar de que esta brecha se verifica en toda la distribución, es mayor en la parte baja y va disminuyendo a medida que se avanza en la distribución condicional de salarios, por lo que el proceso de formalización también contribuiría por este canal a la reducción de la desigualdad salarial.

Maurizio (2014) destaca también que, desde un enfoque de formalidad legal, el incumplimiento de las normas laborales no solo afecta los costos, sino que puede además tener efectos sobre los salarios pagados a los trabajadores. De esta forma, constituye una causa de la segmentación del mercado de trabajo. Tal como plantean Barros y otros (2010), la segmentación entre formales e informales, sean empleados, trabajadores por cuenta propia o patrones, es una de las formas más visibles de segmentación del mercado laboral brasileño. Si bien la informalidad descendió en forma significativa durante la década de 2000, continúa teniendo una fuerte presencia en la región y, particularmente, en el Brasil.

Finalmente, Ferreira, Firpo y Messina (2014) estudian los determinantes de la caída de la desigualdad entre 1995 y 2012. Los autores analizan la desconcentración del ingreso laboral ocurrida en el Brasil, donde el índice de Gini de los ingresos laborales disminuyó un 20% a lo largo del período. Mediante técnicas de descomposición, evalúan la importancia relativa de cuatro grupos de variables que podrían haber ocasionado los cambios de los niveles de desigualdad. Los cuatro grupos sobre los que centran su interés son: el capital humano, las instituciones del mercado de trabajo, la composición demográfica de la población activa y la segmentación espacial. De esta forma, si bien reconocen la importancia del papel que tuvieron los retornos a la educación, encuentran que la mayor parte de la disminución de la desigualdad de ingresos se debe a la reducción de la brechas de género, de raza y espaciales, condicionales a variables de capital humano e institucionales.

B. Fuentes de información

Para la realización de este trabajo, se emplean diversas fuentes de información. Por un lado, con el fin de analizar la economía brasileña y la evolución del mercado laboral durante la década de 2000, se utilizan datos de fuentes oficiales como el Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), el Ministerio de Trabajo y Empleo del Brasil (MTE) y las encuestas de hogares y personas (PNAD) publicadas por el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). A los efectos de analizar las principales variables del mercado de

trabajo, se considera al conjunto de la población mayor de 15 años, que es la edad mínima legal para poder realizar actividades remuneradas en el Brasil.

Por otro lado, con el objetivo de analizar la desigualdad y realizar los ejercicios de descomposición, se trabaja conjuntamente con las encuestas publicadas por el IBGE entre 1999 y 2012 y con los censos demográficos de 2000 y 2010 facilitados por IPUMS-International (Integrated Public Use Microdata Series International), un proyecto del Centro de Población de Minnesota (Estados Unidos) dedicado a la sistematización de datos censales de diferentes países del mundo⁶. Las descomposiciones se realizan sobre el conjunto de asalariados mayores de 15 años de edad. De acuerdo con las edades de retiro establecidas por regiones, en el caso de los hombres, la muestra se restringe a los menores de 65 años si residen en zonas urbanas y a menores de 60 si son del medio rural. En el caso de las mujeres, se consideran a aquellas menores de 60 años si residen en zonas urbanas y a las menores de 55 años si son de zonas rurales. Con el objetivo de hacer comparable los resultados a lo largo del tiempo y entre ambas fuentes de información, se optó por no considerar la zona rural de la región norte del Brasil, debido a que no era relevada en las ediciones de la PNAD anteriores a 2004.

El objetivo de trabajar con dos fuentes de información alternativas es darle mayor robustez a los resultados y explotar las cualidades de cada una de ellas. Mientras la encuesta PNAD recolecta información a partir de una muestra de la población con una periodicidad anual, el censo se realiza, aproximadamente, cada diez años y tiene el cometido de llegar al universo de la población. En principio, el mayor número de observaciones del censo permite una precisión y un nivel de desagregación más elevados que los obtenidos con las encuestas, lo cual es especialmente importante para el análisis detallado de distribuciones y sus cambios. Sin embargo, si bien el censo tiene una mayor cobertura, la metodología empleada para recolectar información sobre ingresos es menos específica, dado que se indaga solo por un total agregado, lo que termina traducándose en una menor proporción de observaciones con información completa de ingresos. Por lo tanto, a pesar de que el objetivo de trabajar con ambas fuentes de datos es comparar los resultados, es de esperar que, tanto por la forma en que cada una recolecta la información como por los años en los que lo hacen, no se llegue a resultados exactamente iguales. En el cuadro V.A.1 del anexo se muestra una comparación de los ingresos de ambas fuentes y algunas estadísticas laborales básicas. Como se observa, la amplia cobertura del censo permite capturar los ingresos más altos, es decir, la mayor discrepancia de ingresos se ubica desde el decil 9 en adelante. En consecuencia, tanto el promedio como la desigualdad son mayores si se miden con los datos censales.

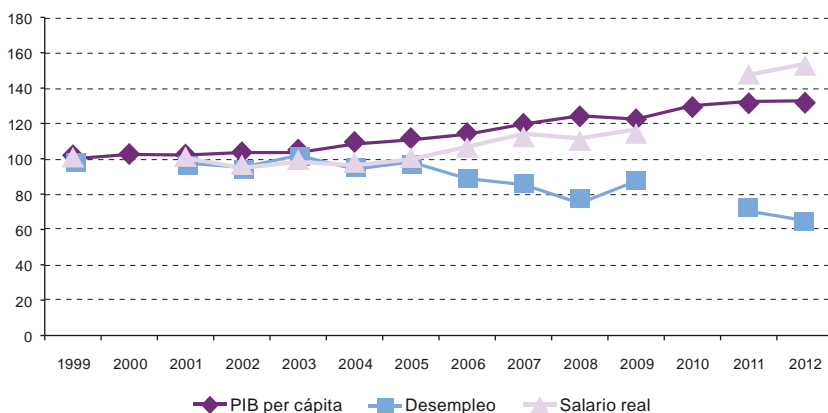
⁶ Centro de Población de Minnesota, *Integrated Public Use Microdata Series International*, versión 6.2 [base de datos de lectura mecánica], Minneapolis, University of Minnesota, 2013. El productor original de estos datos es el IBGE del Brasil.

C. La economía y el mercado de trabajo en la década de 2000

1. Contexto macroeconómico y evolución de las principales variables del mercado de trabajo

Como ocurrió en la mayoría de los países de América Latina, desde finales de la década de 1990, la economía del Brasil experimentó un importante crecimiento. Este fue acompañado de un cambio del rol del Estado, en particular en lo referente a las políticas sociales y a la intervención en el mercado de trabajo (mediante el establecimiento de salarios mínimos y otras medidas). Como consecuencia de la crisis internacional, la tendencia creciente del PIB se vio interrumpida en 2009 y, aunque en 2010 el PIB per cápita a precios reales volvió a la senda positiva de crecimiento del período anterior, con una variación superior al 6%, en los años siguientes los resultados fueron mucho más modestos. A pesar de esta interrupción, la década de 2000 en su totalidad dejó resultados favorables en el mercado laboral. Desde 2004, el crecimiento se vio reflejado en el bienestar de los hogares debido a variaciones positivas del salario real medio (véase el gráfico V.1). Un indicador de la influencia estatal en este proceso es el aumento constante del salario mínimo en términos reales entre 1999 y 2012 (véase el cuadro V.1).

Gráfico V.1
Brasil: salario real, PIB a precios constantes y desempleo, 1999-2012^a
(Índice 1999=100)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

^a El desempleo se mide para mayores de 15 años de edad, sin considerar la zona rural de la región norte. El índice de salario real surge del ingreso horario derivado de la ocupación principal de todos los individuos ocupados. En 2000 y 2010 no se realizó la encuesta.

Cuadro V.1
Brasil: evolución de las principales variables macroeconómicas y del mercado de trabajo, 1999-2012

	PIB total (en miles de dólares de 2013) (*)	PIB per capita	Salario real horario (en reales de 2013) (**)	Salario mínimo real (en reales de 2013) (**)	Población residente (*)	Tasa de actividad (**)	Tasa de empleo (**)	Tasa de desempleo (**)	Tasa de informalidad ^a (**)
1999	1 418 691 122	8,51	7,84	355,8	166 708 710	68,66	62,18	9,44	54,35
2000	1 480 648 762	8,72		343,4	169 799 170				
2001	1 498 681 484	8,69	7,88	361,6	172 460 470	68,07	61,80	9,21	52,49
2002	1 539 429 693	8,81	7,44	392,7	174 736 628	68,86	62,68	8,98	53,16
2003	1 557 007 546	8,81	7,71	375,1	176 731 844	68,92	62,30	9,62	52,09
2004	1 646 233 941	9,22	7,55	414,4	178 550 319	69,44	63,27	8,89	51,31
2005	1 698 390 684	9,42	7,82	424,1	180 296 251	70,22	63,72	9,27	50,47
2006	1 764 295 529	9,69	8,37	466,7	182 073 842	69,93	64,07	8,38	49,37
2007	1 872 990 622	10,18	8,95	529,0	183 987 291	69,54	63,93	8,06	47,36
2008	1 969 044 805	10,58	8,75	545,1	186 110 095	69,54	64,63	7,06	46,20
2009	1 963 054 404	10,42	9,14	559,3	188 392 937	69,59	63,85	8,24	44,77
2010	2 111 666 695	11,07		658,6	190 755 799				
2011	2 168 114 564	11,27	11,57	654,6	192 379 287	67,15	62,69	6,64	39,63
2012	2 191 599 812	11,30	12,05	713,9	193 946 886	66,86	62,75	6,14	38,60

Fuente: Elaboración propia sobre la base de (*) IPEADATA, y de (**) Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

^a La tasa de informalidad representa la proporción de ocupados mayores de 15 años que no realizan contribuciones al Instituto de Previsión Social del Brasil con relación al total de ocupados mayores de 15 años de edad.

Entre 1999 y 2012, el PIB a precios constantes del Brasil creció a una tasa media anual de aproximadamente un 3,4%, resultado de una combinación de años de retracción y crecimiento. Los cambios en la economía ocurrieron simultáneamente con cambios en el mercado de trabajo. La tasa de desempleo cayó más de 3 puntos porcentuales, ubicándose en 2012 en un 6,1%. Por su parte, la tasa de empleo aumentó 2,5 puntos porcentuales entre 1999 y 2008, retrayéndose en los años siguientes, hasta ubicarse en 2012 en valores muy cercanos a los de fines de la década de 1990. Asimismo, la tasa de actividad, es decir, la cantidad de ocupados y desocupados en relación con la cantidad de personas en edad de trabajar, registró su valor máximo en 2005 (70,2%) y disminuyó en los años siguientes, siendo en 2012 (66,9%) casi dos puntos porcentuales inferior a la de 1999 (68,7%) (véase el cuadro V.1).

Al distinguir a los trabajadores de acuerdo con sus características (véase el cuadro V.A.3 del anexo), se encuentra, en primer lugar, que las mujeres fueron quienes mostraron mayores variaciones de las tasas de actividad y de empleo, mientras que los hombres tuvieron mayor caída relativa de la tasa de desempleo. En concreto, si bien la tasa de actividad femenina casi no se modificó si solo se consideran los extremos del período, pasó del 55,2% en 1999 al 59,0% en 2005 y al 55,8% en 2012. La tasa de empleo femenino mostró una evolución similar, con la diferencia de que, aun habiendo disminuido después de 2006, el registro de empleo de 2012 fue superior al de 1999. Los hombres, por su parte, evidenciaron una disminución de la tasa de desempleo del 40% a lo largo del período.

Se observa también una evolución diferencial cuando se consideran estos indicadores del mercado de trabajo en distintos grupos de edad. Por un lado, los trabajadores de entre 16 y 24 años y los mayores de 45 registraron una caída de las tasas de actividad y una evolución relativamente estable de las tasas de empleo, al tiempo que sus tasas de desempleo disminuyeron. Por otro lado, los grupos de trabajadores comprendidos entre los 25 y los 45 años experimentaron variaciones reducidas pero positivas de la tasa de actividad, y variaciones positivas y más importantes de la tasa de empleo, lo cual se reflejó en una caída del 33% de la tasa de desempleo correspondiente.

El análisis de estas variables por nivel educativo de los trabajadores indica que el único grupo que registró un aumento sostenido de la tasa de actividad fue el de las personas con educación superior incompleta. En lo que respecta a la tasa de empleo, el mejor desempeño se observó en los trabajadores con educación superior incompleta y secundaria completa. De todos modos, debe mencionarse que a partir de 2009 se observa una contracción de las tasas de actividad y empleo en todos los grupos. Por otra parte, en lo que respecta a la evolución del desempleo, se registró una relación negativa entre el nivel educativo y la disminución de la tasa de desempleo. En este sentido, si bien el nivel de desempleo disminuyó en todos los grupos,

bajó en mayor medida en el caso de los trabajadores con educación primaria completa o incompleta, y en menor medida en el caso de las personas con educación superior completa.

En cuanto a las diferencias por la ascendencia racial, los afrodescendientes fueron los únicos que registraron una variación positiva de la tasa de actividad y de empleo al mismo tiempo, mientras que los blancos mostraron el mayor aumento relativo de la tasa de empleo. Los indígenas, por otra parte, evidenciaron la caída más pronunciada de la tasa de desempleo a lo largo del período.

Finalmente, la evolución de las tasas de actividad, empleo y desempleo de acuerdo con el lugar de residencia fue muy diferente. Los trabajadores residentes en zonas rurales tuvieron una variación negativa de la tasa de actividad del 12,5%, una caída igual de importante de la tasa de empleo y una evolución estable de la tasa de desempleo. En cuanto a los trabajadores de zonas urbanas, la tasa de actividad se mantuvo relativamente estable (con una leve variación positiva entre los dos extremos del período), aumentó la tasa de empleo y se redujo un 41% la tasa de desempleo.

2. Evolución de la informalidad laboral por grupos ocupacionales

El crecimiento económico del Brasil a lo largo de la década de 2000 fue más moderado y, al mismo tiempo, más estable que el de otros países de la región, como la Argentina y el Uruguay, que experimentaron grandes crisis económicas y períodos posteriores de fuerte crecimiento. De todos modos, el crecimiento económico y la menor incertidumbre macroeconómica trajeron consigo un aumento de la demanda de trabajadores formales, que no parece haberse visto interrumpido por la crisis internacional de 2008. El crecimiento descrito en el apartado anterior, impulsado por factores externos e internos, expandió la demanda de mano de obra en general. En particular, en un marco de caída del desempleo, el sector formal tendió a absorber a trabajadores provenientes de puestos de trabajo no registrados (Neri y Fontes, 2010). Este proceso estuvo acompañado de políticas que promovieron el registro del empleo y fomentaron su calidad. En este sentido, al observar la evolución del empleo registrado (de acuerdo con su condición de formalidad desde el punto de vista legal, es decir, si los trabajadores tienen o no derecho a una jubilación al momento de su retiro), se encuentra una caída del empleo informal de casi 16 puntos porcentuales entre 1999 y 2012 (véase el gráfico V.2). A pesar de esta reducción, de acuerdo con información de la PNAD, en 2012 el 38,6% de los trabajadores del Brasil eran informales. Por otra parte, si bien la tasa de informalidad se redujo considerablemente en los últimos años, al observar la evolución de la cantidad de puestos de trabajo en términos absolutos, se encuentra que hasta 2006, a medida que se iban generando

nuevos puestos, también se incrementaban los puestos de trabajo informales (véase el cuadro V.A.2 del anexo). A partir de 2007, la cantidad de ocupados en el sector informal en términos absolutos comenzó a disminuir, al tiempo que la cantidad de ocupados totales continuó aumentando. Como resultado, la caída de la tasa de informalidad se acentuó a partir de dicho año (véase el gráfico V.2).

Gráfico V.2
Brasil: evolución de la tasa de informalidad total y según sexo, 1999-2012^a
(En porcentajes)

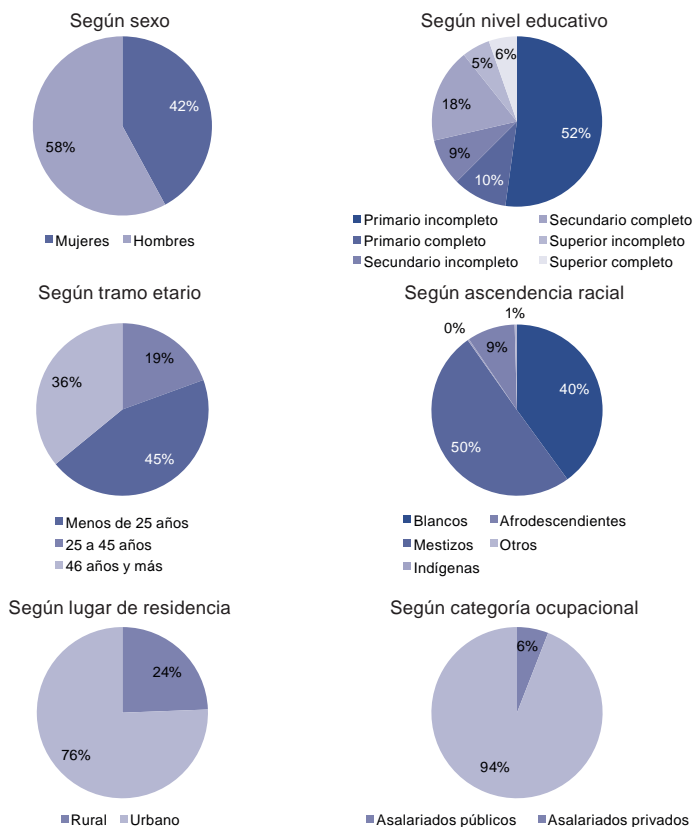


Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

^a Total de ocupados. La tasa de informalidad legal es estimada sobre todos los ocupados mayores de 15 años, sin considerar la zona rural de la región norte.

Si bien la composición de los trabajadores informales según el sexo se mantuvo estable durante el período (un 42% de mujeres y un 58% de hombres), la tasa específica de informalidad masculina se redujo en mayor medida. De esta forma, en 2012 no se observan diferencias importantes en la tasa específica de informalidad según sexo (véase el gráfico V.2). Sin embargo, la informalidad tiene una incidencia diferente de acuerdo con la edad de los individuos. La proporción de trabajadores no registrados es más alta en los grupos de edades extremas, es decir, trabajadores de 16 a 24 años y mayores de 45 años. Considerados en conjunto, estos dos grupos representan el 55,4% de los trabajadores informales en 2012. Por otra parte, del total de trabajadores no registrados, algo más del 50% no tiene primaria completa y tan solo el 5,4% tiene formación superior o terciaria (véase el gráfico V.3). Independientemente del nivel educativo, entre 1999 y 2012, todos los trabajadores lograron reducir o mantener estables sus niveles de informalidad, no registrándose aumentos en ningún caso. En el grupo de ocupados con primaria incompleta se observó la disminución más marcada, en términos absolutos, de la informalidad.

Gráfico V.3
Brasil: distribución de los trabajadores informales según características, 2012
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

En cuanto a otras características de los trabajadores, se encuentra que el grupo de informales está compuesto en su mayoría por personas de ascendencia racial mestiza (50,3%). Los trabajadores blancos informales constituyen la segunda mayor proporción de informales y, junto con los mestizos, representan el 90% de los trabajadores no registrados. Sin embargo, la mayor tasa específica de informalidad de acuerdo con la ascendencia racial en 2012 la registra el grupo conformado por indígenas. Finalmente, se debe mencionar que alrededor del 75% de los trabajadores informales está conformado por los residentes de zonas urbanas⁷, que tienen una tasa

⁷ Cabe recordar que no se está considerando a los trabajadores rurales de la región norte del Brasil, por lo cual puede existir una subestimación de la contribución de los trabajadores rurales a la informalidad.

específica de informalidad del 33,7%. Esto representa el 50% de la tasa específica de informalidad de los trabajadores rurales.

Como se observa en el gráfico V.2, a pesar de haber disminuido considerablemente, la informalidad continuaba afectando en 2012 a cerca del 40% de los trabajadores brasileños. Al distinguir entre asalariados, se encuentra una mayor incidencia de la informalidad entre los asalariados del sector privado, con una tasa específica cercana al 27%. En el otro extremo se ubican los asalariados públicos, cuya tasa es inferior al 8%. Finalmente, diferenciando por ramas de actividad, el sector con mayor proporción de informales es el de agricultura, ganadería, caza y silvicultura, seguido por el comercio y la construcción. En estos tres sectores se concentra el 56% de los trabajadores no registrados en 2012. Por sector de actividad a un dígito de la Clasificación Industrial Internacional Uniforme de Todas las Actividades Económicas (CIIU), se destacan cinco sectores, cuyas tasas de informalidad específicas, a pesar de haber disminuido, dan cuenta de una mayor proporción de trabajadores informales con relación a los trabajadores registrados. En concreto, estas actividades son: agricultura y otros (78,3%), pesca (68,9%), servicio doméstico (61,5%), construcción (56,9%) y otros servicios (53,4%).

3. Políticas tendientes a la formalización laboral

Si bien el crecimiento económico del país fue un elemento favorable al aumento del número de trabajadores registrados, este fenómeno fue el resultado de múltiples factores, algunos de los cuales comenzaron a gestarse en la década de 1990. A continuación se describen las modificaciones en la orientación política y la implementación de algunas medidas relacionadas con la reciente caída de la informalidad en el Brasil de acuerdo con el análisis de algunos autores (Neri y Fontes, 2010) y organismos internacionales como la Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2010 y 2014)⁸.

En primer lugar, debe destacarse el cambio de la participación del Estado, tanto en su rol de supervisión y elaboración de leyes que regulan el mercado de trabajo como en lo que respecta a la generación de incentivos económicos que favorezcan la creación de empleos formales.

Por un lado, se modificaron las políticas de supervisión y vigilancia (Neri y Fontes, 2010). En la segunda mitad de la década de 1990, se desarrolla el Sistema Federal de Inspección del Trabajo, que crea una base de datos con el objetivo de planificar y establecer metas en materia de inspección laboral. La mejora de la supervisión laboral también provino de la implementación de cambios en la estructura de incentivos a los inspectores laborales y el desarrollo de un equipo de supervisión dedicado a abordar problemas específicos. De acuerdo con información publicada por el Ministerio de

⁸ El análisis de esta subsección se basa en lo expuesto en estos trabajos e informes.

Trabajo y Empleo, si bien el número de auditores fiscales en ejercicio se ha mantenido relativamente estable, entre 2.800 y 3.200, a lo largo del período estudiado, el número de trabajadores alcanzados ha mostrado una tendencia creciente (véase el cuadro V.2). Por su parte, según los primeros registros de la tasa de regulación de establecimientos fiscalizados (TREF)⁹, que datan de 1996, esta se ubicaba en el 65%, logrando alcanzar el 89% en 2005, aunque retrocedió al 72% en 2012. En el cuadro V.2 puede observarse que el número de trabajadores registrados como resultado de una mayor inspección laboral aumentó de 268.558 en 1996 a 419.183 en 2012, logrando el valor más alto en 2005 y alcanzando un total de 8.776.644 desde que se tienen registros. Por su parte, Simão (2009) estima que la inspección realizada por el Ministerio de Trabajo y Empleo del Brasil fue responsable de aproximadamente entre el 5% y el 6% de la generación total de puestos formales de trabajo en ese país entre 1999 y 2007. Por lo tanto, en términos de resultados, se observa una mejora en el desempeño de la fiscalización durante la primera década de 2000. Sin embargo, cabe destacar que en los últimos años del período analizado el crecimiento de estos indicadores se moderó (véase el cuadro V.2).

Cuadro V.2
Brasil: principales resultados de la fiscalización del trabajo, 1996-2012

	Número de auditores ^a	Empresas fiscalizadas	Trabajadores alcanzados	Empresas multadas	Trabajadores registrados	TREF ^b (en porcentajes)
1996	3 464	404 755	15 955 168	65 451	268 558	64,85
1997	3 242	369 315	17 075 038	75 019	321 609	66,26
1998	3 106	315 605	18 014 488	66 549	261 274	69,1
1999	3 169	347 380	17 842 511	61 444	249 795	74,45
2000	3 131	353 617	19 116 793	58 213	525 253	80,94
2001	3 080	296 741	17 707 443	56 036	516 548	82,31
2002	3 044	304 254	19 934 822	53 622	555 454	84,8
2003	2 837	285 241	22 257 503	58 589	534 125	83,62
2004	2 927	302 905	24 453 179	56 086	708 957	87,13
2005	2 935	375 097	27 650 699	59 756	746 272	88,77
2006	2 872	357 319	30 681 772	61 809	670 035	86,46
2007	3 172	357 788	32 178 333	60 677	746 245	86,03
2008	3 112	299 013	30 958 946	55 644	668 857	83,53
2009	2 949	282 377	34 007 719	57 678	588 680	81,42
2010	3 061	255 503	30 883 740	57 258	515 376	77,77
2011	3 042	269 253	34 235 552	68 566	480 423	74,1
2012	2 875	269 025	35 506 836	67 960	419 183	71,83

Fuente: Ministerio de Trabajo y Empleo, Sistema Federal de Inspección del Trabajo.

^a Corresponde al total de auditores fiscales del trabajo en ejercicio.

^b Tasa de regulación de establecimientos fiscalizados.

⁹ La TREF es el indicador utilizado por el Programa de Trabajo Legal y la Red de Protección al Trabajo. Representa la relación entre el número de irregularidades con respecto al cumplimiento de la legislación laboral que fueron corregidas por la acción fiscal y el número de irregularidades detectadas por esta acción.

Por otro lado, se produjeron una serie de cambios en materia de legislación laboral (OIT, 2014). Además de la más amplia participación de la justicia en el mercado de trabajo, reflejada en el aumento del número de trabajadores del sistema judicial y del número de procesos llevados adelante en esta área, la mayor comprensión de la ley contribuyó a incrementar el número de trabajadores formales. En lo que respecta al aumento de la participación de la justicia en el mercado de trabajo, la OIT (2014) registra un incremento del 67% de los recursos humanos del sistema judicial en materia laboral a lo largo de la década de 2000. Asimismo, estima un aumento del 64% entre 2002 y 2012 del número de procesos llevados adelante.

Por otra parte, la reglamentación sobre tercerización, establecida en virtud del enunciado (*Símula*) 331 del Tribunal Superior del Trabajo de 1993, fue modificada por la Resolución 96/2000, DJ 18.09.2000, en lo referente a las responsabilidades subsidiarias. De esta forma, si bien se permite la subcontratación, se limitan las actividades que pueden tercerizarse, y se exige que las empresas sean responsables subsidiarias de quienes contratan. Asimismo, se reconoce y castiga el fraude en el caso de una relación laboral simulada.

Siguiendo a la OIT (2014), durante la década de 2000, el Estado brasileño se orienta hacia la recuperación de la concepción desarrollista, ampliando su participación en el plano político y social. Mediante la mejora del proceso de recaudación fiscal, el Estado parece haber contribuido a la reducción de la informalidad, al inducir a los empleadores a regularizar sus emprendimientos (OIT, 2010). De esta forma, continuando con los instrumentos legislativos, el sistema específico de registro, exención y simplificación de impuestos para las pequeñas y medianas empresas (*Simples*), que existía desde 1996, es reemplazado a mediados de 2000 por *Super Simples* (o *Simples Nacional*), con el fin de continuar la reducción de los trámites que deben realizar los pequeños emprendimientos para su formalización y la de sus empleados. Si bien estas empresas ven disminuido el monto de su carga tributaria, deben hacer frente a los aportes a la seguridad social por cada uno de sus empleados. Delgado y otros (2007) estiman que, entre 2000 y 2005, esta ley contribuyó a la formalización de 500.000 microempresas, que representan, aproximadamente, 2.000.000 de trabajadores.

Otro elemento destacable en materia de legislación laboral durante este período, y que se encuentra enmarcado dentro de la reglamentación *Simples Nacional*, es la Ley Complementaria núm. 128 de 2008, que apunta a transformar a los trabajadores por cuenta propia informales en microemprendedores legales facilitando el registro de las microempresas que tengan hasta un empleado y reduciendo, además, los costos de los aportes a la seguridad social. De esta forma, por medio del pago de aportes equivalentes al 11% del salario mínimo, el microemprendedor se hace acreedor del derecho a una pensión y al subsidio por maternidad y servicios de salud, entre otros.

Aunque debe destacarse que el cúmulo de estas medidas indica una clara intención de los gobiernos respectivos de combatir y reducir la informalidad laboral, no existe necesariamente evidencia de que cada una de ellas haya tenido un efecto por sí misma. Por ejemplo, algunos estudios sugieren que algunas de las medidas de estímulo a la formalización enfocadas a los trabajadores asalariados han tenido resultados limitados. En este sentido, pese a las acciones emprendidas por los gobiernos para incrementar el número de trabajadores del servicio doméstico registrados, estos continúan siendo uno de los grupos con mayor tasa de informalidad. El servicio doméstico representa entre el 10% y el 11% del conjunto de los trabajadores informales y, a pesar de haber mostrado una importante caída de la informalidad durante la década de 1990, experimentó un aumento de la proporción de trabajadores no registrados en los primeros años de la década de 2000. Sin embargo, en particular desde 2009, la proporción de trabajadores domésticos informales comenzó a disminuir, ubicándose en un 62% en 2012.

En la legislación brasileña, este grupo ha sido históricamente relegado (Valenzuela y Mora, 2009). Solo en 1972 se establece la primera ley que les otorga el derecho a vacaciones pagas, instaurando de esta forma la necesidad de que el empleador y el empleado realicen aportes a la seguridad social. La Constitución de 1988, si bien amplía considerablemente los derechos laborales de estos trabajadores, continúa negándoles los beneficios con los que cuenta el resto de los ocupados. El aumento de la protección laboral se tradujo en mayores costos para la contratación del servicio doméstico. Sin embargo, al menos en esta etapa, no parece haber constituido un freno al proceso de formalización. Un elemento que destacan Chahad y Macedo (2003) es que los cambios de la Constitución generaron un mayor respeto hacia la ley por parte de los empleadores y una mayor conciencia de los derechos por parte de los trabajadores, lo cual les facilitaba su reclamo.

En 2006, el gobierno federal concede incentivos fiscales a los empleadores que registren a los trabajadores del servicio doméstico y les otorguen el derecho al Fondo de Garantía por Tiempo de Servicio, permitiéndoles deducir el costo de las contribuciones al seguro social de sus ingresos sujetos a tributación. Sin embargo, las tasas de informalidad de este grupo, que pueden observarse en el cuadro V.A.4 del anexo, indican que el posible efecto generado durante los primeros años de implementación de esta política fue limitado. En 2013 se realizó una enmienda histórica para la legislación laboral brasileña sobre el servicio doméstico, por la cual se les concedió a los trabajadores de este sector los mismos derechos que ya poseía el resto de los trabajadores. Aún no se cuenta con información concreta sobre las implicancias que podría tener esta medida en los niveles de formalización del grupo.

El Estado también parece haber contribuido al proceso de formalización mediante la ampliación del crédito a trabajadores y pequeñas empresas.

Para acceder a líneas de crédito, se instauró como requisito ser trabajador formal —en el caso de consumo privado— o que el emprendimiento se encuentre regularizado —si el crédito tiene fines productivos—. Finalmente, como consecuencia del aumento de sus tareas, el propio Estado terminó contribuyendo a la creación de nuevos puestos de trabajo formales mediante la demanda directa de empleo para las nuevas funciones¹⁰.

Desde el punto de vista de la oferta laboral, también se produjeron algunos cambios que favorecieron a la caída de la informalidad. La exigencia de asistir a una institución educativa hasta los 17 años para ser beneficiario del programa Bolsa Familia contribuyó a retirar a jóvenes de menores ingresos del mercado de trabajo (OIT, 2010), en el que se insertarían en su mayoría como informales. En este sentido, las transformaciones operadas en la oferta laboral brasileña, como resultado de modificaciones de la estructura demográfica y del aumento de la escolaridad, también contribuyeron a reducir las tasas de informalidad. En el Brasil, la tasa de crecimiento de la población disminuyó durante la década de 2000. Según la OIT (2014), la estructura etaria se acerca a un nivel que los demógrafos consideran ideal, ya que una importante proporción de la población adulta se encuentra en edad de trabajar. A la caída del porcentaje de jóvenes de 16 a 24 años respecto del total de la población, que acceden en mayor medida a trabajos precarios, se debe sumar el aumento de las tasas de matriculación escolar de los adolescentes de 15 a 17 años de edad.

Finalmente, se destaca que el mayor poder de los sindicatos en el nuevo contexto político y económico brasileño de la década de 2000 colaboró con el aumento de la formalización (OIT, 2014). De acuerdo con datos obtenidos a partir de las encuestas de hogares a nivel urbano, si bien la proporción de trabajadores sindicalizados aumentó tan solo 3 puntos porcentuales entre 1999 y 2012, ante el aumento de la tasa de ocupación, esto representó cerca de 5.800.000 nuevos trabajadores sindicalizados (véase el cuadro V.3). La presión por la formalización se originó en un reclamo de los trabajadores por regularizar su situación laboral y estar protegidos ante imprevistos y en el hecho de que, según la OIT (2014), a partir de entonces los sindicatos lograron estructurarse financiera y políticamente. Algunos elementos que dan cuenta del mayor poder de los sindicatos son el mayor número de categorías de trabajadores que lograron mejoras salariales en 2012 con respecto a 2003, el aumento del número de trabajadores sindicalizados y la mejora de los canales de diálogo con las instituciones públicas y el gobierno (OIT, 2014).

En síntesis, la caída de la tasa de informalidad en el Brasil durante la década de 2000 aparece como resultado de múltiples fenómenos que se reforzaron entre sí. A partir de un desempeño económico favorable, el accionar

¹⁰ En particular, a nivel urbano, se estima que entre 1999 y 2012, se crearon 3.500.000 de puestos de trabajo en el sector público.

de los distintos actores de la economía, entre los que se destaca el Estado, y una dinámica demográfica alentadora permitieron que un número mayor de trabajadores tuviera acceso a un empleo formal. En la sección siguiente se presenta un análisis detallado de la evolución de los indicadores distributivos en el mismo período.

Cuadro V.3
Brasil: evolución de la tasa de sindicalización entre los ocupados, 1999-2012

	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Tasa de sindicalización	13,36	13,23	13,20	13,75	14,22	18,23
	2006	2007	2008	2009	2011	2012
Tasa de sindicalización	14,68	13,93	14,19	17,48	16,46	16,27

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

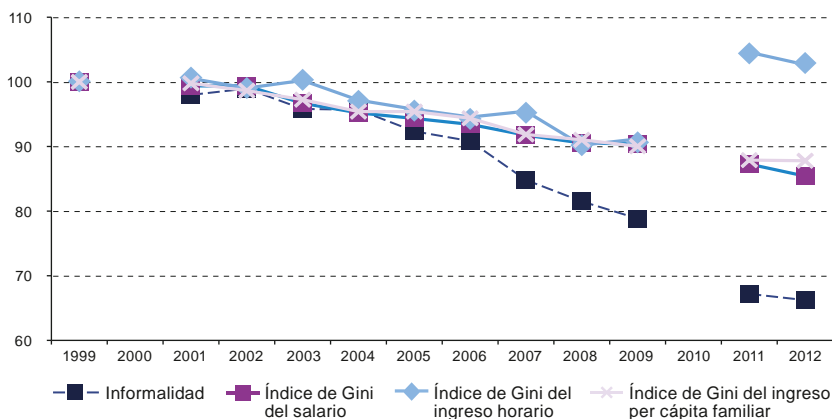
D. Evolución de la desigualdad salarial

En esta sección se estudia la evolución de la desigualdad salarial y de las brechas salariales en el Brasil a lo largo de la década de 2000. Con este fin, el análisis se basa en el conjunto de microdatos de las encuestas de hogares de 1999 a 2012 y en los datos de los censos de 2000 y 2010 sistematizados y disponibles en IPUMS. En ambos casos, se trabaja esencialmente con dos variables: los ingresos laborales provenientes de la ocupación principal y los ingresos laborales horarios de dicha ocupación. En esta sección y en la sección E, se restringe la muestra a los asalariados del sector público y privado. Además, como se detalla en la sección B, se consideran únicamente los trabajadores cuya edad se encuentre dentro de los límites legales (más de 15 años) y sea inferior a la edad establecida para poder retirarse (65 años para hombres que residen en zonas urbanas, 60 años para mujeres de zonas urbanas y hombres que residen en el medio rural, y 55 años para mujeres con residencia en el medio rural).

Al considerar la evolución de la desigualdad entre los ingresos laborales totales de los asalariados (véase el gráfico V.4), se observa una disminución de la concentración reflejada en el índice de Gini, que pasa de 0,517 en 1999 a 0,442 en 2012. En lo que respecta a la evolución de la desigualdad de los ingresos laborales horarios, si bien se presenta una importante caída hasta el año 2008, su dispersión sube después de ese año. De este modo, en 2012 el índice de Gini del ingreso laboral horario se ubicó en valores superiores a los de 1999. Sin embargo, en la evolución del índice de Gini del ingreso per cápita familiar, se encuentra la misma tendencia que la registrada en el ingreso salarial total. El aumento de la concentración de los ingresos laborales horarios que se observa en los últimos años del período parece responder

a un cambio en la cantidad de horas trabajadas y no a una disminución de los ingresos laborales totales.

Gráfico V.4
Brasil: evolución de la concentración del ingreso y de la
tasa de informalidad de los asalariados, 1999-2012^a
(Índice 1999=100)



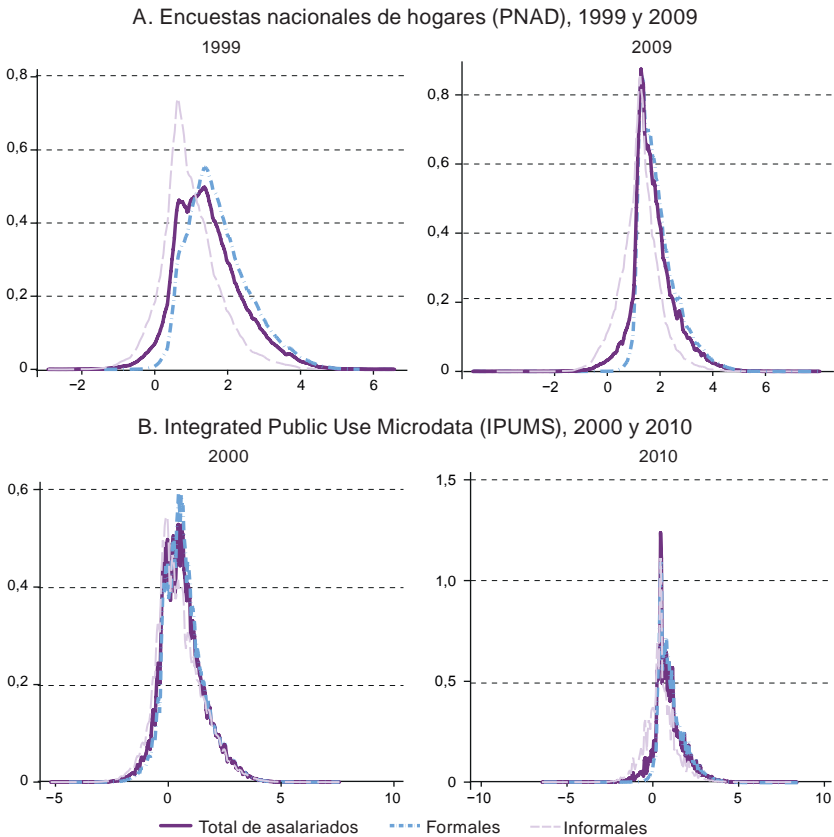
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

^a Muestra de asalariados. La edad mínima corresponde a la edad legal para trabajar, y la edad máxima, a la edad de jubilación.

A lo largo de los primeros 10 años de los 12 en los que se concentra el estudio, se observó una tendencia similar entre la informalidad y la concentración de los ingresos salariales, y no existe aún información suficiente para establecer si los últimos dos años implican una reversión de esa tendencia (véase el gráfico V.4). Por lo tanto, a los efectos de estudiar la relación entre estas dos variables que caracteriza a la primera década del milenio, se opta por realizar las descomposiciones utilizando las encuestas de 1999 y 2009 —que son, además, los años más cercanos a los censos de 2000 y de 2010—, a los efectos de comparar los resultados que surgen de las distintas fuentes de información. Al distinguir entre trabajadores registrados y no registrados, las estimaciones realizadas muestran una mayor caída de la dispersión salarial dentro del grupo de los trabajadores formales cuando se observa el ingreso laboral total. Al considerar el ingreso laboral horario comparando los extremos del período, se encuentra un aumento de la desigualdad dentro del grupo de los trabajadores formales, y cierta estabilidad entre los trabajadores informales (véase el cuadro V.A.5). Por lo tanto, en los primeros años de la década de 2000, se produjo una reducción de la proporción de trabajadores informales al mismo tiempo que se redujo la desigualdad de los ingresos laborales totales y, hasta 2008, también de los ingresos laborales horarios.

Los estudios recientes sobre el mercado de trabajo en el Brasil muestran que los trabajadores informales y por cuenta propia reciben salarios más bajos que aquellos que reciben los trabajadores del sector formal, aun controlando por características individuales. Por lo tanto, es de esperar que los cambios en la composición de estos grupos generen efectos en los niveles de concentración de los ingresos. Una primera forma de aproximarse al fenómeno de las diferencias salariales es observando las funciones de densidad de Kernel de la distribución en cada uno de los grupos. En concreto, en los gráficos V.5A y V.5B se presentan las funciones de densidad de Kernel para el logaritmo del ingreso laboral horario en 1999 y 2009, y en 2000 y 2010, respectivamente, distinguiendo entre los asalariados formales y los informales.

Gráfico V.5
Brasil: funciones de densidad de Kernel de los ingresos laborales horarios^a



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD) y de Integrated Public Use Microdata (IPUMS).
^a Muestra de asalariados. La edad mínima corresponde a la edad legal para trabajar, y la edad máxima, a la edad de jubilación.

Los gráficos construidos a partir de los microdatos de las encuestas nacionales de hogares presentan patrones de diferencias más marcados que los construidos a partir de datos provenientes de los censos, pero ambos muestran la misma tendencia. Pueden extraerse algunas conclusiones al comparar los primeros años de la década con los del final de esta. En primer lugar, se observa en todos los casos un corrimiento hacia la izquierda de la función correspondiente a los trabajadores no registrados con relación a los que sí lo están, mostrando además menores ingresos laborales medios. Si bien existen diferencias de ingresos entre los ocupados dependiendo de su condición de formalidad, no es posible saber si ellas reflejan un fenómeno de segmentación, ya que podrían estar originadas en las características específicas de los puestos de trabajo o de los trabajadores.

Es interesante analizar brevemente la evolución temporal que han tenido las distribuciones salariales en los distintos grupos de trabajadores. En el gráfico V.6A (elaborado con datos de la PNAD) se observa que, en el conjunto de los asalariados, ha habido un crecimiento del salario real en todos los puntos de la distribución salarial. Sin embargo, dentro del grupo de trabajadores formales, son los de menores ingresos los que más han expandido su poder adquisitivo. Estos resultados son menos marcados a partir de la información contenida en los censos (véase el gráfico V.6B), aunque parte de esta diferencia es esperable debido a las divergencias metodológicas en la recolección de la información de cada una de estas fuentes, así como por el hecho de que se analizan diferentes años. Sin embargo, nuevamente, la tendencia de los distintos grupos es la misma. Por lo tanto, el objetivo de la sección siguiente será establecer el grado de asociación de estas diferencias salariales en los distintos sectores con el cambio del grado de formalidad en el mercado de trabajo del Brasil.

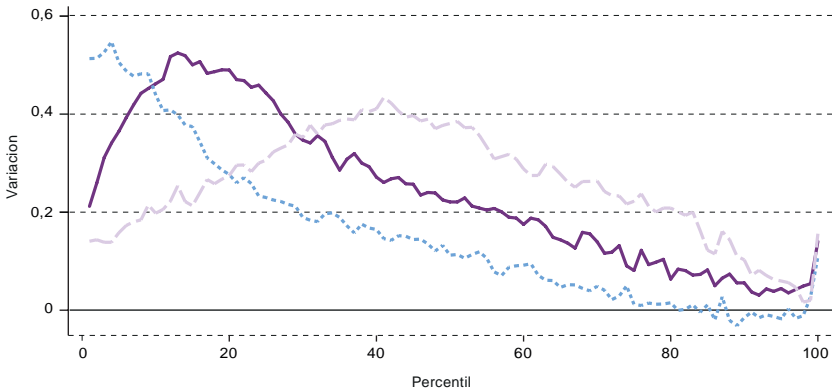
Finalmente, se realiza una primera caracterización de los cambios distributivos, la que se muestra en el gráfico V.7. Como se observa en el primer panel de cada subgráfico, con ambas fuentes de datos se obtiene una evolución de la densidad similar: un corrimiento hacia la derecha de la distribución que indica un aumento de los niveles medios de los salarios.

De acuerdo con esta metodología, la densidad contrafactual se calcula imponiendo la distribución de características observables del primer año a la distribución condicional del salario del segundo. De esta manera, es posible descomponer el cambio de la densidad en los efectos agregados de la estructura y de la composición de los perfiles. Nuevamente, se observa que, tanto con los datos de la PNAD como con los de IPUMS, el patrón de ambos efectos agregados es muy similar (véanse los paneles derechos de los gráficos V.7A y V.7B): la mayor parte del cambio de la densidad durante toda la década se debe al cambio conjunto de los retornos a las características. El corrimiento observado en la densidad de punta a punta muestra que

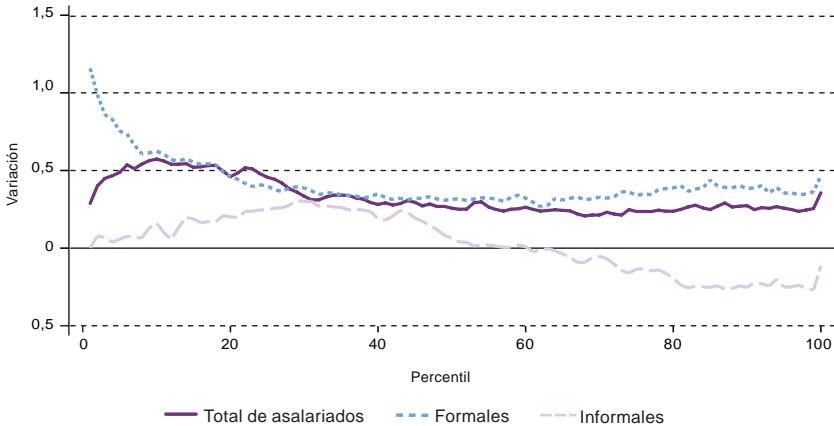
hubo una reasignación de la proporción de trabajadores en los tramos de ingresos más bajos hacia los de mayor ingreso. Si los retornos a cada una de las características hubieran permanecido inalterados, el cambio del perfil observable habría originado una pequeña reasignación de los tramos de ingresos medios hacia los más altos. Sin embargo, queda claro que el efecto que domina dicha dinámica es el de los retornos.

Gráfico V.6
Brasil: variación del salario real de los ocupados por percentil de ingresos horarios, según condición de formalidad^a

A. Encuestas nacionales de hogares (PNAD), 1999-2009



B. Integrated Public Use Microdata (IPUMS), 2000-2010

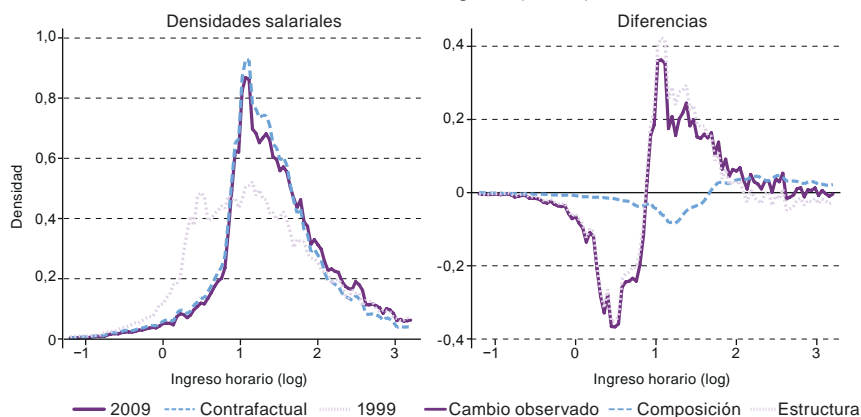


Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD) y de Integrated Public Use Microdata (IPUMS).

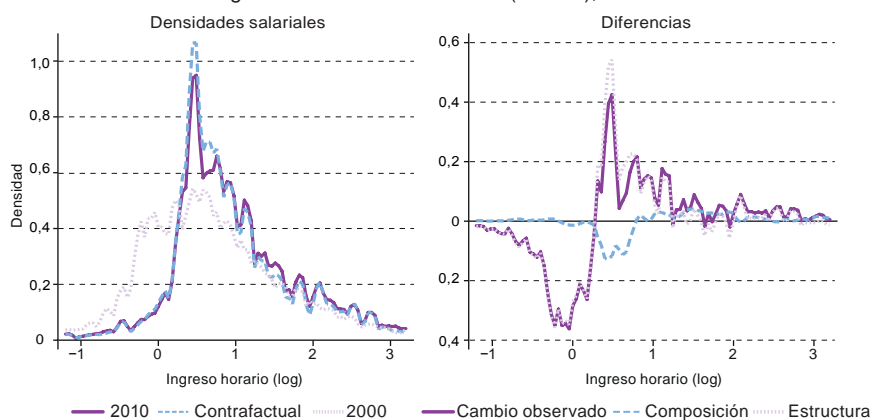
^a Muestra de asalariados. La edad mínima corresponde a la edad legal para trabajar, y la edad máxima, a la edad de jubilación.

Gráfico V.7
Brasil: descomposición agregada de la densidad salarial

A. Encuestas nacionales de hogares (PNAD), 1999-2009



B. Integrated Public Use Microdata (IPUMS), 2000-2010



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD), y de Integrated Public Use Microdata (IPUMS).

E. Estimación de los impactos distributivos del proceso de formalización laboral

En esta sección se caracteriza la evolución de la desigualdad salarial mediante técnicas de descomposición. Las metodologías utilizadas son las sugeridas por Firpo, Fortin y Lemieux (2011) de descomposición agregada y desagregada, revisadas en detalle en el capítulo III. Los datos utilizados corresponden a la encuesta PNAD de los años 1999 y 2009. A modo de comparación, se realizaron ejercicios similares para 2000 y 2010 con microdatos sistematizados de los censos

a partir de las bases de IPUMS. Las características de los asalariados en cada momento se presentan en el cuadro V.A.6. Como se discutió anteriormente, los años elegidos definen el inicio y el fin de los cambios en la desigualdad que marcaron la década de 2000. Cabe señalar que en un reciente trabajo de Ferreira, Firpo y Messina (2014), se utiliza esta misma técnica para analizar el caso del Brasil, aunque hay varias discrepancias metodológicas entre ese estudio y el que aquí se presenta. En particular, en dicho trabajo se analiza la desigualdad de los ingresos laborales en lugar de los salarios horarios, utilizando muestras distintas y una especificación de la regresión de la función de influencia recentrada (recentered influence function (RIF)) más flexible¹¹. Con el objetivo de preservar la comparabilidad con el resto de los capítulos de este libro, optamos por un modelo más simple en términos de regresores y forma funcional.

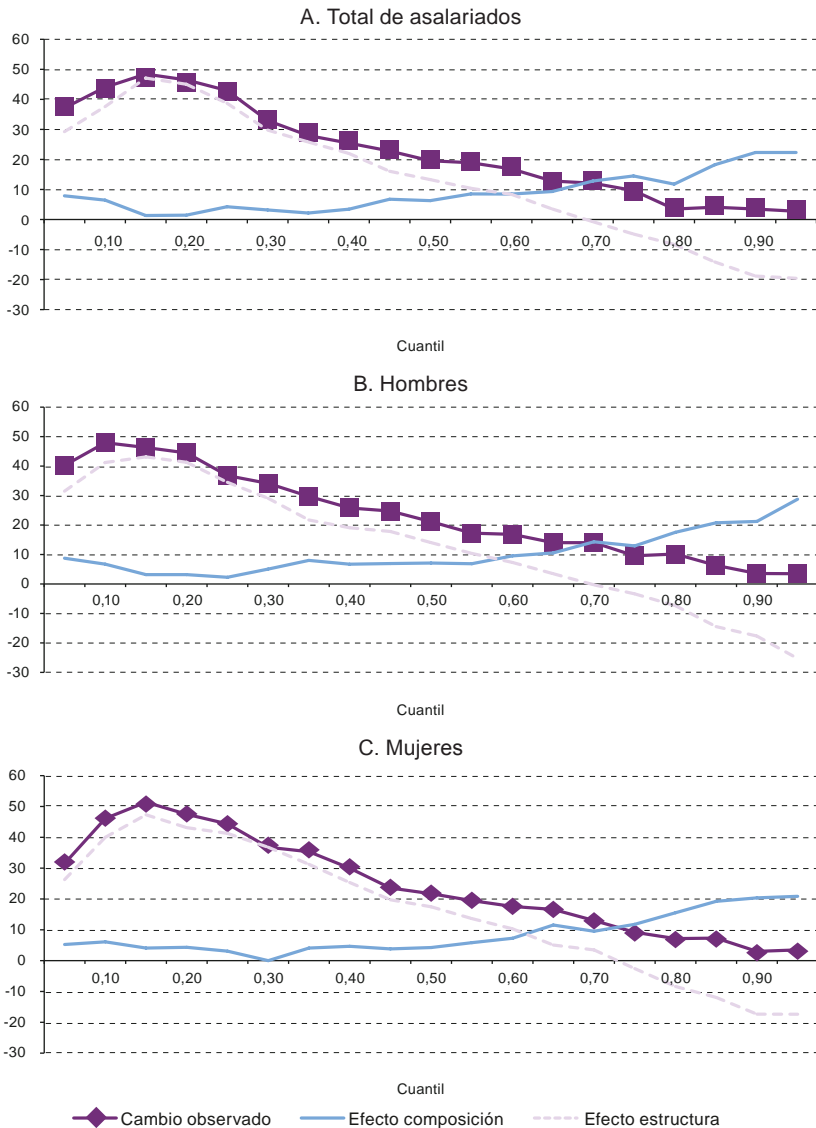
1. Descomposición agregada de la desigualdad salarial

En el gráfico V.8 se muestra la descomposición agregada del cambio (en logaritmos) experimentado por cada ventíl del salario horario para el conjunto de los asalariados y distinguiendo entre hombres y mujeres. En el gráfico V.8A, la línea oscura muestra el cambio observado en la distribución del ingreso por hora de los asalariados, cuyos incrementos focalizados en los primeros ventiles se tradujeron en una reducción sustancial de la desigualdad salarial. Puntualmente, mientras que el 5% que más gana percibió un alza de salario del 3%, el grupo de trabajadores que pertenece al 30% que menos gana vio incrementado su poder adquisitivo en un promedio del 42%, siendo los cuantiles 0,15 y 0,20 los que más se beneficiaron con un aumento salarial del 48% y del 46%, respectivamente.

El ejercicio de descomposición agregada muestra que el papel cumplido por el cambio en los perfiles de características observables de los trabajadores fue más importante en la cola superior de la distribución. Si los retornos de cada atributo observable hubiesen permanecido constantes y la evolución de la masa de ingresos solo estuviera explicada por la evolución de esas características, el 80% de los trabajadores con mejores salarios habría visto crecer sus ingresos en un promedio del 22%, frente un promedio del 5% de mejora en el poder adquisitivo de los primeros cuatro ventiles. Por otro lado, el cambio observado en la cola inferior de la distribución se explica casi en su totalidad por el cambio de la estructura salarial de remuneración a dichas características. Por lo tanto, este primer ejercicio sugiere que el cambio en los perfiles de las características observables de los trabajadores jugó un rol desigualador en la distribución del ingreso horario, que fue compensado con creces por el efecto en los retornos.

¹¹ Ferreira, Firpo y Messina (2014) utilizan datos bianuales de una muestra que incorpora a los cuentapropistas junto con una especificación de las RIF que involucra varias interacciones entre los regresores y variables ficticias que indican si el trabajador gana menos que el salario mínimo.

Gráfico V.8
Brasil: descomposición agregada del cambio distributivo, 1999-2009^a
 (En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD), según la metodología de J. DiNardo N. Fortin y T. Lemieux, "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach", *Econometrica*, vol. 64, N° 5, 1996.

^a Ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante una *bootstrap* de 100 réplicas. La escala de los gráficos los hace indistinguibles de la estimación puntual.

El mismo patrón distributivo se observa en las submuestras de asalariados separados por género (véanse los gráficos V.8B y V.8C). En este caso, el cambio salarial observado entre 1999 y 2009 es que los hombres que se encontraban en el segundo y tercer ventil fueron los más favorecidos, mientras que, en el caso de las mujeres, las más beneficiadas fueron las del tercer y cuarto decil¹². La descomposición arroja resultados muy similares a los del agregado de asalariados, con un efecto composición menos desigualador en las mujeres y un efecto de los retornos levemente menor en el grupo de los hombres.

En el gráfico V.A.1 se presenta el mismo ejercicio basado en los datos de IPUMS para el período 2000 a 2010. Según esta fuente de datos, el cambio porcentual observado en los deciles más altos de la escala salarial fue más pronunciado. Se concluye que, si bien el efecto composición tuvo un patrón similar al obtenido con las encuestas PNAD, el efecto agregado de los retornos resulta menos igualador. Sin embargo, sigue revelándose un mayor impacto del efecto agregado de la estructura sobre el cambio en la distribución salarial.

Con el fin de cuantificar el efecto de cada característica sobre la desigualdad, se utilizan cinco indicadores: las tres brechas intercuantílicas (en logaritmos), el índice de Gini y el índice de Theil. Las brechas entre los percentiles 90 y 10, 50 y 10, y 90 y 50 miden la desigualdad focalizándose en distintos puntos de la distribución, en particular, sobre la base del rango total de salarios, sobre la base de la cola inferior y sobre la base de la cola superior, respectivamente. Por otro lado, los índices de Gini y de Theil son indicadores más globales, dado que consideran a toda la distribución salarial, pero con distintos criterios de ponderación implícita en cuanto al efecto de la desigualdad en el bienestar social. En el cuadro V.A.7 del anexo se presentan los resultados de la descomposición del cambio en estos indicadores para todos los ocupados, y también para las submuestras definidas por el género.

Según los datos de la encuesta de hogares para el total de asalariados, el cambio total en la desigualdad (-0,405, según el rango 90-10) responde principalmente al cambio en el tramo de salarios por debajo del salario mediano (-0,245, según el rango 50-10), mientras que los movimientos distributivos en la cola superior son relativamente menores. Esto se ve reflejado en una caída de la desigualdad, que se manifiesta en una reducción de 4,7 puntos del índice de Gini. Sin embargo, el cambio distributivo medido por el índice de Theil es negativo, pero menor. Puede resaltarse que el efecto de las características tuvo un rol desigualador considerable, fundamentalmente focalizado en un aumento de la brecha en la parte media-superior de la distribución. El aporte de este efecto al índice de Gini es de 3,1 puntos. Por otro lado, el efecto del

¹² Cabe destacar que se trata de ventiles de la distribución salarial condicionados por el género, por lo tanto, un hombre y una mujer que se encuentren en el mismo ventil no necesariamente reciben el mismo salario por hora.

cambio en los retornos (efecto estructura) a los atributos observables fue ampliamente igualador y más homogéneo en ambas colas de la distribución, pero con un sesgo leve hacia una caída de la disparidad en la parte superior. Es decir, en ausencia del cambio en los perfiles de características observables de los asalariados, el índice de Gini se habría reducido más de 7,5 puntos. Por lo tanto, el resultado observado de una reducción de la desigualdad en el tramo de ingresos más bajos se debe sobre todo a la compensación que produce el efecto desigualador de las características por sobre los retornos en el tramo de salarios más altos.

Los niveles de desigualdad reflejados en el índice de Theil presentan un patrón similar. Sin embargo, dado que el cambio observado es pequeño, ambos efectos (características y retornos) se ven compensados. Como se destacó previamente, el mismo patrón aparece en la descomposición realizada para cada una de las submuestras consideradas: tanto en los asalariados hombres como en las mujeres, la caída en la desigualdad observada durante la década de 2000 se vio impulsada principalmente por un cambio en el efecto de la estructura salarial, que compensó con creces el efecto desigualador del cambio de las características, reduciendo, en particular, la brecha salarial en la parte alta de la distribución.

En cuanto a la comparación basada en distintas fuentes de información, a grandes rasgos, las estimaciones realizadas sobre la base de IPUMS muestran una tendencia similar en el aporte del efecto composición y estructura. Si bien las magnitudes del cambio distributivo medido por el índice de Gini son diferentes, los signos y la dirección del aporte de cada componente a la evolución observada son similares. Las principales diferencias aparecen en el efecto sobre los extremos de la distribución salarial. Según los resultados obtenidos sobre la base de IPUMS, el efecto composición aumentó la desigualdad en el tramo más bajo de la distribución de los ingresos de los asalariados, mientras que los datos provenientes de la PNAD muestran que dicho cambio no resultó estadísticamente significativo. En el caso de las mujeres, el efecto del cambio de los perfiles de características observables incrementó la desigualdad en el tramo 50-10, mientras que en el caso de los hombres no presentó ningún efecto sobre la cola superior de los salarios. Finalmente, si bien estas discrepancias pueden deberse a que se están comparando dos períodos diferentes, también pueden originarse en el hecho de que la forma en que IPUMS captura los ingresos laborales es menos detallada que en el caso de la encuesta de hogares.

2. Descomposición desagregada por atributos

Si bien los primeros resultados sugieren que la mayor parte de la mejora distributiva observada en el Brasil se corresponde con un cambio conjunto en la estructura de los retornos asociados a las características de los trabajadores,

no son informativos sobre el rol que jugó cada una de estas características en el efecto agregado. Cada uno de los factores contemplados presenta una evolución diferente a lo largo de la década, y cada uno de ellos puede tener efectos dispares en la distribución salarial, que pueden reforzarse entre sí o bien compensarse. En particular, en la sección C se mostró que el mercado de trabajo del Brasil experimentó una mejora distributiva en términos de remuneraciones y, simultáneamente, mejoró la calidad del empleo a partir del proceso de formalización laboral. Esta subsección se centra en las estimaciones del aporte individual de la formalidad y la brecha salarial a ella asociada como factor explicativo de los cambios de la distribución de los salarios. Si bien dicho ejercicio se puede aplicar a cada una de las características consideradas (educación, composición etaria y otras), dado el objetivo del trabajo, el análisis se focalizará en el efecto de la formalidad laboral. Los resultados correspondientes a los demás atributos se presentan en los gráficos V.A.2 y V.A.3.

En el gráfico V.9 se presentan los resultados de la descomposición del efecto individual de la característica “trabajador formal” sobre la base de las encuestas PNAD para el período 1999-2009, y de IPUMS para 2000-2010¹³. Como se detalla en el capítulo III, la interpretación de estos resultados es menos precisa, puesto que se trata de aproximaciones locales al cambio del indicador distributivo mediante la combinación del método de reponderación junto con las regresiones de la RIF¹⁴.

La línea etiquetada como “composición” representa el efecto sobre cada cuantil que tendría un escenario contrafáctico en donde habría cambiado solamente la proporción de ocupados formales entre 1999 y 2009, mientras que la estructura salarial y el resto de las características permanecieran inalteradas. Por otro lado, el efecto estructura representa los resultados obtenidos en un escenario contrafáctico en el que lo único que se modifica son las brechas salariales de los trabajadores formales (también denominado efecto estructura salarial o de retorno)¹⁵. Por último, el efecto total consiste en la suma de ambos efectos parciales.

Según la estimación realizada con la PNAD, la mayor parte del impacto distributivo asociado al efecto composición de la formalidad tiene lugar en la parte baja de la distribución, mejorando ampliamente los ingresos de los que menos ganan. Dichas mejoras fueron del orden del 56% y del 45% para los asalariados que se ubican en el primer y segundo cuantil, respectivamente. Sin embargo, dicho efecto se reduce un 10% para los salarios que están entre

¹³ En el cuadro V.A.9 del anexo se muestran también los resultados de los efectos computados para cada una de las características observables en el período 1999-2009.

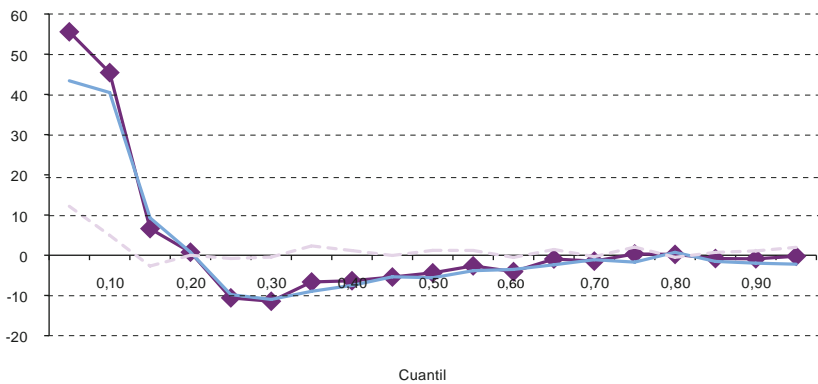
¹⁴ En el cuadro V.A.8 del anexo se presentan los modelos de las estimaciones de la RIF utilizadas para este ejercicio

¹⁵ Es importante resaltar que no se está hablando de brechas medias, sino que en esta metodología se denomina brecha o efecto de estructura al cambio de la forma en que las características se vinculan con cada punto de la distribución no condicional.

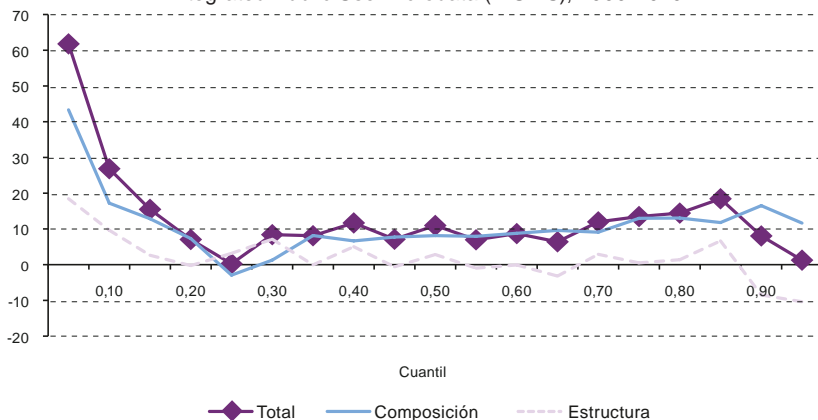
los cuantiles 0,20 a 0,60 del salario. Por otro lado, puede observarse que, si bien tanto la estructura como la composición juegan un rol importante en la mejora salarial de los que menos ganan, es esta última la que parece ser cuantitativamente más importante, dado que el efecto positivo de los retornos se diluye a partir del tercer cuantil.

Gráfico V.9
Brasil: descomposición desagregada del efecto distributivo
de la formalidad laboral, 1999-2010^a
(En porcentajes)

A. Encuestas nacionales de hogares (PNAD), 1999-2009



B. Integrated Public Use Microdata (IPUMS), 2000-2010



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD) y de Integrated Public Use Microdata (IPUMS).

^a Ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas. La escala de los gráficos los hace indistinguibles de la estimación puntual.

Los resultados obtenidos para el período 2000-2010 utilizando los datos de IPUMS presentan, en líneas generales, un patrón similar del impacto del cambio de la formalidad sobre la distribución salarial, dado que este se focaliza marcadamente en los deciles más bajos. Al igual que en los resultados obtenidos con la encuesta, el efecto de los retornos a la formalidad tiene una menor influencia comparado con el cambio de la proporción de trabajadores formales. Sin embargo, a diferencia de la PNAD, el aporte de la formalidad al efecto composición incrementa los salarios de los trabajadores de todos los deciles. Una vez más, estas diferencias pueden originarse en que se consideran períodos levemente diferentes, así como en el hecho de que se está trabajando con dos fuentes de datos en las que se utilizan distintas metodologías de recolección. El hecho de que el efecto de los retornos a la formalidad tenga poca preponderancia en el efecto total indica que, si bien la formalización en el Brasil mejoró la distribución por ambas vías (retorno y cantidad), su impacto distributivo parece estar más vinculado al proceso de formalización per se que al cambio en las remuneraciones relativas.

En el cuadro V.A.9 se presentan los cambios distributivos sobre la base de los cinco indicadores de desigualdad antes mencionados para el mismo ejercicio de descomposición desagregada (datos de la PNAD). La primera fila representa la descomposición detallada asociada con la formalidad laboral. El efecto conjunto de estructura y composición de la formalidad, manteniendo el resto de los factores constantes, reduce la desigualdad salarial medida por el índice de Gini. Es decir, si el grado de formalización y sus retornos asociados hubiesen sido los únicos factores que cambiaron entre 1999 y 2009, el índice de Gini se habría reducido más de 3 puntos. Sin embargo, cabe destacar que el principal componente de este efecto agregado es la composición, es decir, el cambio en la desigualdad que se habría registrado si el proceso de formalización no hubiera alterado la estructura de los retornos salariales asociados a la formalidad. El análisis de la distribución de ingresos laborales indica que los que se beneficiaron de dicho proceso son los trabajadores ubicados en la parte inferior de la distribución salarial, donde hubo una notoria reducción de la desigualdad, en contraposición a la brecha de ingresos de los asalariados que se ubican en el tramo superior de la distribución.

En términos comparativos, un análisis sucinto sobre el impacto del resto de los determinantes indica que los cambios en la formalidad, junto con las variables geográficas (urbano o rural, estado administrativo) y la rama de actividad son los factores que más impactaron en los cambios de la distribución salarial. Sin embargo, estos últimos tuvieron un rol ampliamente desigualador. El factor más concentrador fue el de los cambios asociados a las brechas regionales entre estados administrativos del Brasil: en ausencia de otros cambios, la desigualdad se habría incrementado 6,5 puntos, medida por el índice de Gini, como consecuencia del efecto composición en la brecha

superior de los salarios. El efecto asociado a los retornos en las distintas ramas de actividad habría incrementado la brecha salarial entre los asalariados de menores ingresos y los de salarios medios, ocasionando un aumento de la desigualdad de poco más de 2 puntos del índice de Gini (véase el cuadro V.A.9 del anexo).

El resto de los atributos observables considerados en el modelo de ingresos presentan efectos parciales más ambiguos sobre la distribución salarial, y en el agregado no muestran efectos estadísticamente significativos. El cambio individual de perfil educativo del Brasil muestra un efecto igualador en el tramo inferior de los salarios, pero muy desigualador en los ingresos laborales superiores. Por lo tanto, el efecto composición de la educación mostraría un incremento el índice de Gini de casi 5,5 puntos. Por otro lado, y en consonancia con otros estudios sobre el Brasil en el mismo período, los cambios de los retornos a la educación fueron ampliamente igualadores de los salarios, sobre todo en el tramo de ingresos medios-altos, con un cambio en la distribución salarial que habría mostrado una reducción del índice de Gini de casi 5 puntos en caso de ser la única diferencia entre 1999 y 2009. La composición geográfica de los asalariados presentó un leve efecto desigualador en el efecto composición¹⁶. El género y los tramos etarios tuvieron efectos parciales significativos en la estructura salarial, pero el impacto en el tramo superior de la distribución fue compensado por el que experimentó el tramo inferior. Finalmente, los cambios sobre la estructura salarial como consecuencia de las modificaciones en los niveles de diferenciales salariales por grupo étnico fueron levemente igualadores a lo largo de toda la distribución. Sin embargo, dicho efecto desaparece en el agregado por un efecto desigualador menor producido por el cambio en la composición de los asalariados de los distintos grupos étnicos del Brasil.

Una mirada integral del ejercicio sugiere que el proceso de formalización experimentado por el país durante la década de 2000 resultó ser un factor importante en la caída de la desigualdad. Esto se debe en mayor medida a un efecto de cantidad (composición) y no tanto a un efecto de precio (estructura). El primero de ellos mide el hecho de que este proceso posibilita que más personas tengan acceso a un mejor salario, sobre todo aquellas del sector informal que reciben salarios extremadamente bajos. En consecuencia, la mejora en las condiciones de formalidad en el Brasil parece haber estado ampliamente asociada a una mejora sustancial de la equidad de la distribución salarial. Por otro lado, la brecha salarial entre formales e informales (condicional a las características observables) se redujo a lo largo del período analizado, lo que implica que, en ausencia de la incorporación de una mayor cantidad de

¹⁶ Sobre este aspecto, Ferreira, Firpo y Messina (2014) utilizan variables geográficas agregadas por grandes regiones e interactuadas por el carácter rural o urbano (1 indica rural y 0 urbano). En nuestro caso, optamos por variables ficticias a nivel de estado administrativo y otra aditiva por urbano o rural (1 indica urbano y 0 rural).

ocupados al sector formal, se esperaría un aumento de la desigualdad en la distribución de los ingresos laborales, sobre todo en el tramo de ingresos medios. Sin embargo, al considerar ambos efectos asociados a la formalidad del empleo, la evolución parece no afectar las propiedades redistributivas de la formalización. Si bien el cambio del diferencial por formalidad implicó una redistribución desde los tramos medios hacia los más bajos, esta se vio ampliamente compensada por el efecto composición, es decir, por la incorporación de nuevos trabajadores al sector legal del mercado laboral del Brasil.

F. Comentarios finales

A lo largo del período comprendido entre 1999 y 2012, se produjo en el Brasil una importante caída de la desigualdad, que colocó a ese país entre los que lograron la mayor disminución de los niveles de concentración de ingresos de la región. Estos cambios ocurrieron en un contexto de crecimiento de la economía y de importantes modificaciones en el mercado laboral. La reducción de la desigualdad de ingresos salariales tuvo lugar junto con una elevada formalización laboral, que fue en gran parte impulsada por distintas medidas de política a favor de una mayor protección de los trabajadores. Con el fin de estudiar el efecto que pudo haber tenido el proceso de formalización brasileño sobre los niveles de concentración del ingreso, en este trabajo se realizó un estudio mediante técnicas de descomposición econométricas empleando microdatos de las encuestas de hogares y personas y de los censos de población.

Se observaron menores ingresos medios entre los trabajadores no registrados que entre quienes sí lo estaban. Sin embargo, al comparar los extremos del período, se encontró un aumento del salario real para el conjunto de los asalariados, evidenciándose un mayor ingreso medio tanto en el grupo de los formales como en el de los informales. Existieron también diferencias en el crecimiento registrado a lo largo de la distribución de cada grupo: los trabajadores formales de menores ingresos mostraron una mayor expansión de su poder adquisitivo.

Al descomponer la evolución de la desigualdad brasileña caracterizada por esta tendencia distributiva, el análisis indicó que el cambio conjunto de los perfiles de características observables de los trabajadores tuvo un papel desigualador, pero dicho efecto fue compensado con creces por el cambio de los retornos salariales. En otras palabras, aun cuando el perfil de los asalariados brasileños hubiese sido similar al de principios de la década de 2000, la desigualdad de los ingresos por hora habría mejorado como consecuencia del cambio en la estructura de remuneraciones del mercado laboral. Sin embargo, dentro de estos efectos agregados sobre la

distribución salarial, coexisten diferentes dinámicas asociadas con cada uno de los atributos de los trabajadores, entre ellos, la formalidad del empleo. Al desglosar el aporte de la formalización a dicha evolución, los resultados indicaron que un escenario en donde solo hubiera cambiado el grado de formalización habría denotado un efecto redistributivo sustancial mediante el aumento de los ingresos de los cuantiles más bajos. Por otro lado, el efecto del diferencial salarial por trabajar en un empleo formal también redundó en caídas de la desigualdad salarial, pero de manera mucho más tenue que en el escenario alternativo. En términos comparativos, el aporte del efecto individual de la formalización aparece como el principal factor igualador de salarios, comparado con el efecto de la distribución geográfica del empleo o el de la asignación sectorial, que tuvieron un rol desigualador.

Si bien este tipo de ejercicios contrafactuales no incorporan los efectos de equilibrio general de la formalización, es posible utilizar estos resultados como una aproximación para medir la relación entre las dinámicas salariales y los cambios observados en el empleo formal. Aunque algunos de estos cambios pueden asociarse directamente con el proceso de crecimiento económico experimentado por el Brasil durante el período considerado, este patrón se vio probablemente potenciado por el cambio de las instituciones laborales (por ejemplo, el grado de sindicalización), conjuntamente con el accionar de las políticas públicas, que generaron un ambiente propicio para la creación de empleos formales.

Bibliografía

- Barros, R. y otros (2010), "Markets, the State and the dynamics of inequality in Brazil", *Declining Inequality in Latin America: A decade of progress?*, L. Lopez-Calva y N. Lustig (eds.), Washington, D.C., Brookings Institution/Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD).
- Chahad, J.P.Z. y R. Macedo (2003), "A evolução do emprego no período 1992-2001 e a ampliação do mercado formal brasileiro desde 1999", *Mercado de Trabalho no Brasil – padrões de comportamento e transformações institucionais*, J.P.Z. Chahad y P. Pichetti (eds.).
- Delgado, G. y otros (2007), "Avaliação do SIMPLES: implicações à formalização previdenciária", *Texto para Discussão*, N° 1277, Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA).
- DiNardo, J., N. Fortin y T. Lemieux (1996), "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach", *Econometrica*, vol. 64, N° 5.
- Ferreira, F., S. Firpo y J. Messina (2014), "A more level playing field? Explaining the decline in earnings inequality in Brazil, 1995-2012", *IRIBA Working Paper*, N° 12.
- Firpo, Sergio, Nicole Fortin y Thomas Lemieux (2011), "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labor Economics*, Elsevier.
- (2006), "Unconditional quantile regressions", *Econometrica*, vol. 77, N° 3.
- Lustig, N. y L. Gasparini (2011), "The rise and fall of income inequality in Latin America", *Working Paper*, N° 1110, Departamento de Economía, Tulane University.
- Lustig, N., L. Lopez-Calva y E. Ortiz-Juarez (2012), "Declining inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico", *Working Paper*, N° 307, Center for Global Development.
- Maurizio, R. (2014), "Labour formalization and declining inequality in Argentina and Brazil in the 2000s. A dynamic approach", *OIT Research Paper Series*, N° 9, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Neri, M. y A. Fontes (2010), "Brasil", *Sector Informal y Políticas Públicas en América Latina*, Fundación Konrad Adenauer.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2014), "Notas sobre formalización. Estudio de caso: Brasil", Lima, Programa de Promoción de la Formalización en América Latina y el Caribe.
- (2010), *Panorama Laboral 2010. América Latina y el Caribe*, Lima.
- Simão, A. R. A. (2009), "Sistema de vigilância e fiscalização do trabalho no Brasil: efeitos sobre a expansão do emprego formal no período 1999-2007", *Mercado Do Trabalho*, N° 39.
- Valenzuela, M.E. y C. Mora (eds.) (2009), *Trabajo doméstico: un largo camino hacia el trabajo decente*, Santiago de Chile, Organización Internacional del Trabajo (OIT).

Capítulo VI

Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso de Chile

*Nincen Figueroa*¹

*Álvaro Fuentes*²

Introducción

La formalización de las actividades económicas remuneradas ha sido un elemento de preocupación constante de las políticas públicas en América Latina y el Caribe. Tal proceso se considera un requisito para establecer marcos y reglas de competencia igualitarios, regular y controlar las condiciones laborales, y sustentar sistemas tributarios más justos y eficientes. A su vez, la formalidad es una vía privilegiada de acceso a las redes de protección social, fundamentalmente al conjunto de prestaciones sustentadas en esquemas contributivos (pensión de retiro, subsidio de desempleo, cobertura sanitaria, entre otras). Uno de los grandes desafíos de la región es lograr incorporar a la red de protección social a distintos colectivos que habitualmente se han visto excluidos de esa posibilidad debido a distintas circunstancias históricas y culturales. Por otra parte, se ha demostrado no solo la existencia de una prima por formalización, sino también la sobrerrepresentación en los estratos más bajos de la distribución de los trabajadores que se encuentran fuera del circuito formal. Uno de los resultados de ese proceso podría ser que un

¹ Consultor de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

² División de Estadísticas de la CEPAL.

mayor grado de formalidad permita mejorar las condiciones de bienestar de los trabajadores formalizados y disminuir la desigualdad en la distribución del ingreso laboral.

Los estudios sobre desigualdad salarial en Chile se han enfocado en evidenciar las tendencias de los años noventa y los primeros años del siglo XXI, específicamente de la dinámica distributiva y de los factores que han producido sus cambios. En su mayoría, se han concentrado en el efecto sobre la distribución de determinantes como la educación, el sexo de los trabajadores y otros factores, sin profundizar en el rol de importantes procesos recientes del mercado laboral chileno, como el incremento paulatino de los trabajadores formales.

El presente capítulo tiene como objetivo analizar la contribución de diversos factores asociados a la trayectoria de la desigualdad de ingresos de Chile durante el período 2000-2011, con especial énfasis en los efectos que ha tenido en la dinámica distributiva la caída de la informalidad en el mercado laboral chileno durante la última década.

El estudio del efecto del proceso de formalización y sus impactos en la distribución salarial es de profundo interés en el caso chileno, si bien se trata de uno de los países latinoamericanos que presentan menores niveles de informalidad³. La metodología aplicada para estudiar la relación entre la evolución de la desigualdad y la de la informalidad laboral se basa en descomposiciones detalladas del impacto de los diferentes determinantes del salario, entre ellos el grado de formalización del mercado laboral, a partir de los microdatos de distintas rondas de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) durante el período 2000-2011. Para la estimación de los efectos se ha utilizado el método de descomposición desarrollado por Firpo, Fortin y Lemieux (2007, 2011), que permite extender el enfoque de Oaxaca y Blinder a la descomposición en «efecto composición» y «efecto retorno» de otros diferenciales estadísticos de la distribución y, en particular, a las medidas de dispersión. El efecto composición permite estimar la contribución de los cambios de la estructura de características a la distribución del ingreso laboral, manteniendo los retornos constantes. El efecto “retorno” aísla las modificaciones en la distribución de los salarios debido a los cambios en las retribuciones, con una estructura de características similar en ambos años. En el capítulo III de este libro se explican en detalle los aspectos metodológicos.

El estudio abarca el período 2000-2011 y lo divide en dos subperíodos (2000-2006 y 2006-2011) que se corresponden con una caída y un posterior aumento de la desigualdad salarial en el mercado laboral según la encuesta

³ Beccaria, Maurizio y Vazquez (2014) y Maurizio (2014a) evidencian impactos igualadores en la distribución salarial del proceso de formalización en la Argentina y el Brasil en la última década.

CASEN. Se considera el conjunto de asalariados de las zonas urbanas con ingresos positivos y la información sobre educación, con un rango de edad de 15 a 65 años en el caso de los ocupados hombres, y hasta 60 años en el caso de las mujeres⁴.

El capítulo se organiza de la siguiente forma: en la primera sección se revisan brevemente estudios anteriores sobre desigualdad salarial y sus determinantes, luego se presenta una descripción de la evolución económica y del mercado laboral en Chile. En la tercera sección se describen los niveles de informalidad del mercado de trabajo chileno, haciendo hincapié en la evolución de la estructura y cobertura del sistema previsional. En la cuarta se presentan las políticas de formalización laboral aplicadas en la primera década del siglo XXI y la evidencia existente sobre sus efectos. En la quinta se analiza la evolución de la desigualdad laboral y las brechas que se observan en los salarios entre los trabajadores formales e informales. En la sexta se describen los resultados de aplicación de la mencionada metodología y, por último, se establecen las principales conclusiones y los desafíos de cara al futuro.

A. Estudios previos sobre desigualdad salarial y sus determinantes en Chile

La literatura respecto a la desigualdad de ingresos en Chile se ha enfocado principalmente en analizar la dinámica distributiva en los años noventa y principios del siglo XXI, y en describir los factores que han explicado los diferentes cambios. La mayor parte de este análisis se ha realizado mediante ejercicios de descomposición de los niveles de desigualdad, en subgrupos de población o fuentes de ingresos. Las fuentes de información más utilizadas para las diferentes investigaciones han sido la Encuesta Nacional de Empleo (ENE), la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) y la Encuesta de Protección Social (EPS).

En los estudios en que se han analizado los factores que han influenciado la dispersión salarial en Chile (Ferreira y Litchfield, 1999; Contreras, 2002 y 2003; Amuedo-Dorantes, 2005; Contreras y Gallegos, 2007; Palma, 2008; Melo, Donoso y Abarzúa, 2010, entre otros), se ha concluido que la educación es un factor determinante en la explicación de la concentración de ingresos. En general, según la fuente de información utilizada, la población considerada o la variable de ingreso analizada, los años de escolaridad pueden explicar hasta un 40% de la desigualdad de ingresos en Chile, con claras diferencias si se analizan los ingresos de hombres y mujeres o según la localización de los trabajadores (zona urbana o rural). Más allá de la educación, la categoría ocupacional también representa un importante factor explicativo de la

⁴ Los tramos de edad de hombres y mujeres se encuentran diferenciados en función de la edad legal de jubilación del mercado laboral chileno.

desigualdad, por encima de variables como la edad, el sector de empleo y la composición o el tamaño del hogar.

Al profundizar en el estudio de la educación como factor determinante y su impacto en la distribución de ingresos, Hourton (2012) señala que el incremento de la educación superior ha tenido un efecto negativo en la distribución de ingresos, debido a que la expansión de la educación superior en Chile ha beneficiado a los sectores más ricos de la población.

Larrañaga y Herrera (2008) observan una importante disminución de la desigualdad de ingresos de 2000 a 2006, que se produjo sobre todo (aproximadamente en un 50%) por la caída de la desigualdad de los salarios, sustentada porque los ingresos de los hogares de los deciles inferiores aumentaron en mayor medida que los salarios de los deciles superiores. El estudio de Palma (2008) arriba a una conclusión similar al realizar una descomposición del ingreso del hogar durante el período 1990-2003. Además, señala que los ingresos de los empleados y de los trabajadores por cuenta propia con educación universitaria se convierten en las dos fuentes más importantes para explicar la desigualdad total durante el período analizado. Con respecto al impacto distributivo de las transferencias monetarias, Hourton (2012) constata un impacto relativamente bajo de esa fuente de ingresos, ya que representa una proporción menor del ingreso monetario total de los hogares, y entrañó una disminución de menos de un punto del índice de Gini.

Algunas investigaciones han profundizado en la relación entre aspectos del mercado laboral y los niveles de desigualdad, principalmente en la década de 1990. Al respecto, Amuedo-Dorantes (2005) concluye que el empleo informal (entendido como trabajadores sin contrato) explicaba entre un 1% y un 3% de la desigualdad durante el período 1994-2000, mientras que la variable de la ocupación explicaba entre un 17% y un 24% del total. En relación con el salario mínimo, Meller (1996) ha señalado su efecto desconcentrador, es decir, que su aumento induciría a menores niveles de desigualdad. Sin embargo, estudios recientes muestran que, en la última década, el aumento del salario mínimo en Chile no ha tenido efectos significativos sobre el nivel de desigualdad, debido a su incremento relativamente bajo en términos reales (Maurizio, 2014b).

B. Evolución de la economía y el mercado de trabajo en Chile, 2000-2011

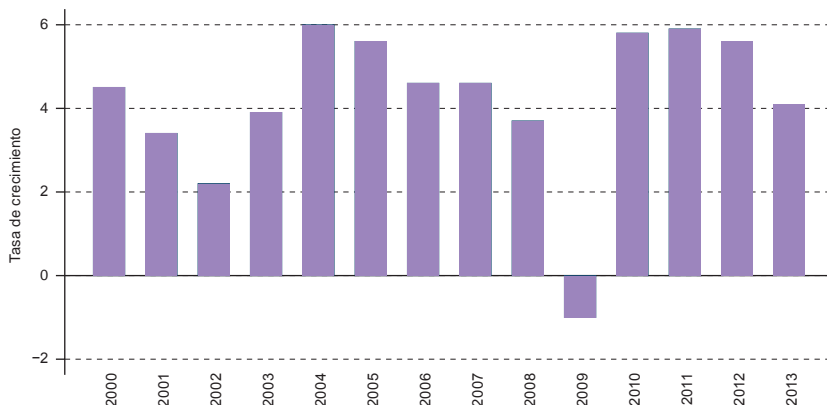
1. Evolución de la economía en Chile, 2000-2011

Chile, al igual que buena parte de los países de América Latina, experimentó en los primeros años del siglo XXI un importante crecimiento económico,

que se reflejó en mejoras del nivel y distribución del ingreso, con un marcado descenso de las tasas de pobreza e indigencia, sobre todo durante el período 2000-2008 (CEPAL, 2013). El mercado laboral acompañó ese proceso favorable con diversas mejoras en la calidad del empleo, descensos en la tasas de desempleo, aumentos del porcentaje de asalariados en el total de la fuerza laboral y avances sustanciales en los índices de salario real y salario mínimo (CEPAL, 2014). Sin embargo, tras la salida de la crisis internacional de 2008, el panorama laboral a nivel regional se presenta con algunas dudas, debido al estancamiento de los índices laborales y a la pérdida del dinamismo económico en un conjunto de países (OIT, 2013a).

En ese sentido, Chile no ha estado exento de esos cambios, que se han reflejado en la mejora de una serie de indicadores en la primera década del siglo XXI. En términos de crecimiento económico, la tasa de variación anual media del PIB se situó por encima del 4% en el período 2000-2013, superando el 5% en varios años y con un leve retroceso del 1% en 2009, como consecuencia de la crisis internacional de 2008 (véase el gráfico VI.1).

Gráfico VI.1
Chile: variación anual del PIB a precios constantes, 2000-2013
(En porcentajes)



Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), sobre la base de datos oficiales de Cuentas Nacionales del Banco Central de Chile.

De igual forma, aunque fue precedido por un largo período de estabilidad en los niveles de desigualdad (Larrañaga y Valenzuela, 2011), a comienzos de este siglo Chile presentó cambios que entrañaron una mejora de la distribución de ingresos, reflejada en la disminución sostenida del índice de Gini, que pasó de 0,564 en 2000 a 0,516 en 2011 (véase el cuadro VI.1). Entre los factores relacionados con dicha evolución figuran las mejoras

ya mencionadas del mercado laboral o las transferencias públicas en efectivo por parte del gobierno (CEPAL, 2011; Lustig, López-Calva y Ortiz-Juarez, 2013).

En forma paralela al crecimiento y las mejoras distributivas, los niveles de pobreza e indigencia se han reducido significativamente. Así, mientras que en 2000 un 20,2% de la población se encontraba bajo la línea de la pobreza y un 5,6% bajo la línea de indigencia, en 2011 ambos índices se situaban en el 11,0% y el 3,1%, respectivamente (véase el cuadro VI.1).

Cuadro VI.1
Chile: índices de concentración del ingreso, indicadores sociales y económicos, 2000-2011

Año	Índice de Gini	Índice de Theil	Población bajo la línea de pobreza	Población bajo la línea de indigencia	PIB por habitante	Ingreso por habitante
			<i>(en porcentajes)</i>			
2000	0,564	0,676	20,2	5,6	6 550,7	5 828,8
2003	0,552	0,674	18,7	4,7	6 947,3	6 042,1
2006	0,522	0,568	13,7	3,2	7 882,4	7 648,5
2009	0,524	0,585	11,5	3,6	8 216,6	8 052,3
2011	0,516	0,541	11,0	3,1	9 033,6	9 655,4

Fuente: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), *Panorama Social de América Latina 2013* (LC/G.2580), Santiago de Chile, 2013.

2. Evolución del mercado de trabajo en Chile, 2000-2011

El examen del mercado laboral chileno a partir de la encuesta CASEN permite constatar una relativa estabilidad en las tasas de actividad y de empleo entre los años 2000 y 2011, acompañada de una caída del desempleo durante el mismo período. Al analizar los indicadores relativos al mercado laboral, se evidencia un descenso del desempleo en el primer subperíodo, pasando del 10,4% estimado en 2000, al 7,3% en 2006. En el segundo subperíodo, la situación fue de relativa estabilidad, con un 7,7% de desempleo en 2011. Las tasas de actividad y empleo registraron un aumento de 2000 a 2006, aunque en 2011 volvieron a tener valores similares a los de 2000 (véase el cuadro VI.2)⁵.

⁵ Las estimaciones oficiales de actividad y empleo no difieren demasiado de las calculadas a partir de la encuesta CASEN. Según los datos oficiales, la tasa de actividad fue del 54,4% en 2000, del 54,8% en 2006 y del 59,8% en 2011, aunque este último dato no es comparable con los dos primeros debido a las modificaciones de la Encuesta de Empleo del Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Respecto del desempleo, los datos oficiales lo situaron en el 9,8% en 2000, el 7,7% en 2006 y el 7,1% en 2011. Este último dato se vio afectado por los problemas de comparabilidad ya reseñados.

Cuadro VI.2
Chile: tasa de actividad, tasa de empleo y tasa de desempleo según sexo,
grupos de edad, nivel educativo, raza y zona geográfica, 2000, 2006 y 2011
(En porcentajes)

	Tasa de actividad			Tasa de empleo			Tasa de desempleo		
	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2006	2011
Sexo									
Hombre	73,4	72,7	70,1	66,3	68,3	65,6	9,6	6	6,4
Mujer	39,8	43,3	43,5	35,1	39,2	39,3	11,7	9,4	9,6
Tramo de edad									
De 15 a 24 años	34,0	36,4	35,6	26,5	29,9	28,5	22	17,6	19,9
De 25 a 45 años	73,3	76,5	77,3	66,6	71,5	71,9	9,2	6,5	7
Más de 45 años	49,3	51,9	50,7	45,8	49,7	48,6	7,2	4,1	4,1
Nivel educativo									
Hasta primaria completa	42,8	40,4	34,7	38,7	38	32,2	10,8	5,7	5,6
Secundaria incompleta	47,9	48,3	48,9	42	44,1	44,1	12,6	8,1	8,8
Secundaria completa	66,3	69,9	67	58,4	63,4	60,4	11,1	8,3	8,7
Educación terciaria incompleta	65,8	67,8	62	59,2	61,5	56,1	8,8	7,6	7,4
Educación terciaria completa	87,1	86,6	83,1	78	78,8	75,4	4,2	4,1	4,7
Etnia									
Pertenece a etnia	54,5	56,9	55,9	47,2	52,6	50	13,4	7,5	10,6
No pertenece a etnia	56,0	57,4	55,9	50,2	53,1	51,8	10,3	7,3	7,5
Zona geográfica									
Urbana	56,9	58,5	56,8	50,8	54	52,3	10,8	7,6	7,8
Rural	49,1	49,5	50,2	45,5	47	46,8	7,4	5,1	6,9
Total	55,9	57,4	55,9	50,1	53,1	51,6	10,4	7,3	7,7

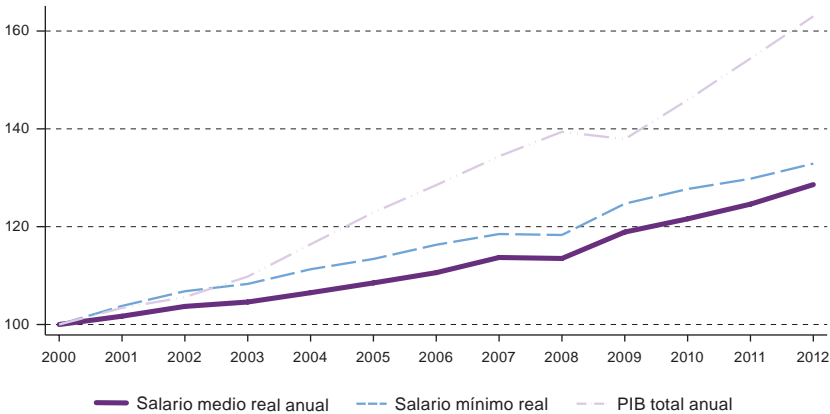
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

A pesar de que las mujeres, los jóvenes y las personas que viven en zonas rurales incrementaron su participación, persisten diferencias entre diversos grupos poblacionales. A modo de resumen, entre 2000 y 2011 se observó un descenso de las tasas de actividad y empleo de los hombres y un incremento entre las mujeres, mientras que el desempleo desciende en ambos grupos, aunque la caída fue más pronunciada entre los hombres. Por grupos de edad, se verifica el incremento de la actividad y empleo de los menores de 65 años y el descenso del desempleo, entre los menores de 25 y los adultos. Entre los mayores de 65 años, mientras tanto, descienden las tasas de actividad y empleo, lo que podría ser reflejo de una mayor cobertura de los sistemas de protección y asistencia social. Sin embargo, los niveles de participación de este último grupo aún son elevados (algo superiores al 15%, es decir, una de cada siete personas mayores de 65 años) lo que podría deberse a la insuficiencia de los ingresos y a la búsqueda de realización personal (CEPAL, 2013).

En lo que se refiere a las diferencias basadas en el nivel educativo, se mantiene la brecha respecto de una mayor inserción en el mercado, conforme se incrementa el nivel educativo de las personas. Sin embargo, entre 2000 y 2011 las tasas de actividad descenden en la mayoría de los grupos, aunque con un efecto más marcado entre las personas que solo habían cursado educación primaria. Las tasas de empleo se incrementaron entre quienes habían alcanzado la enseñanza media, al tiempo que descendieron entre los trabajadores con enseñanza primaria y terciaria. Por último, el desempleo cayó marcadamente en todos los grupos en función del nivel de educación entre 2000 y 2006, y se incrementó en el segundo subperíodo hasta 2011, siendo más marcado el incremento cuanto menor fuese el nivel educativo de las personas, lo que podría sugerir problemas de empleabilidad para quienes presentan menores niveles relativos de educación. En cuanto a los otros dos factores mencionados (pertenencia étnica y zonas urbanas o rurales), no se observan cambios demasiado significativos en las tasas de actividad y empleo durante el período y, en ambos casos, se dan descensos en el desempleo, manteniéndose en forma general las brechas en lo que respecta a los niveles.

A su vez, se observó durante el período una evolución positiva del producto interno bruto y del salario mínimo real (importante para una buena parte de los asalariados en Chile), que se situó por encima del salario medio real. En la comparación internacional, el salario mínimo en el caso chileno aumentó en un 22% de 2002 a 2012, valor inferior a los cambios exhibidos en el Uruguay y el Brasil, que aumentaron su salario mínimo en un 157% y un 59%, respectivamente (CEPAL, 2014) (véase el gráfico VI.2).

Gráfico VI.2
Chile: evolución del PIB total anual, el salario mínimo
y el salario real, índice de 2000=100, 2000-2012
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), base de datos CEPALSTAT.

En síntesis, el mercado laboral chileno ha combinado, en los primeros años del siglo XXI, tendencias generales que apuntan a mejoras en los niveles de participación laboral y, como se verá más adelante, aumentos en la formalización de los trabajadores. No obstante, distintos estudios revelan una heterogeneidad en la distribución de ciertos derechos y beneficios entre distintos grupos de población, principalmente entre hombres y mujeres, así como entre los más jóvenes y los trabajadores de mayor edad (CEPAL, 2012a).

C. La informalidad en el contexto del mercado laboral chileno

La definición operativa del empleo formal que se utiliza en el presente capítulo se refiere al conjunto de puestos de trabajo que se encuentran cubiertos por el sistema de seguridad social. En consecuencia, se caracterizará al trabajador como formal siempre que en su puesto de trabajo principal, esté cubierto *de jure* por el sistema previsional, mediante la cotización a dicho sistema que cubre el ahorro futuro, la seguridad laboral y la afiliación al sistema de salud.

En el caso de Chile, existen diversas fuentes de información para el análisis de la formalidad en el empleo a partir de la cotización al sistema de seguridad social. Entre ellas destaca la Encuesta de Protección Social (EPS), encargada por la Subsecretaría de Previsión Social del Ministerio del Trabajo y Previsión Social y llevada a cabo por el Centro de Microdatos de la Universidad de Chile. Es una encuesta panel realizada de 2002 a 2009 con un total de cuatro rondas, que tiene por objetivo relevar información respecto a la situación del mercado laboral y la seguridad social. También está la Nueva Encuesta Nacional de Empleo (NENE), realizada desde 2010 por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE), que busca la medición de los indicadores coyunturales del empleo y el desempleo. Debido a su cobertura temporal, ambas encuestas impiden estudiar los impactos propuestos en el período de tiempo que el presente estudio busca abarcar, debido a la inexistencia de información respecto del último período en el caso de la EPS, o la falta de comparabilidad con series anteriores de encuestas de empleo en el caso de la NENE.

Por tal motivo, el presente estudio se basa en la encuesta CASEN, que posibilita la comparabilidad a lo largo de los años (ya que se realiza desde 1985) y con otros países de la región. Esta encuesta permite el análisis de la cobertura de la seguridad social, pues interroga a los encuestados sobre su afiliación y cotización al sistema previsional (sistema de pensiones). En ese sentido, es posible capturar así la evolución del mercado del trabajo, la formalización y el salario de los trabajadores durante la primera década del siglo XXI. Por sus características, la encuesta permite un análisis más abarcador del concepto de formalización, pues en algunos casos estudia

otras cuestiones como el aporte al sistema de impuestos o la percepción de otros beneficios sociales asociados al empleo. Sin embargo, y en aras de la comparabilidad con otras experiencias nacionales, se ha adoptado la definición señalada anteriormente, aunque la exploración de los resultados en otras alternativas de definición podría ser un tema de interés para reflejar en forma más precisa las distintas facetas del concepto de formalidad en Chile⁶.

La estructura actual del sistema de pensiones chileno data de 1981, año en que se sustituyó el sistema de reparto existente por un modelo de capitalización individual, en cuyo marco se crearon las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP). Ese es el principal sistema de pensiones en la actualidad, aunque convive con el sistema anterior, que ya no admite nuevos miembros pero mantiene a los afiliados antiguos que no optaron por el sistema individual, y es administrado por el Instituto de Previsión Social (IPS). El sistema como fue concebido en la década de 1980 se mantuvo sin mayores cambios hasta 2008, cuando se impulsó una importante reforma que se enfocó en articular mejor los componentes contributivos y no contributivos con el fin de aumentar la cobertura y equidad en el acceso a la protección social (Robles, 2013; Tuesta, 2011; OISS, 2012; Escrivá, Fuentes y García Herrero, 2010; ISSA, 2012).

En la actualidad, el sistema de pensiones de Chile se basa principalmente en tres pilares: el primero es un régimen de tipo contributivo, general y de carácter obligatorio para todos los asalariados con financiamiento basado en la capitalización individual en las AFP, entidades de carácter privado. La tasa de aporte a esas entidades para el ahorro previsional es constante, es decir, la contribución se define en un 10% del ingreso de los trabajadores y los beneficios se calculan en relación al saldo que cada individuo tiene acumulado en el momento del retiro⁷. Los trabajadores pueden elegir el tipo de fondo en que se encuentran sus ahorros previsionales, es decir, pueden decidir si invertirlos de forma más riesgosa o más conservadora (Berstein, 2010). A esa cotización obligatoria por los asalariados se añade, en segundo lugar, un pilar voluntario mediante el mecanismo de Ahorro Previsional Voluntario (APV), ya sea individual o colectivo, con el objetivo de que los trabajadores aumenten la pensión que reciben una vez jubilados. En tercer lugar, se presenta un pilar solidario denominado Sistema de Pensiones Solidarias (SPS), orientado a quienes no puedan o nunca hayan podido acceder a prestaciones previsionales, o a quienes tengan pensiones insuficientes⁸.

Según CEPAL (2013), la cobertura de la seguridad social en Chile se ubicaba en 2011 casi 20 puntos porcentuales por encima del promedio

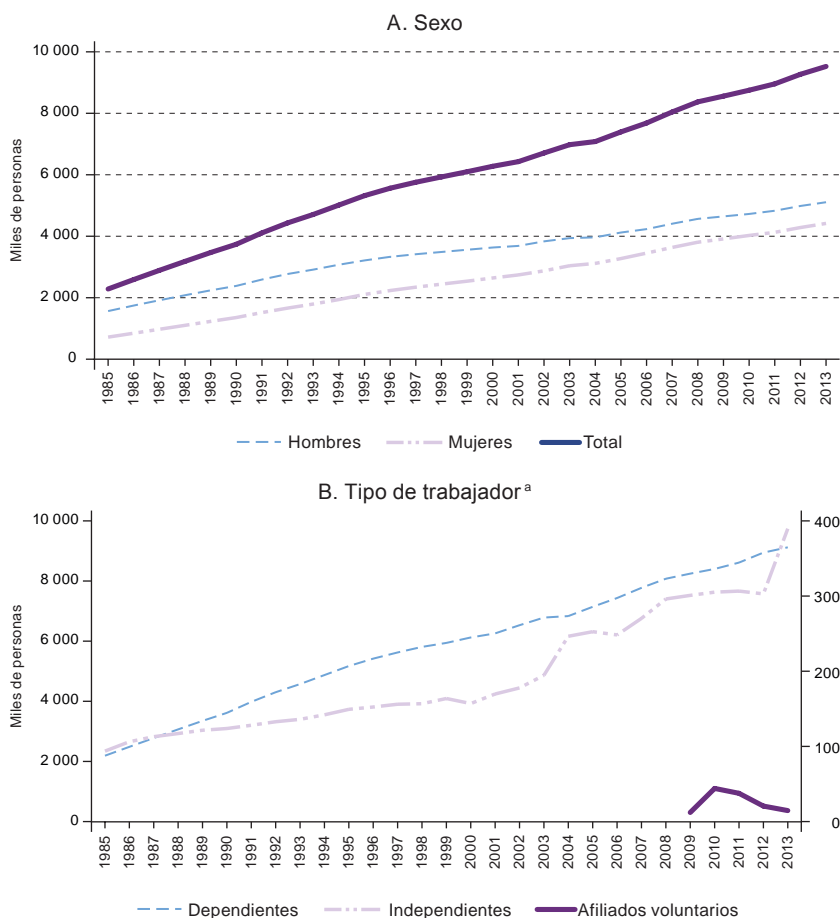
⁶ Considerando la definición de empleo formal, las variables de la encuesta CASEN utilizadas son las siguientes: en 2000 y 2006, ¿se encuentra cotizando en algún sistema previsional?; en 2011, ¿cotizó durante el mes pasado en algún sistema previsional (sistema de pensiones)?

⁷ Con un tope imponible de hasta 72,3 UF (Unidades de Fomento, unidad de cuenta reajutable según la inflación).

⁸ El pilar solidario se encuentra compuesto por una pensión no contributiva, la Pensión Básica Solidaria (PBS) y el Aporte Previsional Solidario (APS), que complementa la pensión contributiva.

regional, lo que lo convertía en uno de los países con mayor cobertura de seguridad social entre los ocupados de 15 años y más después de la Argentina, el Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de). De conformidad con las cifras de la Superintendencia de Pensiones de Chile, se evidencia un aumento sostenido de los afiliados al sistema de pensiones de 1985 a 2013, sobre todo entre las mujeres (se quintuplica la cantidad de afiliadas en el período) en comparación con los hombres (que se duplicó en el mismo período) (véase el gráfico VI.3).

Gráfico VI.3
Chile: número de afiliados al sistema previsional, por sexo
y tipo de trabajador, 1985 a 2013
(En miles de personas)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Superintendencia de Pensiones. No se incluye la categoría sin información.

^a Independientes y afiliados voluntarios representados en eje secundario.

Por otra parte, se observa una variación similar en el número de afiliados al sistema previsional por tipo de trabajador (dependiente o independiente) entre 1985 y 2013, aunque la afiliación de los independientes sigue una trayectoria más irregular con aumentos considerables en algunos períodos. Al parecer, las modificaciones del sistema de pensiones y la implementación gradual de la obligatoriedad de cotizar por parte de los trabajadores independientes fueron un factor en el aumento de la afiliación. Sin embargo, la participación de los trabajadores independientes en el total de los afiliados ha oscilado entre el 2% y algo más del 4% durante el período analizado, que abarca casi tres décadas. Esto contrasta con su participación en el mercado laboral, que se estima en un 21% a partir de los datos relevados por la encuesta CASEN en 2011.

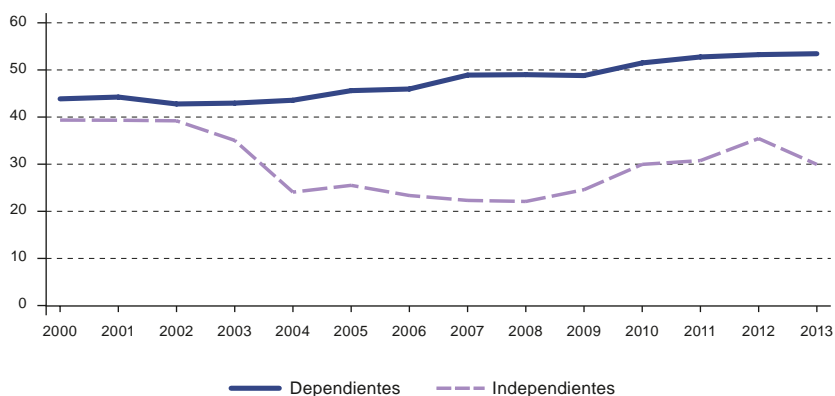
Si bien se observa una tendencia favorable en la cantidad de afiliados, las tasas de cotización han evolucionado en forma lenta, e incluso han experimentado un retroceso en el caso de los trabajadores independientes. El incremento de la tasa de inscripción y aportación se habría dado como respuesta a las políticas de formalización establecidas a partir de 2008, que se describen en la siguiente sección.

Según la información presentada, el sistema chileno puede caracterizarse no tanto por sus problemas de subregistro, sino por el déficit de aportación que se presenta, tanto entre los trabajadores dependientes como en los independientes (véase el gráfico VI.4)⁹. Por ende, la definición de formalidad laboral adoptada en este estudio, que considera a las personas que efectivamente cotizan a la seguridad social, apunta al principal problema del sistema chileno en términos tanto de su financiamiento como de la cobertura de prestaciones para los trabajadores activos y para el retiro.

Aunque existen diferencias en cuanto a la cobertura, la construcción y aplicación entre los registros de la Superintendencia de Pensiones y la información recogida por la encuesta CASEN, las tasas de informalidad estimadas por este último instrumento son menores que las del registro de la institución fiscalizadora. Sin embargo la tendencia a la disminución es similar en ambas. A partir del registro de la seguridad social, las tasas de afiliados que no cotizaron disminuyó del 52% al 48% entre 2008 y 2013. Según las estimaciones a partir de la encuesta CASEN se evidencia una reducción paulatina en los tres años, pasando los trabajadores en esta condición del 36,6% en 2000, al 34,9% en 2006 y al 31,2% en 2011 (véase el cuadro VI.A.1).

⁹ En los estudios de Uthoff (2001), Arrau (2005) y Saravia (2009) se evidencian las brechas existentes entre afiliados y cotizantes en el sistema previsional chileno, subrayando la presencia de trabajadores con bajas densidades de cotización. En particular, en el último estudio mencionado se analizan las densidades de cotización de los asalariados y trabajadores independientes en el período anterior a 2006, y se estima que la densidad de cotización media de los independientes era del 28,7%, mientras que en el caso de los asalariados alcanzaba el 71,5%.

Gráfico VI.4
Chile: relación entre cotizantes y afiliados al sistema previsional
en trabajadores dependientes e independientes, 2000 a 2013
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos de la Superintendencia de Pensiones.

A partir de los datos de la encuesta CASEN es posible analizar las brechas salariales y la informalidad entre distintos grupos, lo que permite establecer los distintos desafíos que se plantean para avanzar en materia de formalización laboral (véase el cuadro VI.A.1). En ese sentido, las mayores diferencias respecto a los niveles de formalidad pueden apreciarse según la categoría ocupacional a que pertenecen los trabajadores. Si bien existen grupos en que menos del 20% de los trabajadores no cuentan con protección social, como los asalariados públicos (9,8%) y los asalariados privados (16,1%), otros se caracterizan por una mayor prevalencia de la informalidad, como es el caso de los trabajadores del servicio doméstico (50%), los empleadores (50,7%) y los trabajadores por cuenta propia (79,9%)¹⁰. Por otra parte, se ha registrado una disminución de la informalidad entre 2000 y 2011 en el caso de los asalariados privados, los trabajadores por cuenta propia y los de servicio doméstico. Sin embargo, esta creció entre los asalariados públicos (del 8,3% en 2000 al 9,8% en 2011, debido a cambios en el régimen de contratación en este sector) así como entre los empleadores (del 46,1% en 2000 al 50,7% en 2011).

El nivel educacional se presenta como un factor importante en ese sentido, pues se registran mayores niveles de formalidad entre los trabajadores con mayores logros educativos, con una tendencia a la disminución de las brechas durante el período analizado. En 2011, un 14,6% de los trabajadores con educación terciaria completa no cotizaba a la seguridad social. Ese

¹⁰ En el caso de la encuesta CASEN, se observa que parte de los trabajadores contratados por honorarios en el sector público se incluyen como asalariados. Esto explica que se registren casos de empleados en dicho sector que no se clasifican como formales, dado que, por ser independientes, están exentos de aportar hasta la fecha prevista por la ley de reforma del sistema.

porcentaje aumenta a más del 20% en el caso de las personas con educación terciaria incompleta (23,1%) y con secundaria completa (26,4%). Sin embargo, la informalidad aumenta a casi el doble en las personas con niveles educacionales de secundaria incompleta (41,6%) y menores o iguales a primaria completa (50,9%).

La informalidad también se distribuye de manera dispar entre las ramas de actividad económica. Aunque los trabajadores de las ramas de explotación de mineras y canteras y la de electricidad, gas, agua y servicios sanitarios poseen altos niveles de formalidad (el 6,2% y el 7,9% no cotizan al sistema de pensiones, respectivamente), en las ramas de agricultura, silvicultura, caza y pesca y comercio la prevalencia de la informalidad es mayor al 40% (42,6% y 41,8%, respectivamente). Otras presentan niveles medios, como las industrias manufactureras (26,9%), el sector de servicios (27,5%), el de transportes (27,8%) y el de la construcción (31,3%). Sin excepción alguna, pero con diferente intensidad, todas las ramas de actividad económica han visto disminuida la proporción de trabajadores informales. Sectores como la agricultura, la construcción y el transporte presentaron disminuciones cercanas a los diez puntos porcentuales entre 2000 y 2011. El mismo fenómeno ocurrió en menor medida en las industrias manufactureras, los servicios y el comercio.

Aunque las zonas rurales han presentado una disminución mayor de la informalidad que las urbanas, los trabajadores metropolitanos presentan una mayor cobertura de seguridad social que los del resto del país. En específico, para 2011, un 29,8% de los trabajadores de las zonas urbanas declaró que no cotizaba a pensiones, siendo este porcentaje inferior al señalado en las zonas rurales. No obstante la diferencia entre ambas categorías, en las zonas rurales ha existido una tendencia a la baja, de un 55,1% de la prevalencia de la informalidad en 2000 a un 42,6% en 2011.

Si bien hombres y mujeres presentan diferencias en cuanto a niveles de informalidad debido a una menor incidencia de ese indicador en el primer grupo, la tendencia en ambos sexos a lo largo de la primera década del siglo XXI ha sido al aumento de la cobertura de la seguridad social. En ese sentido, en 2000 el porcentaje se elevó a un 35,6% en el caso de los hombres y un 38,3% en el de las mujeres. En el primer grupo, la informalidad disminuyó al 32,6% en 2006 y al 29,8% en 2011, mientras que en el caso de las mujeres se mantuvo estable en 2006 y mostró una caída de aproximadamente cuatro puntos porcentuales en 2011.

Los jóvenes insertos en el mercado laboral a principios de la década se encontraban principalmente en trabajos de carácter informal. Tal situación se ha modificado de manera progresiva debido a la reducción de ese indicador, del 45,6% en 2000 al 33,5% en 2011. Sin embargo, los niveles de informalidad de los más jóvenes en 2011 eran similares a los del grupo de 25 a 64 años a inicios de la década (31,8%). Por otra parte, la informalidad ha retrocedido

en el caso del grupo de 25 a 45 años, aunque en 2011 aproximadamente 25 de cada 100 (25,9%) trabajadores en el país no cotizaban a la seguridad social. En el caso de los mayores de 45 años, la informalidad ha disminuido paulatinamente desde inicios de la década, aunque en 2011 presentaban los mayores niveles de informalidad (36,4%).

D. La experiencia reciente en las políticas de formalización en Chile

En Chile, hay una serie de nudos críticos y aspectos que determinan el tamaño del mercado laboral informal. Según Peticara y Celhay (2010), existe una cultura de la informalidad tanto entre los empresarios como entre los trabajadores. Lo anterior se refleja en situaciones tales como el incumplimiento de normativas legales por parte de empresas formales, la presencia de trabajadores subcontratados y de servicios transitorios, y la aplicación de disposiciones especiales a trabajadores de algunos sectores, como el de servicio doméstico, que aumentan los niveles de informalidad en el mercado laboral. Esto se suma al deseo de algunos empleados de recibir íntegramente su sueldo al final del mes sin el descuento de la cotización a pensiones, aunado al hecho de que una parte de los empleadores, principalmente correspondientes a micro y pequeñas empresas, deciden no asumir el costo, de tiempo o capital, de cumplir con las regulaciones referentes a la formalidad de los trabajadores.

En el caso de Chile, la reforma previsional de 2008 significó una de las mayores modificaciones que han afectado al sistema después de 30 años de su reformulación, dado que procuró responder a situaciones culturales, institucionales y legales que han determinado los niveles de informalidad en el país. Entre sus objetivos principales destaca la protección de las personas que no ahorraron para su vejez durante su trayectoria laboral, mediante la creación de un pilar solidario, así como el incremento de la cobertura del sistema previsional y el monto de las pensiones para el conjunto general de trabajadores. Los aspectos principales de las modificaciones realizadas en 2008 tenían el propósito de: i) apoyar el tránsito de los trabajadores a la formalidad, específicamente de los jóvenes; ii) aumentar la participación en el sistema de pensiones, y la información y educación sobre sus beneficios, y iii) promover la equidad de género y la competencia entre las AFP (Rofman, Fajnzylber y Herrera, 2010).

1. Incentivos explícitos a la formalización

Una de las principales modificaciones introducidas en 2008 ha sido la obligatoriedad de cotizar a pensiones, seguridad laboral y salud por parte de los trabajadores independientes. Antes de la reforma, ese tipo de trabajadores

podía cotizar voluntariamente, pero solo un 5% lo hacía (Berstein, 2010). A esto se sumó el hecho de que la tasa de permanencia en el sector informal fue relativamente alta en la primera década del siglo XXI, alcanzando una cifra del 85% al analizar los datos de la Encuesta de Protección Social (2002-2004-2006) (Peticara y Celhay, 2010). La intersección de ambas situaciones ha hecho que los trabajadores presenten ausencias o “lagunas” en sus cotizaciones previsionales a lo largo de sus trayectorias laborales, lo que redundará en pensiones de escaso monto cuando se jubilan.

Esta medida se ha implementado paulatinamente desde 2012. Para 2015 se prevé la obligatoriedad de contribuir por el total de la renta imponible a pensiones, accidentes de trabajo y enfermedades profesionales. La gradualidad se extiende no solo a la posibilidad de hacer los aportes correspondientes, sino al porcentaje que deben cotizar respecto del total de la renta imponible anual. Así, en 2012, los trabajadores independientes que cotizaron, lo hicieron sobre la base de un 40% de su renta imponible anual, en 2013 la proporción ascendió al 70%, hasta llegar a un 100% en 2014, aunque con la posibilidad de renunciar a la cotización en ese último año. Para 2018, la obligatoriedad se extenderá al rubro de la salud, lo que otorgará la posibilidad a los trabajadores independientes de disponer de esas prestaciones.

Como parte del sistema, se han implementado subsidios a la cotización y la contratación de trabajadores jóvenes, con lo que se busca estimular la contratación e incentivar la formalización del trabajo de ese grupo. Así, la reforma implementó el subsidio de contratación juvenil a los empleadores, que consiste en una suma igual a la mitad de la cotización previsional de los trabajadores de entre 18 y 35 años que se incorporen y cuya remuneración sea igual o inferior a 1,5 salarios mínimos (aproximadamente 340.000 pesos chilenos), hasta completar 24 cotizaciones. De manera complementaria, se subsidia la cotización de los jóvenes, otorgando un aporte mensual de 11.250 pesos chilenos que se suma a las cotizaciones previsionales ya realizadas. Con esos aportes, los jóvenes trabajadores pueden acceder o continuar contribuyendo al sistema de pensiones, por lo que se esperan aumentos en torno al 10% de las pensiones de los jóvenes (Berstein, 2010).

Posteriormente, en 2009, se estableció un subsidio al empleo joven, como complemento de las políticas impulsadas por la reforma previsional de 2008. Consiste en un beneficio monetario que se paga mensual o anualmente a trabajadores de 18 a 25 años de edad, siempre que se cumplan las condiciones siguientes: i) que los jóvenes obtengan su licencia de enseñanza media (educación secundaria) antes de los 21 años; ii) que pertenezcan a un grupo familiar del 40% más pobre de la población, y iii) que acrediten una renta bruta mensual inferior a \$400.000 pesos chilenos. El monto otorgado corresponde a un porcentaje de las remuneraciones que obtienen los trabajadores. Proporcionalmente, se destinan a ellos dos tercios del subsidio

y el resto a sus empleadores. A su vez, con esta medida se busca fomentar que los empleadores y los propios trabajadores mantengan las cotizaciones previsionales, pues un requisito indispensable para obtener el subsidio es que el empleador mantenga al día el pago de las cotizaciones de la seguridad social de los trabajadores a quienes se otorgó el subsidio.

En lo que respecta a los instrumentos de política aplicados para disminuir las brechas de género en la formalización, en virtud de la misma ley de 2009 por la que se sancionó el subsidio al empleo, se creó el Ingreso Ético Familiar. Entre sus componentes figura una serie de transferencias monetarias por logros, que apuntan a incentivar la mejora de las familias en una serie de aspectos. En una primera etapa, se implementó el bono por formalización al trabajo, que entregaba un incentivo monetario a las mujeres que, en el momento de ser participantes en el programa, hacían cotizaciones previsionales de manera continua. Por otra parte, con el bono al trabajo de la mujer se busca incentivar el trabajo, dependiente o independiente, y el pago de las cotizaciones de mujeres y jefas de hogar de las familias vulnerables del país. Consiste en un aporte en dinero, durante cuatro años continuos y por un monto variable de acuerdo a la renta, aplicable a las trabajadoras mayores de 25 años pertenecientes al 35% más vulnerable del país que mantengan al día sus cotizaciones previsionales y de salud. El bono contempla además un incentivo para los empleadores que contraten a este grupo de mujeres, mediante el subsidio de un tercio del beneficio durante 24 meses.

Por otra parte, la entrega de diversos beneficios ha sido condicionada a la afiliación o cotización al sistema de pensiones, mediante el incentivo indirecto a la formalización laboral. Cabe mencionar el Bono de Capacitación de Trabajadores Activos, que permite el acceso a cursos del Servicio Nacional de Capacitación y Empleo (SENCE) para trabajadores dependientes que cuenten con un mínimo de 12 cotizaciones laborales (continuas o discontinuas). En el caso de las mujeres, la concesión de ciertos beneficios, como el nuevo bono postnatal de seis meses o el subsidio de maternidad para trabajadoras con contratos temporales, entraña el requisito de mantener al día las cotizaciones previsionales.

La creación en 2001 de un sistema de declaración y pago electrónico de planillas de cotizaciones de previsión, denominado Previred, permitió el pago por Internet de cotizaciones previsionales a los fondos de pensiones de trabajadores dependientes e independientes, sin costo asociado y como una opción válida para la Dirección del Trabajo. Con este sistema se ha buscado simplificar el procedimiento de pago de las cotizaciones, de forma que los empleadores puedan consultar y mantener al día los ahorros previsionales de los trabajadores. De la misma forma, en OIT (2014) se toma nota del programa “Tu empresa en un día”, que permite registrar y constituir (modificar, transformar, disolver, entre otras acciones) electrónicamente una

empresa en simples pasos y sin costo. Ese programa permite la formalización de las nuevas empresas creadas, habilitándolas para actuar dentro de las normativas legales, entre otras cosas, mediante el pago de las cotizaciones de sus trabajadores. Ambas medidas se enmarcan en el objetivo de simplificar los procedimientos relacionados con el pago de los montos correspondientes a la seguridad social.

2. Mayor información, mayor cotización

Otro tipo de experiencias de políticas públicas que han apoyado la transición hacia la formalidad son las que tienen por objeto informar y capacitar a la ciudadanía sobre el sistema de pensiones o los sistemas de información que permiten la simplificación de los procesos. Entre las primeras se encuentra el Fondo de Educación Previsional (FEP), administrado por la Subsecretaría de Previsión Social, cuyo propósito es educar al público y difundir información sobre el sistema de pensiones. Los recursos se asignan directamente en virtud de la Ley de Presupuestos, que contempla partidas exclusivas para orientar a beneficiarios que no residan en la Región Metropolitana (Berstein, 2010). En ese contexto, la campaña “Tus boletas de honorarios ahora cuentan para tu previsión”, llevada a cabo en 2011 y 2012, buscaba informar a los trabajadores independientes sobre la obligación de cotizar que tendrán a partir de 2015. Dicha iniciativa no se limitaba a la forma de realizar ese procedimiento, sino que también se refería a los beneficios asociados.

En 2013 se realizaron campañas de comunicación como la “Campaña obligación de cotizar para trabajadores a honorarios”, la “Campaña de promoción de una cultura de seguridad laboral” y la “Campaña beneficio de tener previsión para trabajadores a honorarios”, cuyo propósito era promover la cultura de la formalización laboral. Otras actividades de educación previsional llevadas a cabo en 2013 se centraron en la importancia de cotizar, las opciones que tienen los trabajadores en las AFP, los mecanismos de pilar voluntario y APV, y los tipos y modalidades de pensión. De modo similar, con la intención de fortalecer los conocimientos de la población estudiantil sobre los beneficios de cotizar, se implementaron el Programa de Educación Previsional para Estudiantes de Educación Técnico-Profesional y el Quinto Concurso del Fondo para la Educación Previsional.

3. La fiscalización como medida para el aumento de la formalización

En la última década también se diseñaron políticas públicas centradas en la fiscalización del pago de las cotizaciones por los afiliados. Una de ellas es la figura de Declaración y No Pago Automática (DNPA), creada en el marco de la Reforma Previsional de 2008, con la que se intenta subsanar el problema de la falta de pago y de reconocimiento de la deuda de cotizaciones por

parte de los empleadores. Esta medida consiste principalmente en permitir que las AFP comiencen las gestiones de cobranza si no se han pagado las cotizaciones y no hay aviso del cese de la relación laboral, sin necesidad del reconocimiento de la deuda, de reclamos de los afiliados ni de fiscalización por parte de la Dirección del Trabajo.

A partir de 2008, otra serie de modificaciones ha apuntado a cambios institucionales con miras a incrementar la competencia del mercado de pensiones en su conjunto y, con ello, los niveles de formalización laboral. Por ejemplo, se impulsó una mayor competencia entre las AFP, con el objetivo de aumentar la eficiencia y reducir los costos de operación a fin de ofrecer un menor precio a los asegurados. También hubo cambios de la estructura de comisiones, en cuyo marco se eliminaron las comisiones relacionadas con el depósito de las cotizaciones y las transferencias entre diferentes AFP.

En varios estudios se ha intentado definir los efectos de la reforma previsional chilena de 2008 sobre el bienestar general de las personas y los niveles de formalización de los trabajadores. La fuente de datos utilizada ha sido principalmente la EPS, en cuya última versión se recoge información hasta 2009. Todd y Joubert (2011) utilizaron un modelo de simulación para estimar los impactos de la reforma sobre el ahorro previsional y el mercado laboral, y concluyeron que la reforma aumentaría significativamente los montos de las pensiones de las mujeres y, en menor grado, de los hombres ubicados en el extremo inferior de la distribución. Asimismo, debido a esas variaciones, la brecha entre hombres y mujeres se vería reducida considerablemente en los cuartiles superiores. También se observaría un efecto positivo al estimar que la reforma previsional reduciría en gran medida la pobreza en la tercera edad, debido al aumento del monto de las pensiones y de los nuevos criterios para asignar pensiones solidarias, que incluirían a un número mayor de personas.

No obstante lo anterior, las simulaciones de estos autores mostraron que la reforma tendría el efecto de desincentivar el trabajo en el sector formal en los trabajadores de 50 años y más, de modo que disminuiría la densidad de cotizaciones. Los resultados de Attanasio, Meghir y Otero (2011) refuerzan esa idea, al estimar que, debido a la reforma, la probabilidad de contribuir al sistema de pensiones se vería reducida en torno a un 4,1% en los trabajadores mayores de 40 años. Además, los hombres y mujeres entre 56 y 65 años tendrían una probabilidad menor de ser formales de alrededor de un 2,8% y un 3,2%, respectivamente. Por otra parte, Todd y Joubert (2011) señalan que la probabilidad de los trabajadores con mayor educación de transitar al sector informal es baja debido a que, entre los sectores formal e informal, existen diferencias de aproximadamente un 10% en los retornos sobre la educación. Sin embargo, esos incentivos para que los trabajadores de mayor nivel de escolaridad trabajen en el sector formal poseen un efecto menor en los grupos más jóvenes.

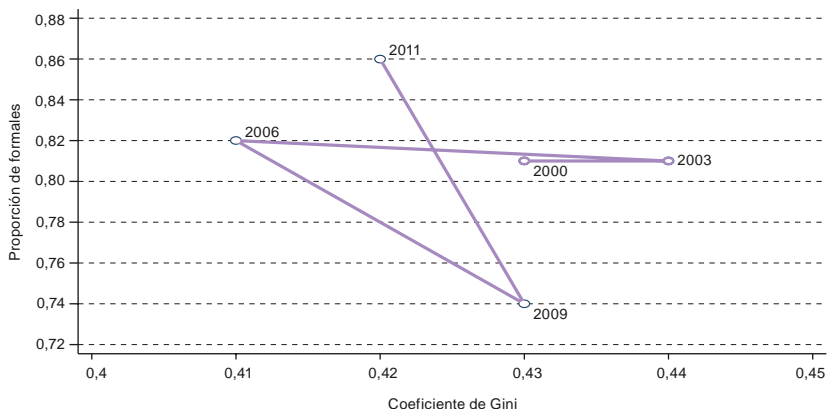
Por último, en los análisis de Quintanilla (2011) y Behrman y otros (2011) se pone de relieve un incremento de los montos de pensiones esperadas en la parte inferior de la distribución. Específicamente, un 60% de los afiliados de la parte menos favorecida de la población vería aumentar sus pensiones por efecto de la reforma. Entretanto, otros cambios, como el incremento de la competencia y la reducción de los costos, producirían un efecto de aumento en las pensiones de los individuos ubicados en la parte media y alta de la distribución.

E. Evolución de la desigualdad en el mercado laboral chileno

1. Evolución de la desigualdad salarial

Las mejoras ya señaladas en el mercado laboral en la primera década del siglo XXI, relativas a incrementos en materia de tasas de participación, empleo y salario, no fueron acompañadas por cambios relevantes en la desigualdad salarial. El índice de Gini del salario por hora se mantuvo en niveles estables en torno a 0,42, independientemente de la variación registrada en los niveles de formalidad del universo considerado (véase el gráfico VI.5)¹¹.

Gráfico VI.5
Chile: evolución de la desigualdad salarial y de la formalidad laboral, 2000-2011^a



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

^a La correlación entre ambas variables alcanza un valor de 0,46.

¹¹ El universo considerado es el utilizado para realizar las descomposiciones, es decir, el de los asalariados de zonas urbanas con ingresos positivos e información sobre su educación, con una edad de 15 hasta 65 años en el caso de los hombres y hasta 60 años en el caso de las mujeres.

En el gráfico VI.6 se presentan las variaciones de los salarios reales por percentiles del conjunto de asalariados en los tres períodos analizados. Durante el período 2000-2011, se evidencia un aumento mayor en los salarios reales de los trabajadores de los percentiles inferiores en comparación con el resto de la distribución. Se aprecia una tendencia similar durante el primer subperíodo (2000-2006), cuando los asalariados de la cola inferior de la distribución evidenciaron mayores modificaciones en sus ingresos. Sin embargo, de 2006 a 2011, los incrementos beneficiaron tanto a los asalariados de la cola inferior como a los de la cola superior de la distribución. Estas modificaciones concuerdan con la trayectoria de la desigualdad salarial registrada en el mercado laboral chileno en la primera década del siglo XXI.

Gráfico VI.6
Chile: variación del salario real según percentiles de la distribución,
total de asalariados, 2000-2006, 2006-2011 y 2000-2011

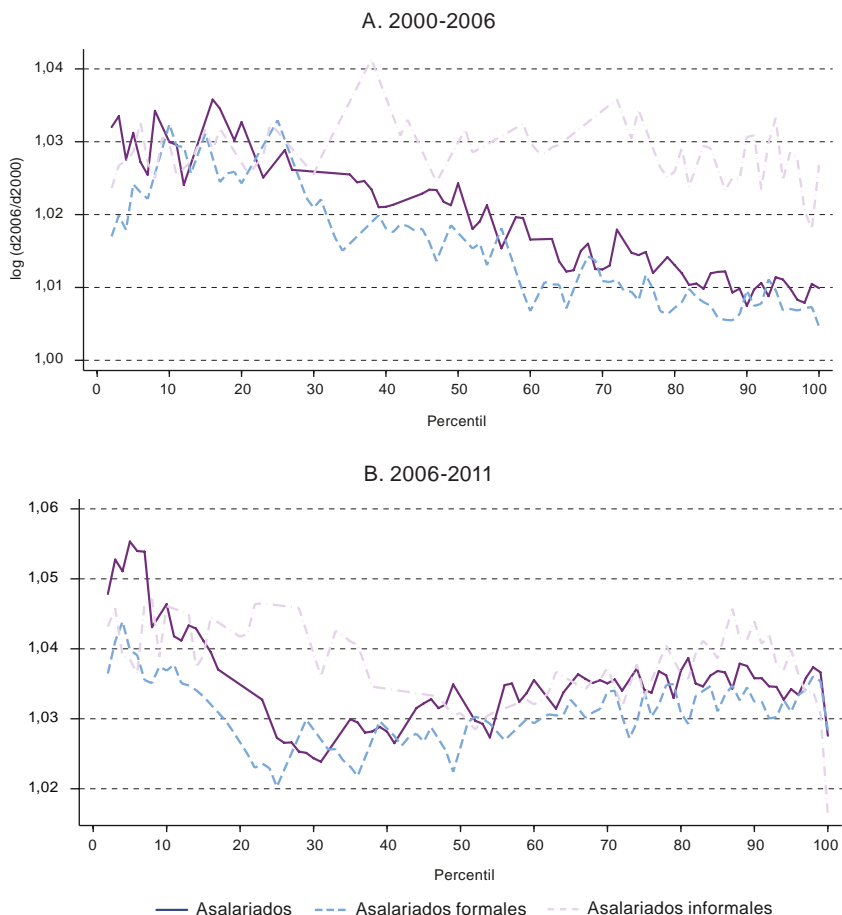
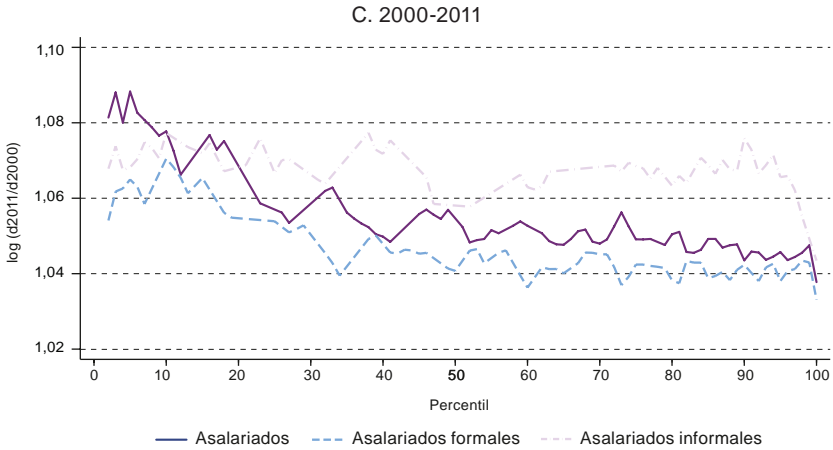


Gráfico VI.6 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Si se comparan las variaciones de los asalariados formales e informales, destaca el mayor crecimiento de los salarios en el sector informal. Al analizar los cambios a lo largo de todo el período 2000-2011, se registraron incrementos similares para los trabajadores ubicados a lo largo de toda la distribución, aunque en la cola superior los incrementos fueron algo menores que en el resto. Un comportamiento similar al descrito pauta las variaciones en el primer subperíodo (2000-2006) mientras que, en el segundo, los mayores incrementos se verificaron en la cola inferior y sobre el percentil 85 de la distribución, siendo menores en la zona media de la distribución (véase el gráfico VI.6, panel C).

En relación con el conjunto de los asalariados formales, las variaciones de los salarios durante el primer período son mayores en los percentiles inferiores de la distribución y decaen monótonamente. En cambio, de 2006 a 2011, las trayectorias de las variaciones son similares a las registradas en las remuneraciones de los trabajadores informales, es decir, un mayor aumento en los percentiles más bajos y más altos, e incrementos menores entre los trabajadores ubicados en la zona media de la distribución. Asimismo, en los percentiles inferiores se observa en ese segundo período una mayor variación del salario real de los trabajadores del sector informal.

Es posible analizar los cambios de la distribución salarial mediante las funciones de densidad de tipo núcleo en los períodos analizados (véase el gráfico VI.7). Durante el período completo se observa un desplazamiento de toda la curva hacia mayores ingresos, con una mayor densidad de probabilidad en los valores cercanos al modo de la distribución y sin mayores cambios

aparentes en la dispersión de los valores. El efecto acumulado entre 2000 y 2011 es fruto de dos movimientos distintos en cada uno de los subperíodos manejados. En efecto, de 2000 a 2006 ocurre un desplazamiento de la distribución hacia valores mayores, pero con angostamiento y una mayor densidad de probabilidad alrededor de los valores modales. Entre 2006 y 2011, en cambio, la distribución no experimenta grandes cambios salvo el desplazamiento general hacia valores mayores y un leve ensanchamiento. Las modificaciones y desplazamientos de la curva de densidad de salarios resultan consistentes con las variaciones del índice de Gini, que descendió entre 2000 y 2006 para nuevamente ascender y situarse a un nivel similar al de 2000 durante el período 2006-2011.

Gráfico VI.7
Chile: curvas de densidad de tipo núcleo de los salarios, total de asalariados, 2000-2006, 2006-2011 y 2000-2011

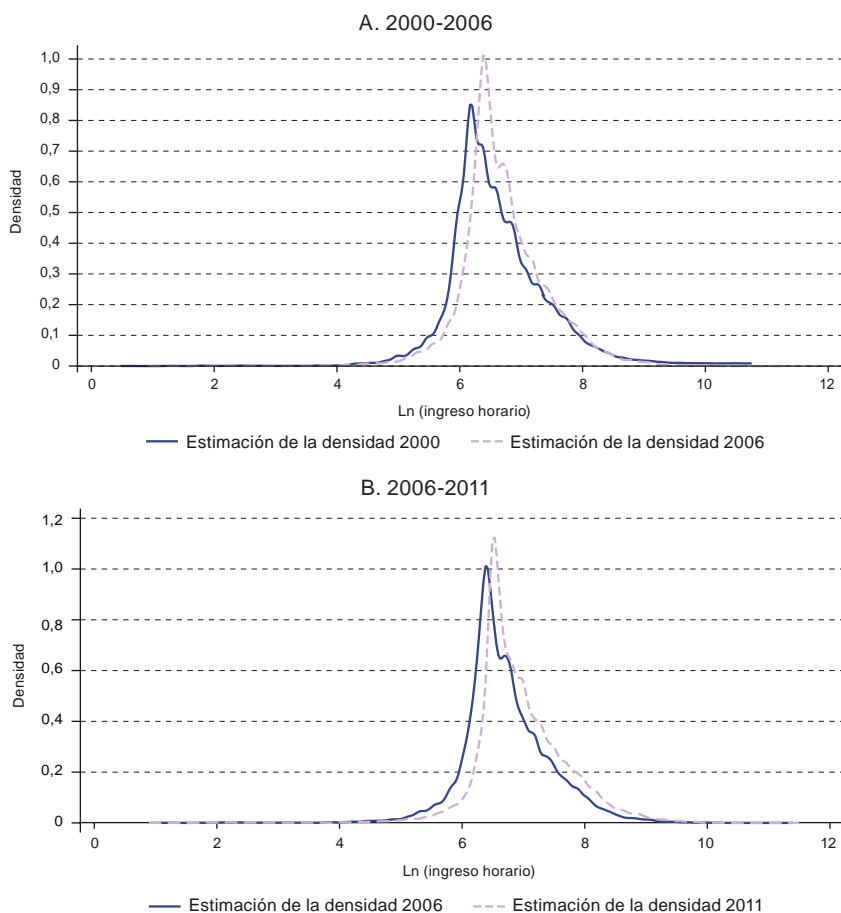
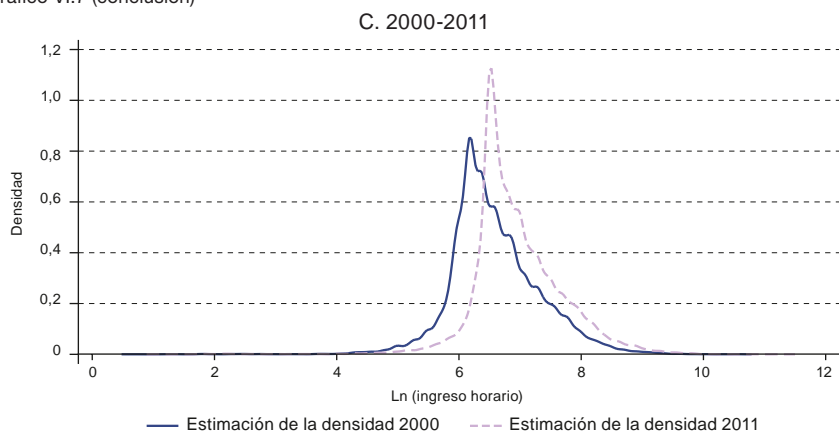


Gráfico VI.7 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

2. Brechas salariales entre trabajadores formales e informales en el mercado laboral chileno

Los estudios sobre diferenciales salariales en Chile se han centrado en la brecha entre hombres y mujeres, de modo que se ha relegado a un segundo plano el análisis de las brechas entre trabajadores formales e informales¹². En una de las investigaciones que han abordado las brechas de ingreso entre trabajadores formales e informales, Tornarolli y otros (2014) señalan que, en el caso de América Latina y durante el período 1990-2010, la prima sobre la formalidad se situó en aproximadamente un 50% respecto del total de los trabajadores y del 23% respecto de los asalariados del sexo masculino sin educación secundaria¹³. Maurizio (2012) verifica diferencias estadísticamente significativas debido a la informalidad en la Argentina, el Brasil, Chile y el Perú, con una brecha del salario mensual entre empleados formales e informales cercana a un 66% en la Argentina, un 32% en el Perú, un 25% en el Brasil y un 10% en Chile. En otro estudio similar, realizado por Antía (2012), se evidencia que en Chile las brechas salariales se vinculan según la condición de asalariado y la situación de formalidad de los trabajadores. Mientras que, en general, entre los asalariados existe una prima sobre la formalidad, entre los independientes la situación es la inversa, debido en

¹² Véase Paredes y Riveros (1994). Contreras y Puentes (2000) analizan las brechas salariales entre hombres y mujeres y los retornos sobre la inversión educativa por género. Montenegro (2001) y Montenegro y Paredes (1999) señalan diferencias en las brechas de género según la posición en la distribución del ingreso. Bravo, Sanhueza y Urzúa (2008) analizan la inversión educativa sobre las mujeres y examinan el concepto de que las brechas de género se deben a un mayor capital humano entre los hombres.

¹³ El estudio abarca a la Argentina, el Brasil, Bolivia (Estado Plurinacional de), Chile, Colombia, Costa Rica, el Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Panamá, el Paraguay, el Perú, la República Dominicana, el Uruguay y Venezuela (República Bolivariana de).

parte a los aspectos culturales e institucionales ya señalados en el estudio de Peticara y Celhay (2010).

A fin de analizar los determinantes de las brechas salariales y la prima sobre la formalidad en el caso de Chile, se realizaron regresiones de la función de influencia recentrada (RIF) de los cuantiles no condicionados de la distribución del ingreso sobre los determinantes del ingreso laboral (Firpo, Fortin y Lemieux, 2009)¹⁴. En particular, se analiza la regresión RIF sobre el percentil 50 de la distribución del ingreso por hora en logaritmos, trabajando con distintos universos en relación con los años 2000, 2006 y 2011 (véase el cuadro VI.A.2 del anexo).

Respecto del total de los trabajadores, asalariados e independientes, se observó una prima sobre la formalidad del orden del 24% en 2000, que descendió al 21% en 2006 y al 12% en 2011¹⁵. Entre los trabajadores dependientes, la prima sobre la formalidad se estimó en un 28% en 2000, pero cayó al 25% en 2006 y al 19% en 2011. Por otra parte, se observó que la prima por formalidad fue mayor entre los hombres que entre las mujeres y que la caída durante el período fue igual de pronunciada en ambos géneros. En efecto, la prima por formalidad correspondiente a los asalariados del género masculino fue del 30% en 2000, contra un 18% en 2011. En el caso de las mujeres, las primas por formalidad fueron del 23% y 14%, respectivamente.

En lo que respecta a otros determinantes, se observó la existencia de importantes primas sobre la educación, en especial la terciaria, el género masculino, los trabajadores de edades más jóvenes y cercanos al retiro, la situación conyugal, la residencia en la Región Metropolitana y el empleo asalariado en el sector público y en los sectores financieros, extractivos y de producción de electricidad. Destaca el incremento de las primas sobre la educación terciaria completa y el género, lo que pone de relieve un aumento significativo de las brechas entre hombres y mujeres, y la caída de las retribuciones extra que se perciben por el lugar de residencia y en los tramos de edades mayores. Los casos restantes se mantuvieron con variaciones menores.

F. Estimación de los impactos distributivos del proceso de formalización laboral

En esta sección se presentan los resultados principales del análisis econométrico realizado. Antes del análisis de esos resultados, según los cuales el impacto de los determinantes sobre la distribución del ingreso laboral se puede

¹⁴ Las regresiones RIF se realizaron mediante el comando "rifreg" de STATA, que puede descargarse desde Firpo, Fortin y Lemieux (2009) [en línea]: <http://faculty.arts.ubc.ca/nfortin/datahead.html>.

¹⁵ Los coeficientes estimados en 2000, 2006 y 2011 sobre la formalidad en las regresiones RIF del percentil 50 de las retribuciones en logaritmos fueron, respectivamente, de 0,218 [0,00801], 0,193 [0,00725] y 0,115 [0,00743] (véase el cuadro VI.A.2 del anexo).

dividir en dos componentes, composición de la fuerza laboral y estructura salarial (precios o retornos), se presenta una breve descripción de los cambios en cada una de esas dimensiones, lo que facilitará la comprensión de las descomposiciones econométricas realizadas.

1. Cambios en la composición del empleo asalariado

Como se ha señalado, la informalidad se mantuvo relativamente estable durante el primer período analizado (un 37% y un 35% en 2001 y 2006, respectivamente), sin embargo se produjo una disminución mayor entre 2006 y 2011, en promedio, de cuatro puntos porcentuales (un 31% en 2011). El incremento de los trabajadores formales no presentó mayores diferencias entre los hombres y mujeres asalariados, pues ambos grupos resultaron beneficiados de manera similar por las políticas de formalización (véase el cuadro VI.A.4)¹⁶.

Además, entre 2000 y 2011 se incrementó levemente la participación femenina, que pasó del 41% al 42%. Por otra parte, se registró un envejecimiento de la fuerza laboral de casi dos años en promedio, con lo que la participación de los trabajadores de 25 a 45 años se redujo en algo más de diez puntos porcentuales, con un incremento equiparable de la participación del grupo de mayores de 45 años.

En lo que respecta a la estructura educativa de los asalariados, se registró un aumento considerable de la participación de los trabajadores con secundaria completa (de un 32% en 2000 a un 39% en 2011), al tiempo que la proporción de trabajadores con menor nivel educativo se redujo del 36% en 2000 al 29% en 2011 (respecto de la suma de trabajadores con enseñanza primaria y secundaria incompleta). En el caso de los trabajadores hombres con educación superior, los niveles se mantuvieron relativamente estables, pero en el caso de las mujeres ese tramo aumentó en aproximadamente dos puntos porcentuales.

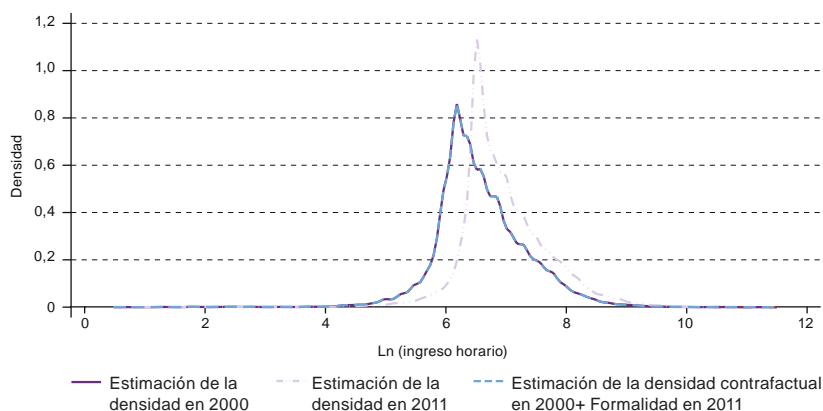
De igual modo, se aprecian cambios en la estructura por ramas de actividad en el grupo de asalariados. La agricultura, la manufactura y los servicios perdieron participación en el empleo asalariado, en tanto la construcción y el comercio vieron incrementada su participación. Por otra parte, se observó un aumento de la concentración del empleo femenino en tres sectores (comercio, servicios y actividades financieras), que representaron casi el 85% del total del empleo entre las mujeres en 2011, frente al 82% en 2000 (véase el cuadro VI.A.4).

¹⁶ A fin de examinar el cambio de la estructura de asalariados respecto del total de trabajadores sin considerar las restricciones muestrales aquí realizadas, puede consultarse el cuadro VI.A.3.

Como una primera aproximación para aislar el impacto de la formalidad sobre la distribución salarial, se utiliza la metodología desarrollada por DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) que permite comparar las distribuciones simuladas del ingreso salarial de 2000 y 2011 con la distribución contrafactual de 2000 aplicando las tasas de formalización observadas en 2011. Es decir, se aíslan los efectos de los cambios en la estructura de la fuerza laboral diferentes a los ocurridos por el proceso de formalización¹⁷. Frente al cambio ya señalado entre las distribuciones de 2000 y 2011 (véase la subsección C.3), se agrega que, teniendo en cuenta las diferencias de composición, el efecto de la formalización en el período es leve, aunque positivo, en lo que respecta al incremento de los niveles salariales entre un año y otro, lo que se deduce a partir del desplazamiento de la curva de 2000 cuando se le aplican las características de formalidad observadas en 2011 (véase el gráfico VI.8).

En cambio, desde el punto de vista distributivo, no parece haber grandes variaciones dado que toda la curva se desplaza en forma casi paralela a la de 2000. Esto es fruto de dos situaciones diferentes, que se producen en cada uno de los subperíodos de análisis, lo que se examinará en las próximas secciones, a la luz de los resultados econométricos.

Gráfico VI.8
Chile: impactos de la formalización laboral sobre la función de densidad salarial, total de asalariados, 2000-2011



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

¹⁷ Aunque en este estudio se utilizó un modelo probit para la estimación de la densidad de tipo núcleo (*kernel*) del contrafactual de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996), dicha densidad también puede estimarse mediante el comando “*dfl*” de STATA, programado por João Pedro Azevedo.

2. Impacto distributivo de la formalidad laboral y otros determinantes

En lo que respecta a los retornos sobre los distintos determinantes del ingreso laboral, se analiza la contribución de cada uno de ellos sobre los diferenciales estadísticos distributivos de desigualdad (índice de Gini y varianza) y sobre la posición de los distintos percentiles de la distribución. El análisis se basa en la estimación de regresiones RIF (del término inglés *recentered influence function*, o «función de influencia recentrada»). Dado que en este caso se procura presentar los resultados del efecto retorno o estructura salarial y aislar el efecto de los cambios en la composición del empleo, se incluyen los resultados de dos regresiones, una basada en datos de 2011 y otra basada en datos de 2000, reponderada con el objetivo de que refleje la estructura de atributos medios correspondiente al año 2011¹⁸.

A partir de esa metodología puede establecerse que la formalización del empleo tuvo durante el período 2000-2011 un impacto marginal negativo y significativo sobre la varianza de la distribución y el índice de Gini en el conjunto de los asalariados. Esto le confiere un efecto igualador sobre la distribución del ingreso, de acuerdo con lo que se espera como resultado del proceso de formalización. El mismo impacto se observa entre los asalariados de ambos sexos, así como en el conjunto de los trabajadores, tanto dependientes como independientes (véanse los cuadros VI.A.6 a VI.A.10). Tal efecto igualador a lo largo del período se debe a que, en la parte inferior de la distribución, el efecto marginal de la formalización es mayor que en la parte superior, es decir, el diferencial salarial entre informales y formales es mayor en la parte baja de la distribución y se reduce a lo largo de esta. De la misma forma, puede apreciarse que el impacto es mayor para las mujeres ubicadas en los deciles más bajos, en comparación con los hombres. No obstante, en la totalidad de los universos, la prima por ser formal es menor en los últimos que en los primeros años de la década (véase el gráfico VI.A.1, panel A).

El impacto distributivo de la formalidad laboral y del resto de las dimensiones consideradas presenta algunas diferencias al examinarse los subperíodos 2000-2006 y 2006-2011 respecto del conjunto de los asalariados. En el caso de la variable de formalidad laboral, en ambos períodos presentó un efecto igualador sobre la distribución salarial, aunque en el segundo se evidenció un menor impacto sobre índices distributivos como el Gini y la varianza.

Por otra parte, el impacto distributivo de la educación, especialmente la terciaria completa, mostró una variación similar, pues mantuvo su característica

¹⁸ Este ejercicio de reponderación se realiza con todos los períodos de tiempo analizados, considerando las estructuras ocupacionales del año final. Por ejemplo, respecto del período 2000-2006, se reportan en los cuadros los coeficientes efectivos de 2006 y los coeficientes reponderados en 2000 con la estructura de características del último año.

desigualadora sobre la distribución, pero también con un efecto menor en el segundo período que en el primero. En el caso del impacto de la variable de género, esta presentó un efecto desigualador de la distribución que se incrementó durante el segundo período. El incremento se produjo porque aumentó el diferencial salarial entre hombres y mujeres (tal como se apreció en la subsección E.2), con una mayor brecha entre los sexos predominantemente en los deciles superiores (véase el gráfico VI.1, panel A).

3. Resultados económicos

El enfoque de descomposición utilizado por Firpo, Fortin y Lemieux (2007), que generaliza el enfoque desarrollado por Oaxaca (1973) y Blinder (1973), permite la evaluación de la contribución de los cambios de la estructura del empleo asalariado y de los retornos sobre las actividades remuneradas en diferentes indicadores distributivos. En ese sentido, la metodología permite evaluar el aporte marginal de cada covariable a los efectos “composición” y “retorno” estimados sobre distintos diferenciales estadísticos que caracterizan la distribución de los ingresos laborales. En el capítulo III se presenta con mayor detalle el enfoque utilizado para realizar la descomposición.

En primer lugar, se presenta la descomposición agregada que refleja la contribución de cada uno de los efectos al cambio total ocurrido en los indicadores distributivos. Luego, los efectos composición y estructura salarial se examinan en forma desagregada con la finalidad de representar el impacto y la contribución de cada variable considerada en el análisis. Por último, como el interés es el papel del proceso de formalización y sus consecuencias para la dinámica distributiva, se analiza de manera aislada el impacto total de ese fenómeno con respecto a los distintos efectos¹⁹.

a) Descomposición agregada

Como se ha señalado, se evidencia una leve reducción de la desigualdad de 2000 a 2011, que se caracteriza sobre todo por un desplazamiento positivo de la relación de salarios entre los percentiles extremos de la distribución. En efecto, la relación entre el salario percibido por el percentil 90 respecto del que se percibe en el percentil 10 experimentó una caída equivalente al 10,3% en el período. Esa tendencia de igualación se concentró en los percentiles bajos de la distribución, pues también se registró un acortamiento de la distancia entre el salario mediano y el correspondiente al primer decil, del orden del 7,7%. La caída en la relación entre el salario del percentil 90 y el salario mediano fue bastante menor, situándose en un 2,8%. En lo que respecta a la varianza y el índice de Gini, la variación entre 2000 y 2011 no fue significativa.

¹⁹ Para la estimación de las descomposiciones se utilizó el comando “oaxaca” de STATA, desarrollado por Jann (2008).

La descomposición agregada en dos efectos (composición y estructura salarial) refleja una regularidad presente en todas las medidas de distribución, incluso aquellas que no experimentan una variación significativa: el efecto composición muestra una tendencia a la concentración de la distribución de los ingresos, en tanto el efecto estructura salarial o retornos favorece la igualación, de modo que compensa o supera con creces el efecto del cambio en la estructura del empleo (véase el cuadro VI.3).

Cuadro VI.3
Chile: descomposición agregada, efectos composición y estructura, total de asalariados, 2000-2011^a

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2011	1,588	0,507	1,082	0,534	0,421
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2000	1,698	0,588	1,110	0,543	0,426
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	-0,109	-0,081	-0,028	-0,009	-0,006
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición	0,139	0,019	0,119	0,068	0,029
	0,003	0,001	0,004	0,002	0,001
Efecto estructura	-0,248	-0,100	-0,148	-0,077	-0,035
	0,003	0,001	0,004	0,002	0,001

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

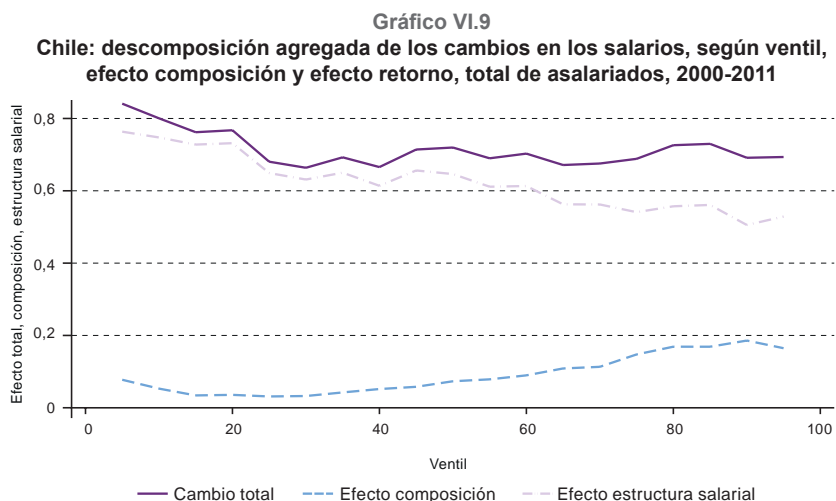
^a Errores estándar estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), con 200 submuestras. Los errores de especificación y reponderación se encuentran incluidos en el efecto composición y el efecto estructura. Para obtener mayores detalles, pueden consultarse los cuadros de descomposición desagregada.

Respecto del primero de los efectos, las modificaciones ya reseñadas en la estructura del empleo (más formal, con mayor participación femenina, de mayor edad y más educado) influyeron en la parte alta de la distribución de los ingresos laborales, lo que se refleja en el incremento en la relación de los salarios del percentil 90 respecto de los percentiles 10 y 50. También se observó un efecto significativo y desigualador en la varianza y en el índice de Gini.

A su vez, la estructura de retornos sobre el conjunto de características determinantes del salario operó en sentido contrario y con una magnitud tal que permitió contrarrestar el efecto composición. A diferencia de este, el efecto retorno operó a lo largo de toda la distribución del ingreso, aunque alcanzó su máximo aporte en la disminución de la relación salarial entre la parte baja y la parte alta de la distribución.

En general, el efecto retorno o estructura salarial explica en gran medida el cambio total de la estructura distributiva, aunque su aporte se hace menor en la cola superior de la distribución. Por otra parte, la influencia

de los cambios de la composición del empleo en los universos examinados ha sido desigualadora entre 2000 a 2011, impactando mayormente en las diferencias salariales entre los extremos y en la parte alta de la distribución (véase el gráfico VI.9).



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Aunque entre los años 2000 y 2011 se observa una leve caída en la desigualdad salarial, al examinar con detalle cada período, la trayectoria de los indicadores distributivos difiere respecto de los cambios generales. En el cuadro VI.4 se muestran los resultados de la descomposición agregada respecto de los períodos 2000-2006 y 2006-2011. En el primer período ocurrió una modificación significativa de la estructura distributiva, que se expresa en una caída de la desigualdad reflejada en el descenso del índice de Gini, de 0,426 en 2000 a 0,405 en 2006. En el segundo período, ocurre una reversión de los efectos observados durante el primero, que implica un aumento de la mayoría de los indicadores distributivos hasta niveles similares a los de 2000, a excepción del que mide la relación p50/10, que descendió nuevamente, hasta un valor de 0,507.

En ambos períodos, el efecto estructura tiene una influencia igualadora, en tanto el efecto composición posee un impacto distributivo desigualador, con la excepción de la relación p50/10 entre 2000 y 2006. En particular, las variaciones de los retornos entre 2000 y 2006 explican con mayor fuerza la disminución de los diferenciales estadísticos distributivos. Un 82% del descenso del indicador que mide la relación p50/10 y casi la totalidad de la relación p90/10 se explican por ese efecto. En cambio, en el segundo

período, las modificaciones ocurridas en la estructura ocupacional son las que produjeron mayoritariamente el aumento de la desigualdad.

Cuadro VI.4
Chile: descomposición agregada; efectos composición y estructura,
total de asalariados, 2000, 2006 y 2011^a

A. 2000-2006					
Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2006	1,570	0,571	0,999	0,503	0,405
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2000	1,698	0,588	1,110	0,543	0,426
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	-0,127	-0,016	-0,111	-0,041	-0,021
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición	0,014	-0,003	0,017	0,008	0,004
	0,001	0,000	0,001	0,000	0,000
Efecto estructura	-0,141	-0,013	-0,128	-0,048	-0,025
	0,001	0,000	0,001	0,000	0,000
B. 2006-2011					
Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2011	1,588	0,507	1,082	0,534	0,421
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2006	1,570	0,571	0,999	0,503	0,405
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	0,018	-0,065	0,083	0,032	0,016
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición	0,101	0,019	0,081	0,038	0,020
	0,002	0,000	0,002	0,001	0,000
Efecto estructura	-0,083	-0,084	0,001	-0,006	-0,004
	0,002	0,000	0,002	0,001	0,000

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

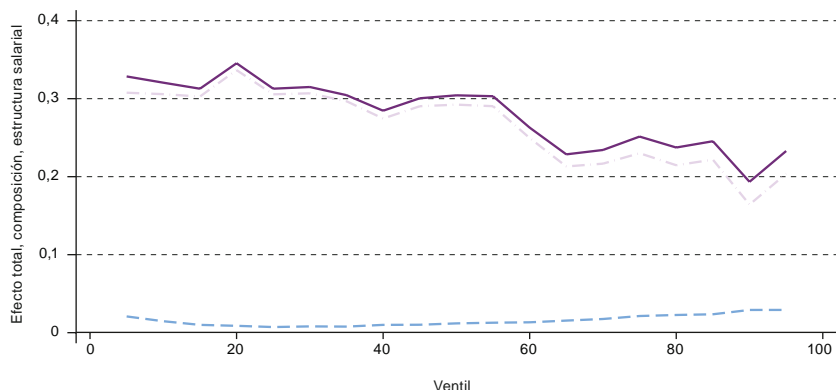
^a Errores estándar estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), con 200 submuestras. Los errores de especificación y reponderación se encuentran incluidos en el efecto composición y el efecto estructura. Para obtener mayores detalles, pueden consultarse los cuadros de descomposición desagregada.

En el gráfico VI.10 se presentan los impactos de la descomposición agregada correspondiente a los períodos 2000-2006 y 2006-2011. En el primer período, el efecto retorno posee un movimiento decreciente a lo largo de la distribución y el efecto composición se mantiene relativamente constante, con un leve aumento en los ventiles superiores. En el segundo período es posible apreciar la influencia desigualadora de los cambios en la composición de la estructura ocupacional, cuyo efecto aumenta más allá del percentil 40.

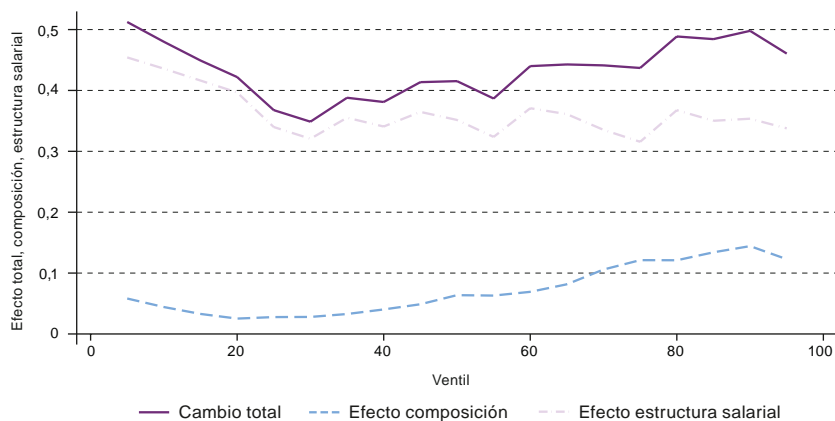
Gráfico VI.10

Chile: descomposición agregada de los cambios en los salarios, según ventíl, efecto composición y efecto retorno, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011

A. 2000-2006



B. 2006-2011



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Nota: Los resultados de la descomposición agregada para hombres y mujeres se presentan en el cuadro VI.A.11 y el gráfico VI.A.2.

b) Descomposición “desagregada”: efecto composición

Una de las ventajas de la metodología de Firpo, Fortin y Lemieux es que permite desagregar la contribución de las diferentes dimensiones incluidas en el análisis a cada uno de los efectos. En particular, interesa estimar el impacto de la formalidad sobre los diferenciales estadísticos distributivos, tanto por el efecto composición como por el efecto retorno.

En el cuadro VI.A.12 se refleja la descomposición desagregada respecto del total de asalariados y los universos de hombres y mujeres. Si se observan

los resultados correspondientes al total de los asalariados, se aprecia el impacto significativo de la educación, la formalidad y la edad sobre la composición del empleo asalariado.

En ese sentido, durante el período 2000-2011, la formalidad laboral representa un aporte positivo a una mayor equidad en la distribución salarial mediante el efecto composición en todos los diferenciales estadísticos distributivos analizados. Su aporte es mayor en los tramos inferiores de la distribución del ingreso, aunque está presente en toda la distribución. Por su parte, la educación presenta un gran efecto desigualador, que afecta sobre todo a las colas de la distribución. Un efecto similar, aunque de menor magnitud, ocurre con la edad.

Estos movimientos de signos contrapuestos de las dimensiones analizadas parecen indicar que el aumento y las reformas a favor de la formalización (con el objetivo de aumentar el número de trabajadores que cotizan a pensiones) han tenido un efecto que contribuye a la equidad entre los trabajadores. Sin embargo, las modificaciones de la estructura educativa (con el consiguiente aumento de trabajadores con mayor escolaridad), y otras dimensiones como la edad, han contrarrestado la mejora distributiva impulsada por la disminución de la informalidad laboral.

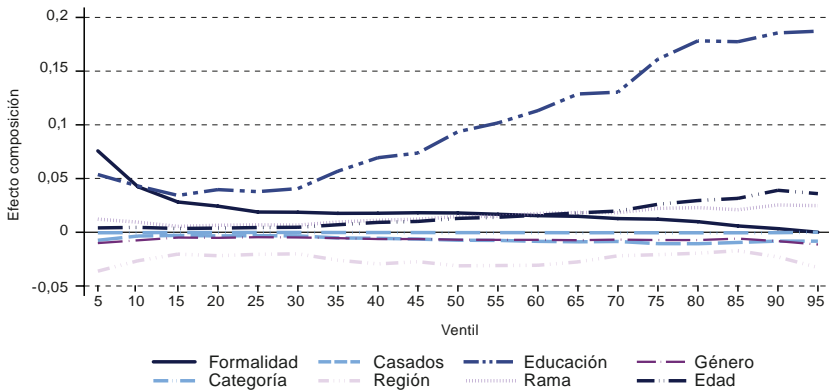
Lo anterior se constata al analizar las dimensiones que componen el efecto composición según ventiles de salarios. El examen del efecto de la formalidad laboral a lo largo de la distribución permite inferir que impactó principalmente en la parte inferior de la distribución, con un impacto decreciente a lo largo de esta. En sentido contrario, la educación y la edad presentaron un impacto creciente al avanzar por la curva del ingreso, pues repercutieron en mayor medida en los ventiles superiores (véase el gráfico VI.11).

El análisis de cada uno de los subperíodos considerados anteriormente muestra que, entre 2000 y 2006, la formalidad, la edad de los asalariados y la educación fueron los tres factores que determinaron el efecto composición. Sin embargo, este no tuvo un peso significativo si se compara con el efecto retorno. Bajo esas circunstancias, la formalidad tuvo un efecto igualador que se ve contrarrestado en forma más o menos completa por la conjunción de los efectos concentradores de la edad y la educación²⁰. En particular, la formalidad tuvo un impacto mayor en la zona baja de la distribución

²⁰ Aunque la formalidad aumentó aproximadamente en un punto porcentual durante el período 2000-2006, su impacto igualador se debe a una variación diferencial de esa variable a lo largo de la distribución. En específico, como puede apreciarse en el cuadro VI.A.5 del anexo, se produjeron mayores aumentos de la formalidad en el primer subperíodo respecto de los trabajadores ubicados en los primeros ventiles de la distribución, lo que explica que esta variable determine el efecto composición de forma que iguale la distribución.

y explicó cerca de un 59% del descenso en el indicador que mide la relación p50-/10 y un 11% en el caso del Gini. La educación tuvo un gran impacto concentrador en la zona baja y media de la distribución, en tanto la edad fue más preponderante en las colas (véanse el gráfico VI.12 y el cuadro VI.A.12). Las contribuciones de cada atributo al efecto composición para hombres y mujeres se presentan en el gráfico VI.A.3.

Gráfico VI.11
Chile: contribución de cada atributo al efecto composición, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000-2011



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Gráfico VI.12
Chile: contribución de cada atributo al efecto composición, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011

A. 2000-2006

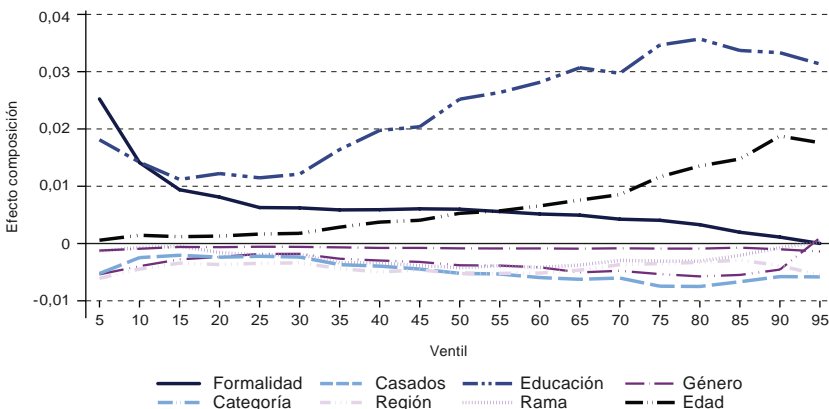
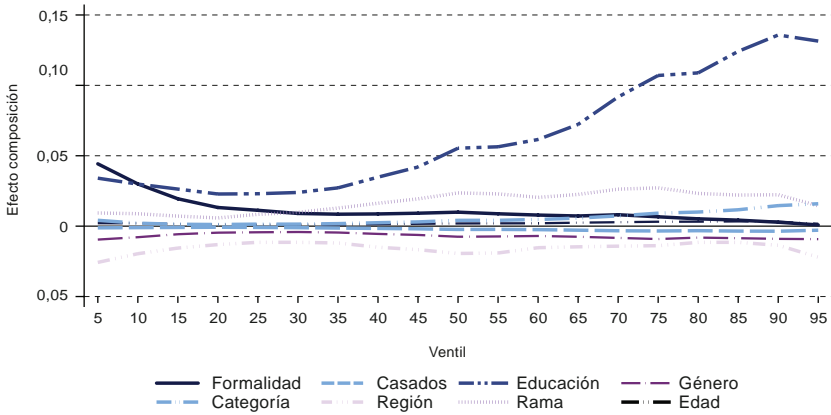


Gráfico VI.12 (conclusión)

B. 2006-2011



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Durante el segundo período, la formalidad no solo mantuvo, sino que aumentó su poder igualador, sobre todo en la zona baja de la distribución del ingreso²¹. Sin embargo, este segundo período, caracterizado por una elevada participación del efecto composición en las variaciones de los indicadores distributivos del ingreso salarial, se destacó por el gran impacto desigualador de la educación, que contrarrestó con creces el efecto igualador de la formalidad. Este fue particularmente intenso en las colas de la distribución y tuvo un impacto menor en la zona media. La edad mostró un comportamiento similar, aunque su aporte al efecto composición fue algo menor que el observado durante el período 2000-2006.

En el gráfico VI.12 se refleja el hecho anterior, en que la formalidad laboral presentó un mayor impacto a lo largo de la distribución en el segundo período en comparación con el primero. Ese resultado concuerda con la evolución de la informalidad, cuya caída más marcada se registra a partir de 2006. De igual modo, se aprecia que el impacto entre 2000 y 2006 se evidenció sobre todo en la parte baja de la distribución, aunque se mantuvo constante aproximadamente después del percentil 25. También puede verse que el impacto desigualador de la edad durante el primer período presenta un movimiento decreciente a lo largo de la distribución. En el subgráfico correspondiente al segundo período, se observa el mayor impacto de los cambios de la estructura educativa, en relación a la formalidad laboral, expresado en el aumento de la desigualdad a partir de 2006.

²¹ Véanse, en el cuadro VI.A.5 del anexo, los cambios de la formalidad según ventiles durante ese subperíodo.

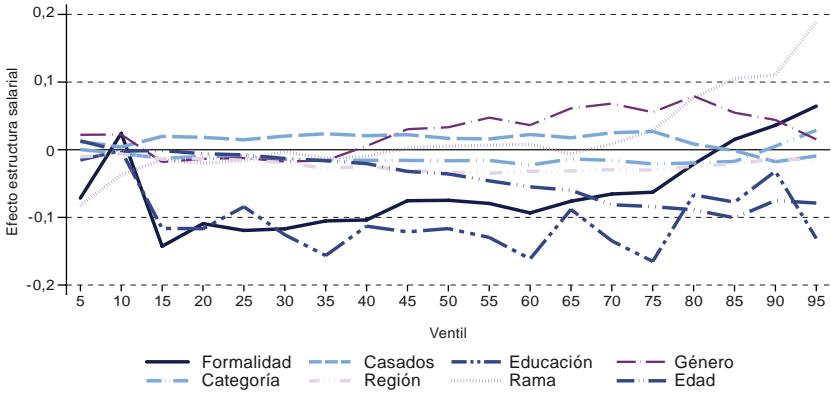
c) Descomposición “desagregada”: efecto retorno

Al examinar en detalle la contribución de las dimensiones consideradas al efecto retorno, se aprecian diferencias a lo largo de la distribución del ingreso, en el signo y magnitud del aporte, y también al considerar diferenciales estadísticos de resumen, como la varianza o el índice de Gini. Si se analiza el resultado de la descomposición agregada respecto de esos dos diferenciales, el efecto retorno es igualador (tiende a hacer que disminuyan el índice de Gini y la varianza) durante el período 2000-2011. Sin embargo, el aporte de la formalidad tiene signo positivo, es decir, tiende a incrementar la desigualdad en el salario, al igual que sucede con la educación y los sectores de actividad considerados en su conjunto. El signo negativo del efecto retorno viene dado principalmente por el aporte de la constante del modelo, que compensa con creces los efectos concentradores de los determinantes mencionados. En otras palabras, existe en los retornos una tendencia a la disminución de la inequidad salarial que se refleja en el modelo, pero no se asigna en forma específica a ninguno de los determinantes considerados.

Cuando se analizan las relaciones entre los distintos percentiles de la distribución, pueden distinguirse dos situaciones entre las que afectan a la parte alta y la parte baja de la curva. A ese respecto, la relación 90/50 se comporta de la misma manera que la varianza y el índice de Gini, es decir, con un aporte a la concentración de ingresos de la formalidad, la educación y los sectores de actividad que, de todas formas, no logran compensar el efecto desconcentrador que refleja el modelo en la constante de regresión. Respecto de la zona baja de la curva de distribución, la formalidad posee un impacto igualador en la relación p50/10 y también (aunque apenas sea significativo) en la relación p90/10, lo que explica un 22% de la caída de ese último indicador (véase el cuadro VI.A.12). Ambas situaciones, la que sucede en la zona baja y media de la distribución y la que afecta a la zona alta, también pueden deducirse al observar el gráfico VI.13 y la tendencia creciente del efecto retorno de la formalidad a medida que aumentan los ventiles. Aunque el efecto es menor que en otras dimensiones, cabe destacar que el aumento de los diferenciales salariales según género durante el período 2000-2011 contribuyó al aumento de los indicadores de desigualdad. Más aun, se demuestra gráficamente que el efecto del género posee un aspecto creciente que afecta en mayor medida a los ventiles superiores.

El análisis del efecto retorno en ambos subperíodos parte de una aparente similitud derivada de la descomposición desagregada: tanto en el subperíodo 2000-2006 como en 2006-2011, el efecto retorno es igualador, en el marco de un efecto total en ese mismo sentido hasta 2006 y con una tendencia a la concentración desde ese año hasta 2011.

Gráfico VI.13
Chile: contribución de cada atributo al efecto retorno, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000-2011



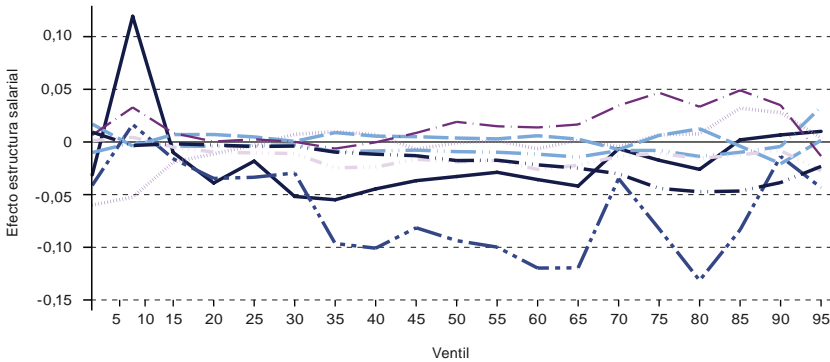
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

En términos generales, se observa que la formalidad tuvo en el primer subperíodo un efecto nulo sobre el índice de Gini, redujo la varianza y mejoró la relación entre los ingresos de la zona inferior y media de la distribución salarial. De hecho, en el período que va de 2000 a 2006, la formalidad explica cerca de un 77% de la caída de la varianza. En cambio, tuvo un efecto concentrador en la zona alta de la distribución. A su vez, en el segundo subperíodo su impacto fue significativo y a favor de una mayor concentración de los ingresos salariales, sobre todo en las zonas bajas de la distribución (véase el cuadro VI.A.13).

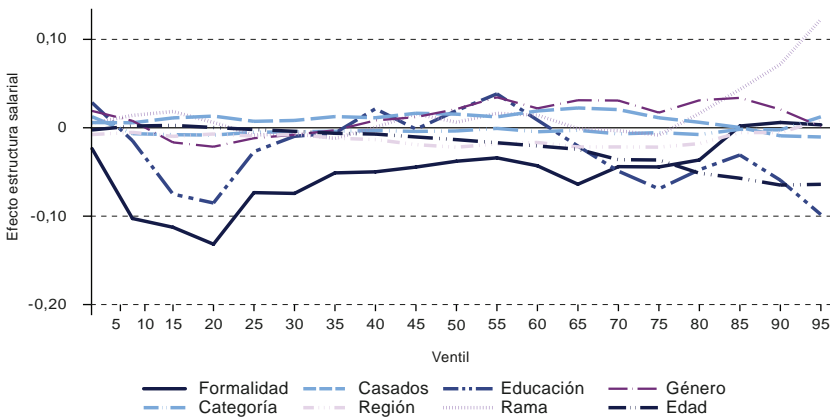
Si se observa el gráfico VI.14, es posible deducir que los cambios en los retornos sobre la formalidad laboral tuvieron un efecto mayor en los ventiles inferiores y relativamente estable en el resto de la distribución durante el primer período. También se aprecia una tendencia contraria desde 2006 debido al efecto menor y creciente en la parte inferior de la distribución. No obstante, en ambos períodos se puede apreciar un patrón en forma de parábola, que produce un efecto mayor en ambas colas en detrimento de los estratos intermedios. Por otra parte, aunque el efecto desigualador de la formalidad en el último período tuvo una influencia significativa en el aumento de los indicadores distributivos, las modificaciones de los retornos según rama de actividad, categoría ocupacional y género también contribuyeron al cambio significativo de la estructura distributiva, con un incremento considerable de los niveles de desigualdad salarial.

Gráfico VI.14
Chile: contribución de cada atributo al efecto retorno, según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011

A. 2000-2006



B. 2006-2011



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Más allá de los cambios en los retornos sobre la formalidad, las primas sobre la educación también modificaron su influencia de un período a otro. Al analizarlas de forma detallada, en los primeros años tuvieron efectos igualadores entre el extremo superior y la parte baja de la distribución (lo que explicó un 57% de la caída de ese indicador) y en la relación p50/10, pero desigualadores en la parte superior de la distribución. Entretanto, en la segunda parte de la década, el efecto estructura salarial de la educación tuvo un impacto igualitario en las partes baja y alta de la distribución. Las contribuciones de cada atributo al efecto retorno para hombres y mujeres se presentan en el gráfico VI.A.4.

d) Impacto conjunto de la formalidad

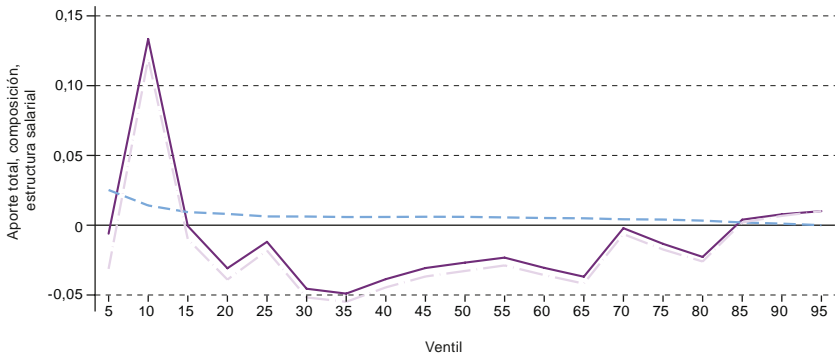
Los aumentos de los niveles de formalización laboral a lo largo de la primera década del siglo XXI, han tenido un impacto significativo sobre la desigualdad salarial en el mercado laboral chileno. No obstante, lejos de ser un efecto lineal y directo, ha habido diferencias de interés en el universo de los trabajadores asalariados, según se considere su aporte al efecto composición o al efecto retorno, o según se considere el período 2000-2011 o dos subperíodos por separado: 2000-2006 y 2006-2011. El impacto de la formalidad, junto con los de otras variables, como la educación, la edad y el género de los trabajadores, los sectores de actividad y la categoría ocupacional e incluso, en algunos indicadores, la región de residencia, han conjugado un panorama en que la desigualdad ha permanecido relativamente estable de un extremo a otro. Dicha estabilidad no ha estado exenta de movimientos significativos en las diferentes zonas de la distribución, lo que responde a la dinámica de los procesos que han ocurrido en el mercado laboral chileno.

A modo de resumen, en los gráficos VI.15 y VI.16 se presenta el aporte total y relativo de la variable de formalización a los cambios distributivos en general, y a los efectos composición y retornos en particular. En el gráfico VI.16 se presenta el aporte de la formalización al efecto composición y al efecto retorno a lo largo de la distribución. De manera general, el efecto composición de esta variable evidencia un mayor impacto en los ventiles inferiores, que decrece a lo largo de la distribución de forma relativamente constante. Por su parte, el efecto estructura salarial de la formalización presenta un patrón en forma de parábola, que se caracteriza por un mayor peso relativo del efecto retorno de la formalidad por debajo del percentil 15, que decrece y luego vuelve a aumentar, lo que es favorable a los estratos superiores, particularmente por encima del percentil 60. El impacto total sigue la misma pauta del efecto retorno, de modo que su aporte total al índice de Gini favorece una mayor concentración. Sin embargo, esto se basa en un proceso en que, simultáneamente, se hace más igualitaria la distribución salarial en la zona inferior de la curva y menos en la zona alta.

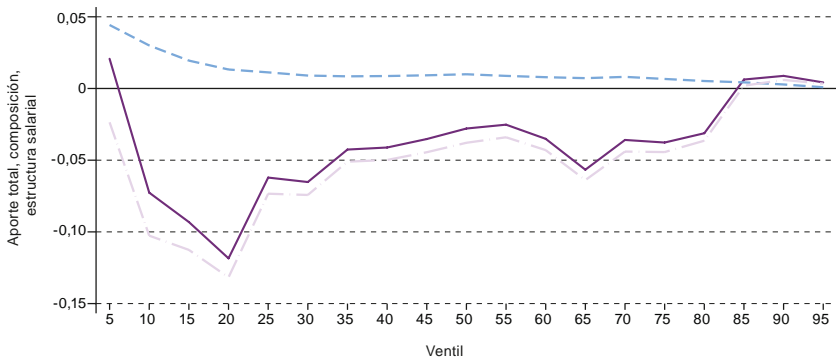
Al examinar la situación de ambos efectos del aporte de la formalización en los dos subperíodos, se observa una similitud cuantitativa y respecto de la distribución por ventiles en el efecto composición. Por su parte, la contribución al efecto retorno se diferencia levemente, ya que el aporte de la formalización al efecto estructura salarial posee una magnitud similar en los percentiles inferiores y superiores durante el período 2006-2011, pero un mayor peso en los percentiles inferiores durante el período anterior.

Gráfico VI.15
Chile: aporte de la formalización al efecto composición y efecto retorno,
según ventíl de salarios, total de asalariados, 2000, 2006 y 2011

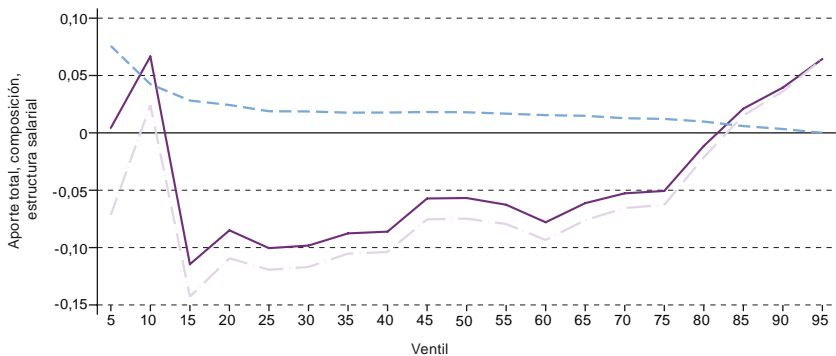
A. 2000-2006



B. 2006-2011



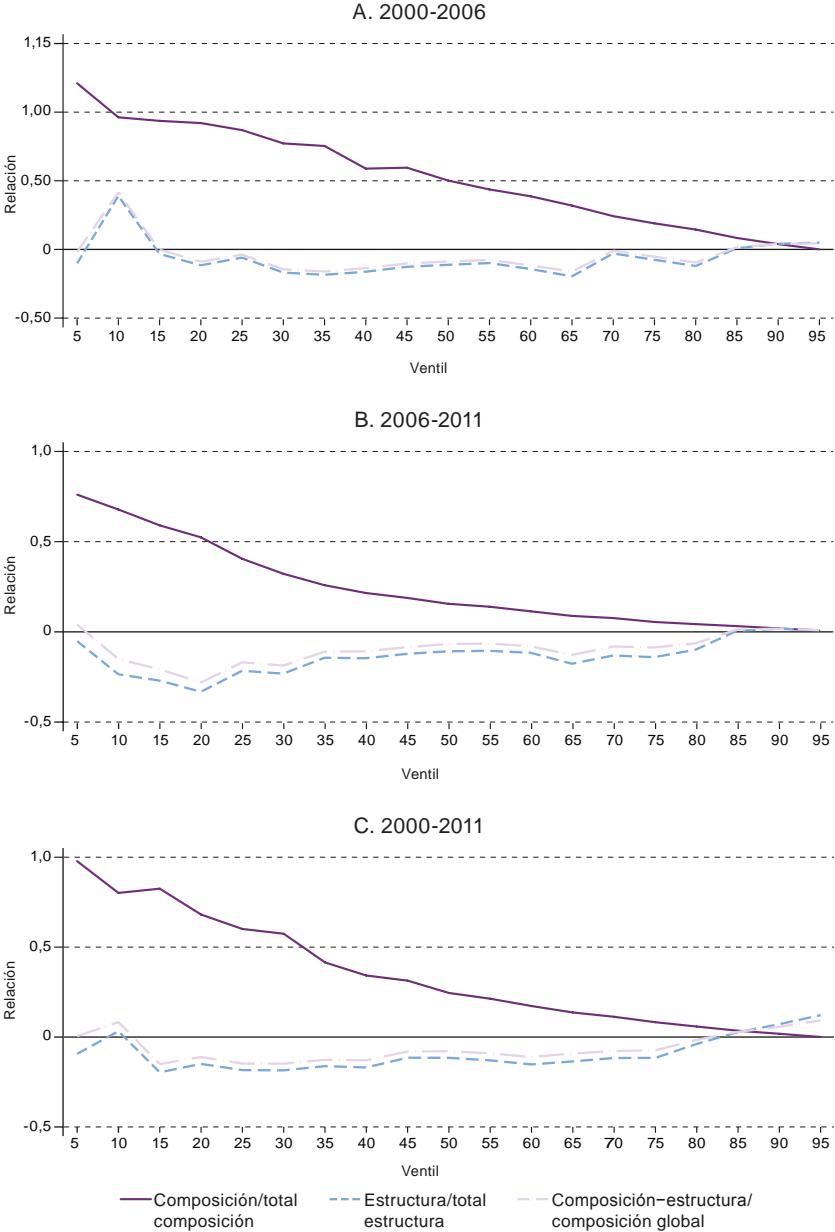
C. 2000-2011



— Aporte total - - - Aporte composición - - - Aporte estructura salarial

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Gráfico VI.16
Chile: aporte relativo de la formalización, según ventíl de salarios, total de asalarados, 2000, 2006 y 2011



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

En definitiva, se evidencia que el aporte de la formalización al efecto composición es relativamente constante a lo largo de la distribución, con una tendencia menor a la desconcentración de la distribución de ingreso. Debido a esto, el efecto de la condición de trabajador formal sobre la desigualdad se ve compensado por el efecto precio de la formalidad, por lo que los movimientos del aporte total de la variable de formalidad siguen los movimientos del efecto retorno.

En cuanto al aporte relativo de la formalización, a partir del gráfico VI.16 se deduce que, durante el período 2000-2011, los cambios de la composición producidos por la formalización laboral tuvieron un impacto relativamente mayor en los ventiles inferiores, con un efecto cada vez menor hasta los ventiles superiores. Este descenso a lo largo de la distribución del efecto composición de la formalización laboral refleja la influencia igualadora de esa variable en la totalidad del período. El análisis detallado de los subperíodos evidencia una participación relativa que no manifiesta grandes cambios, salvo una influencia relativamente menor de la formalización laboral en el total del efecto composición a partir de 2006.

El impacto relativo en el efecto estructura salarial parece relativamente menor cuando se le compara con el aporte al efecto composición. No obstante, se presenta una tendencia similar a la de los efectos absolutos, que pone de relieve impactos mayores en las colas inferior y superior de la distribución (véase el gráfico VI.16).

G. Comentarios finales

En la primera década del siglo XXI, los cambios del mercado laboral han detonado una serie de modificaciones de la estructura distributiva y, con ello, aumentos y descensos de la desigualdad salarial. En general, esas variaciones han sido concomitantes con mejoras relacionadas con la participación laboral, mayores tasas de empleo, caídas de la informalidad y cambios en las características de la estructura ocupacional. El uso de la metodología desarrollada por Firpo, Fortin y Lemieux (2007), que extiende el enfoque de Oaxaca y Blinder, ha permitido descomponer una serie de indicadores distributivos y conmensurar el impacto de esos cambios, teniendo en cuenta un efecto relacionado con variaciones en la estructura ocupacional (efecto composición) o en la estructura salarial (efecto retorno).

Los resultados apuntan a que a lo largo de la década se produjo una modificación de la estructura de primas de las características de los trabajadores, que a su vez propició una mejor distribución de los ingresos salariales. No obstante, el examen en detalle permitió detectar un aumento de la desigualdad en el período 2006-2011, debido sobre todo a los cambios de la composición de los asalariados. Mientras que la caída de los indicadores

distributivos durante el primer sexenio se debe al estrechamiento de las brechas salariales entre distintos grupos; las modificaciones de la estructura del empleo en el segundo período compensaron la tendencia igualadora que persistió, aunque con menos fuerza en esa segunda etapa.

La formalización laboral ha sido un factor relevante en los cambios de la dinámica distributiva. Específicamente, el aumento de la participación de los trabajadores formales en el empleo asalariado total ha actuado como factor de reducción de la desigualdad salarial a lo largo del período. No obstante, las primas por formalizarse resultan disímiles entre los dos períodos a lo largo de la década. Esto podría deberse a que la población formalizada (o en “riesgo” de formalizarse) durante ambos períodos corresponde a grupos con características disímiles, ubicados en diferentes lugares de la distribución, lo que entraña un efecto desigual en la estructura distributiva.

Si bien el aumento de los trabajadores que cotizan al sistema previsional chileno ha tenido en general un impacto igualador, la influencia de otras dimensiones que han desempeñado históricamente un papel fundamental en el mercado laboral chileno, ha contrarrestado la influencia del proceso de aumento en el número de los cotizantes al sistema de pensiones. En el caso particular de la educación, y al igual que en otros países, se infiere que la caída de los retornos sobre la educación ha permitido que esa variable posea un rol igualador. No obstante, los cambios de la estructura educativa, caracterizada por el aumento de asalariados con niveles educacionales superiores, evidencian un efecto significativo y concentrador de los ingresos. Por otra parte, el ingreso de un mayor número de mujeres al mercado laboral ha entrañado una modificación de la estructura ocupacional, al conferir un efecto igualador a ese fenómeno. Con todo, el aumento de las brechas salariales de género, que se ha analizado con detalle en diversos estudios sobre el caso chileno, ha tenido un impacto negativo en la distribución de ingresos al incrementar los diferenciales salariales entre hombres y mujeres.

De cara al futuro, queda planteado como desafío de investigación un análisis más profundo de los elementos que contribuyeron al mayor impacto relativo del efecto composición durante el período 2006-2011. Ese fenómeno se debió, sobre todo, al efecto de las variables relacionadas con la educación y al cambio del poder igualador de la formalidad sobre el efecto retorno en la comparación entre ambos subperíodos.

Bibliografía

- Amuedo-Dorantes, C. (2005), "Work contracts and earnings inequality: The case of Chile", *Journal of Development Studies*, vol. 41, N° 4.
- Antía, F. (2012), "¿Hacia una moderación de la dualización? Reforma recientes de las políticas sociales en Chile y Uruguay", documento presentado en el Cuarto Congreso Uruguayo de Ciencia Política, "La ciencia política desde el Sur", Montevideo, Asociación Uruguaya de Ciencia Política.
- Arrau, Fernando (2005), *El sistema previsional en Chile*, BCN Serie Informes, N° 145, Santiago de Chile, Biblioteca del Congreso Nacional de Chile.
- Attanasio, O., C. Meghir y A. Otero (2011), "Formal Labor Market and Pension Wealth: Evaluating the 2008 Chilean Pension Reform", Department of Economics, UCL, inédito.
- Beccaria, L., R. Maurizio y G. Vázquez (2014), "Recent changes in wage inequality in Argentina. The role of labor formalization and other factors", *MPRA Paper*, N° 56701, Munich, University Library of Munich.
- Behrman, J. y otros (2011), "First-round impacts of the 2008 Chilean pension system reform", *Michigan Retirement Research Center Research Paper*, N° WP 245.
- Berstein, Solange (ed.) (2010), *El sistema chileno de pensiones*, Santiago de Chile, Superintendencia de Previsión Social.
- Blinder, A. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates"; *The Journal of Human Resources*, vol. 8, N° 4.
- Bravo, D., C. Sanhueza y S. Urzúa (2008), "Ability, schooling choices and gender labor market discrimination: evidence for Chile", *Research Department Publications*, N° 3258, Washington, D.C., Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2010), *La hora de la igualdad: brechas por cerrar, caminos por abrir* (LC/G.2432(SES.33/3)), Santiago de Chile.
- (2011), *Panorama Social de América Latina 2011* (LC/G.2514-P), Santiago de Chile.
- (2012a), *Eslabones de la desigualdad: heterogeneidad estructural, empleo y protección social* (LC/G.2539-P), Colección La Hora de la Igualdad, Santiago de Chile.
- (2012b), *Cambio estructural para la igualdad: Una visión integrada del desarrollo* (LC/G.2524(SES.34/3)), Santiago de Chile.
- (2013), *Panorama Social de América Latina 2013* (LC/G.2580), Santiago de Chile.
- (2014), *Pactos para la igualdad: hacia un futuro sostenible* (LC/G.2586(SES.35/3)), Santiago de Chile.
- Contreras, D. (2002), "Explaining wage inequality in Chile: does education really matter?", *Journal of Income Distribution*, vol. 11, N° 1.
- (2003), "Poverty and inequality in a rapid growth economy: Chile 1990-96", *Journal of Development Studies*, vol. 39, N° 3.
- Contreras, D. y S. Gallegos (2007), "Descomponiendo la desigualdad salarial en América Latina: ¿Una década de cambios?", *serie Estudios Estadísticos y Prospectivos*, N° 59 (LC/L.2789-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Contreras, D. y E. Puentes (2000), *Is the gender wage discrimination decreasing in Chile? Thirty years of "robust" evidence*, Santiago de Chile, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Cornia, G. A. (2012), "Inequality trends and their determinants: Latin America over 1990-2010", *WIDER Working Paper*, N° 2012/09, Instituto Mundial de Investigaciones de Economía del Desarrollo (WIDER).

- DiNardo, J., N. Fortin y T. Lemieux (1996), "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", *Econometrica*, vol. 64, N° 5.
- Escrivá, J. L., E. Fuentes y A. García Herrero (2010), *Las reformas de los sistemas de pensiones en Latinoamérica: avances y temas pendientes*, Bilbao, BBVA.
- Feige, E. L. (1990), "Defining and estimating underground and informal economies: The new institutional economics approach", *World Development*, vol. 18, N° 7.
- Ferreira, F. H. G. y J. A. Litchfield (1999), "Calm after the storms: Income distribution and welfare in Chile, 1987-94", *The World Bank Economic Review*, vol. 13, N° 3, Banco Mundial.
- Firpo, S., N. Fortin y T. Lemieux (2011), "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labor Economics*, vol. 4A.
- (2005), "Decomposing wage distributions: Estimation and inference", University of British Columbia, inédito.
- (2007), "Decomposing wage distributions using influence function projections and reweighting", University of British Columbia, inédito.
- (2009), "Unconditional quantile regressions", *Econometrica*, vol. 77, N° 3.
- Hourton, A. (2012), *Income Inequality in Chile: 1990-2006*, Graduate School of Economics, Faculty of Economics, Kyoto University.
- ISSA (Asociación Internacional de la Seguridad Social) (2012), *Social Security Programs throughout the World: The Americas*, 2011 [en línea] <http://www.socialsecurity.gov/policy/docs/progdesc/ssptw/2010-2011/americas/ssptw11americas.pdf>.
- Jann, B. (2008), *OAXACA: Stata module to compute the Blinder-Oaxaca decomposition*, Statistical Software Components S456936, Boston College Department of Economics.
- Larrañaga, O. y R. Herrera (2008), "Los recientes cambios en la desigualdad y la pobreza en Chile", *Estudios Públicos*, N° 109.
- Larrañaga, O. y J.P. Valenzuela (2011), "Estabilidad en la desigualdad: Chile 1990-2003", *Estudios de Economía*, vol. 38 N° 1.
- Lustig, N., E. Ortiz-Juarez y L.F. Lopez-Calva (2013), *Deconstructing the Decline in Inequality in Latin America*, Banco Mundial, Washington, D.C.
- Maurizio, R. (2012), "Labour informality in Latin America: the case of Argentina, Chile, Brazil and Peru", *Brooks World Poverty Institute Working Paper Series*, N° 16512, The University of Manchester.
- (2014a), "Labour formalization and declining inequality in Argentina and Brazil in the 2000s. A dynamic approach", *ILO Research Paper Series*, N°9, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- (2014b), "El impacto distributivo del salario mínimo en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay", *serie Políticas Sociales*, N° 194 (LC/L.3825), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Melo, O., G. Donoso y N. Abarzúa (2010), "Determinantes de la desigualdad del ingreso de Chile, un análisis comparativo para el sector rural", *Economía Agraria*, N° 14.
- Meller, P. (1996), *Un siglo de economía política chilena (1890-1990)*, Santiago de Chile, Editorial Andrés Bello.
- Montenegro, C. (2001), "Wage distribution in Chile: does gender matter? A quantile regression approach", *Policy Research Report on Gender and Development Working Paper Series*, N° 20, Washington, D.C., Banco Mundial.
- Montenegro, C. y R. Paredes (1994), "Gender Wage Gap and Discrimination: A Long Term View Using Quantile Regression" [en línea] http://www.ricardoparedes.cl/paperweb/Montenegro_Paredes.PDF.

- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets"; *International Economic Review*, vol. 14, N° 3.
- OISS (Organización Iberoamericana de Seguridad Social) (2012), "Banco de información de los Sistemas de Seguridad Social Iberoamericanos" [en línea] http://www.oiss.org/IMG/pdf/bissi_2012-3.pdf.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2013a), *Panorama Laboral 2013: América Latina y el Caribe*, Lima.
- (2013b), *La medición de la informalidad: Manual estadístico sobre el sector informal y el empleo informal*, Ginebra.
- (2014), *Experiencias recientes de formalización en países de América Latina y el Caribe*, Notas sobre Formalización.
- Palma, A. (2008), *Explaining earnings and income inequality in Chile*, Department of Economics, School of Business, Economics and Law, University of Gothenburg.
- Paredes, R. y L. Riveros (1994), "Gender wage gaps in Chile. A longterm view: 1958 – 1990", *Estudios de Economía*, N° 21.
- Perticara, M. y P. Celhay (2010), "Informalidad laboral y políticas públicas en Chile", *ILADES-Georgetown University Working Paper*, N° inv257, Ilades-Georgetown University, Universidad Alberto Hurtado/School of Economics and Bussines.
- Portes, A. y W. Haller (2004), "La economía informal", *serie Políticas Sociales*, N° 100 (LC/L.2218-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Quintanilla, X. (2007), "The effect of the Chilean pension reform on wealth accumulation", *Workshop on the Economics of Ageing, CeRP, ColegioCarloAlberto*.
- Robles, Claudia (2013), "Sistemas de protección social en América Latina y el Caribe: Chile", *Documentos de Proyecto (LC/W.511)* Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Rofman, R., E. Fajnzylber y G. Herrera (2010), "Reforming the pension reforms: The recent initiatives and actions on pensions in Argentina and Chile", *Pension reform, fiscal policy and economic performance: papers presented at the Banca d'Italia workshop held in Perugia, 26 - 28 March 2009*.
- Saravia, Leonor (2009), "Trabajadores independientes y cobertura previsional en Brasil y Chile", *Trabajadores independientes y protección social en América Latina*, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Schneider, F. y D.H. Enste (2000), "Shadow economies: Size, causes, and consequences", *Journal of Economic Literature*, vol. 38, N° 1.
- Todd, P. y C. Joubert (2011), *Impacto de la reforma previsional de Chile de 2008 sobre la participación de la fuerza laboral, el ahorro previsional y la equidad de género*, Santiago de Chile, Dirección de Presupuestos [en línea] http://www.dipres.gob.cl/594/articles-89389_doc_1pdf.pdf.
- Tornarolli, L. y otros (2014), "Exploring trends in labor informality in Latin America, 1990-2010", *CEDLAS Working Paper*, N° 0159, Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata.
- Tuesta, D. (2011), "Una revisión de los sistemas de pensiones en Latinoamérica", *Working Paper*, N° 1114, Economic Research Department, BBVA.
- Uthoff, A. (2001), "La reforma del sistema de pensiones en Chile: desafíos pendientes", *serie Financiamiento del Desarrollo*, N° 112 (LC/L.1575-P), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Capítulo VII

Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso del Ecuador

*Roxana Maurizio*¹

*Gustavo Vázquez*²

Introducción

Al igual que en la mayoría de los países de América Latina, el mercado de trabajo ecuatoriano se caracteriza por una elevada informalidad laboral y desigualdad salarial. En la región, el Ecuador registra uno de los niveles más altos de informalidad, definida a partir del enfoque legal (Husmanns, 2004), específicamente, un asalariado no inscrito o informal es aquel que no cuenta con seguridad social. Sin embargo, cuando se observa la dinámica que han seguido estos indicadores a lo largo de la última década, se aprecia un proceso de mejora significativo que contrasta con el observado durante los años noventa.

En estudios anteriores se han constatado las tendencias distributivas y de sus factores asociados. Se ha demostrado que la evolución de la desigualdad durante los dos últimos decenios ha estado estrechamente vinculada al comportamiento del mercado de trabajo que, a su vez, ha respondido a los contrastantes ciclos económicos.

¹ Universidad Nacional de General Sarmiento y CONICET, Argentina.

² Universidad Nacional de General Sarmiento, Argentina.

Al mismo tiempo, como ha sucedido en otros países de la región, el incremento durante los años noventa y la reducción posterior de los retornos de la educación se ha señalado como una de las causas de los cambios en la distribución salarial. Sin embargo, ha recibido menor énfasis el estudio de los impactos distributivos de la formalización laboral que ha tenido lugar en los últimos años en el Ecuador. En este capítulo se retoman esas cuestiones y se evalúa con mayor profundidad el papel que han desempeñado en las modificaciones distributivas los cambios del peso relativo de los asalariados informales en el total del empleo en relación de dependencia. Además de estudiar estas dimensiones en relación con el total de asalariados, el análisis se realiza de manera independiente respecto de hombres y mujeres.

A efectos de evaluar estas influencias, se recurrió a un método de descomposición del cambio en la desigualdad desarrollado recientemente por Firpo, Fortin y Lemieux (2007, 2011), a partir del que es posible extender el enfoque de Oaxaca y Blinder para descomponer otros funcionales del ingreso, diferentes a la media, entre el “efecto composición” y el “efecto retorno”³. Mientras que el efecto composición mide el aporte a la reducción de la desigualdad de los cambios en la estructura de las características, manteniendo los retornos constantes, el efecto retorno evalúa los impactos distributivos de los cambios en las retribuciones, suponiendo que dichas características no se han modificado. Este método permite cuantificar el aporte de los diferentes atributos personales y del puesto de trabajo a la reducción de la desigualdad mediante cada uno de esos efectos.

El resto del capítulo se estructura de la siguiente manera. En la sección A se presentan las fuentes de información. En la sección B se revisan los estudios empíricos existentes sobre los cambios en la desigualdad en el Ecuador y sus factores asociados. La sección C contiene un breve panorama del comportamiento macroeconómico y los principales indicadores del mercado de trabajo ecuatorianos durante la última década. Además, se detalla la evolución de la informalidad laboral y las políticas tendientes a la formalización del mercado de trabajo implementadas durante dicho período. En la sección D se analiza la dinámica distributiva. En la sección E se describen y analizan los resultados de los ejercicios de descomposición. Por último, en la sección F se presentan las conclusiones del estudio.

A. Fuentes de información

Este estudio se basa en el uso de los microdatos provenientes de la Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) realizada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC) del Ecuador. La encuesta incluyó tanto áreas urbanas como rurales del país.

³ Para conocer con mayor detalle la metodología utilizada, véase el capítulo III de este libro.

Los ejercicios de descomposición que se detallan más adelante se llevaron a cabo para el grupo de asalariados comprendidos entre 16 y 64 años de edad, en el caso de los varones, y hasta 59 años en el caso de las mujeres. El límite inferior se estipuló teniendo en cuenta la edad mínima legal para trabajar, mientras que el límite superior indica la edad de retiro del mercado de trabajo. Se excluyó del análisis a los ocupados que no percibían salarios. El análisis se aplicó a los años comprendidos entre 2005 y 2012.

Para la distinción entre asalariados formales e informales se empleó el criterio basado en la inscripción en la seguridad social. En concreto, se consideraron formales los asalariados que respondieron afirmativamente a la pregunta acerca de la percepción de la seguridad social.

B. Estudios previos sobre desigualdad salarial y sus determinantes en el Ecuador

Los estudios sobre la evolución de la distribución del ingreso durante los últimos dos decenios en el Ecuador muestran un claro contraste entre lo ocurrido a lo largo de los años noventa y en la década posterior. Algunos de esos estudios han abordado principalmente el análisis de los cambios en la concentración de los ingresos de los hogares, pero también indagan sobre los factores que habrían influido de manera más significativa en dichas dinámicas. En particular, se observa primero un incremento y luego una reducción de la desigualdad de los ingresos, sobre todo de 2007 en adelante. Este cambio parece estar asociado al desempeño macroeconómico y a la implementación de políticas laborales y sociales tendientes a lograr ese objetivo.

Según Ponce y Vos (2014), el empeoramiento distributivo de los años noventa (especialmente en su primera mitad) estuvo asociado a las reformas estructurales y al magro desempeño macroeconómico, que derivó en una crisis financiera profunda hacia fines de esa década y propició la dolarización de la economía en el año 2000. Todo ello generó un débil dinamismo del mercado de trabajo, sobre todo en lo que se refiere a la generación de empleo asalariado en el sector formal, moderno, de la economía. El sector informal urbano y la agricultura fueron, como de costumbre, sectores refugio. A su vez, la demanda de empleo estuvo sesgada hacia los trabajadores que tuvieran mayores calificaciones. Por lo tanto, al igual que en otros países de la región, la brecha salarial entre estos y los individuos de menor capital humano se incrementó, generando así una mayor dispersión de los ingresos laborales. En cambio, la reducción de la desigualdad en el último decenio coincide solo parcialmente con el ascenso al poder del nuevo gobierno en 2007, ya que esta tendencia se verificaba desde años atrás. Ponce y Vos asocian estas mejoras a la recuperación económica después de la intensa crisis de fines de los años noventa, pero también a la implementación de políticas sociales

y al efecto cada vez más igualador de las remesas. En el área rural, por su parte, la reducción de la desigualdad (especialmente en la segunda mitad de la década de 2000) parece deberse a que los pequeños productores se habrían beneficiado del crecimiento de los términos de intercambio y de la mayor demanda interna de alimentos. Sin embargo, el modelo de crecimiento basado en la exportación de bienes primarios y la ausencia de cambios importantes en la matriz productiva del país podrían dificultar el logro de mejoras distributivas de naturaleza más estructural.

Al concentrarse directamente en la desigualdad salarial, Cruces, García Domench y Gasparini (2011) encuentran que en el Ecuador, al igual que en otros países de la región, el incremento en los años de educación ha sido desigualador en ambas décadas, pero considerablemente menor en la de 2000.

Por último, en un estudio comparativo entre países de América Latina, Amarante (2013) analiza la contribución de las diferentes fuentes de ingresos a la desigualdad global y a sus cambios en el tiempo. Su conclusión es que el empeoramiento distributivo verificado en el Ecuador entre 1990 y 2002 se explica fundamentalmente por el cambio en la contribución de los ingresos por cuenta propia y de los provenientes del capital. La reducción de la desigualdad entre 2002 y 2011 también se asocia a estas dos fuentes de ingresos, pero se hace notar la influencia de la reducción de la informalidad, si bien su efecto igualador parece ser pequeño.

C. La economía y el mercado de trabajo en la primera década del siglo XXI

1. Contexto macroeconómico y evolución de las principales variables del mercado de trabajo

Al igual que otros países de la región, el Ecuador experimentó durante los primeros años de la década de 1990 un intenso proceso de reformas estructurales conjuntamente con la liberalización del comercio y de los movimientos de capitales. En ese contexto, y conjuntamente con medidas de estabilización, la inflación anual que había sido del 75% en 1989, se redujo notablemente en los años siguientes. No obstante, la economía en su conjunto no exhibió un elevado dinamismo ya que la tasa de crecimiento continuó siendo volátil y moderada.

Sin embargo, en la segunda mitad de esa década las dificultades macroeconómicas se exacerbaban y desembocaron en una profunda crisis en sus últimos años. Durante ese segundo quinquenio, el PIB exhibió una tasa de crecimiento anual de solo el 1,45% en promedio entre 1994-1999, con una disminución de casi el 5% en ese último año. La crisis estuvo

asociada a dificultades internas y shocks externos negativos (la caída del precio del petróleo, las crisis de Asia, la Federación de Rusia y el Brasil), así como a las consecuencias climáticas asociadas al fenómeno de El Niño entre 1997 y 1998. El efecto negativo del contexto financiero internacional sobre el sistema bancario local fue particularmente importante, pues generó corridas bancarias que derivaron en el cierre o la transferencia al Estado de un conjunto significativo de bancos privados. En ese contexto de profunda crisis económica y social se produjo la pérdida de la moneda nacional y la adopción del dólar como moneda de circulación. Después de la caída registrada en 1999, el crecimiento del PIB fue de solo el 1% en 2000, mientras que la inflación ascendió casi al 100%.

Esas dificultades macroeconómicas se trasladaron al mercado de trabajo, donde la tasa de desempleo se duplicó entre 1998 y 1999 (del 7% al 14%). La pobreza en áreas urbanas se incrementó del 36% al 65% en el mismo período. En tal contexto, el gobierno de turno debió renunciar al poder.

Al pasar la crisis, y en el marco del nuevo esquema monetario, la situación económica comenzó a estabilizarse progresivamente. En particular, a lo largo del período considerado en este estudio, la economía ecuatoriana exhibió tasas de crecimiento económico más elevadas que en los años anteriores, al menos hasta 2009, cuando se hizo sentir el efecto de la crisis internacional (véase el cuadro VII.1). De todas maneras, ese año cerró con una variación positiva en el nivel de actividad (si bien aumentó apenas en un 0,6%) y al año siguiente ya se había retomado el sendero de crecimiento, que se extiende hasta el presente.

Cuadro VII.1
Ecuador: evolución de las principales variables macroeconómicas
y del mercado de trabajo, 2005-2012

Año	Variación del PIB ^a	Salario real mínimo ^b	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de formalidad ^c
2005	5,29	208	357	7,98	48,52	44,65	40,01
2006	4,40	215	371	7,50	48,95	45,28	39,27
2007	2,19	223	393	6,84	50,00	46,58	39,00
2008	6,36	242	368	6,11	48,74	45,76	38,30
2009	0,57	251	372	7,93	48,44	44,59	45,49
2010	2,85	267	374	6,69	47,32	44,16	47,36
2011	7,43	281	376	5,21	46,33	43,91	52,66
2012	5,00	296	398	4,36	47,13	45,08	57,66

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU), para los indicadores laborales.

^a Tasa de cambio anual en función de los valores anuales publicados por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

^b Total del salario básico unificado y componentes salariales deflactados por el índice de precios al consumidor (IPC) (2012 = 100), Banco Central del Ecuador.

^c Porcentaje de asalariados inscritos en el total del empleo asalariado.

Al mismo tiempo, tras haber alcanzado una inflación máxima del 92% en 2000, esta emprendió de forma decidida un camino decreciente que se mantiene hasta la actualidad, con incrementos anuales en torno al 4% o el 5%.

Existen factores internos y externos que han estado asociados a esa dinámica macroeconómica más favorable exhibida en los últimos años. Por un lado, las tasas de interés se mantuvieron en niveles bajos a lo largo del período, a la vez que se incrementó la liquidez, ya que se estableció que los bancos tuvieran al menos un 45% de sus reservas en el país. La política fiscal, por su parte, también desempeñó un papel expansivo. Entre otras medidas, se incrementó el gasto en educación (hasta duplicar su porcentaje en términos del PIB entre 2006 y 2012) y se amplió la cobertura del programa de transferencia monetaria conocido como Bono de Desarrollo Humano y la pensión asistencial para adultos mayores.

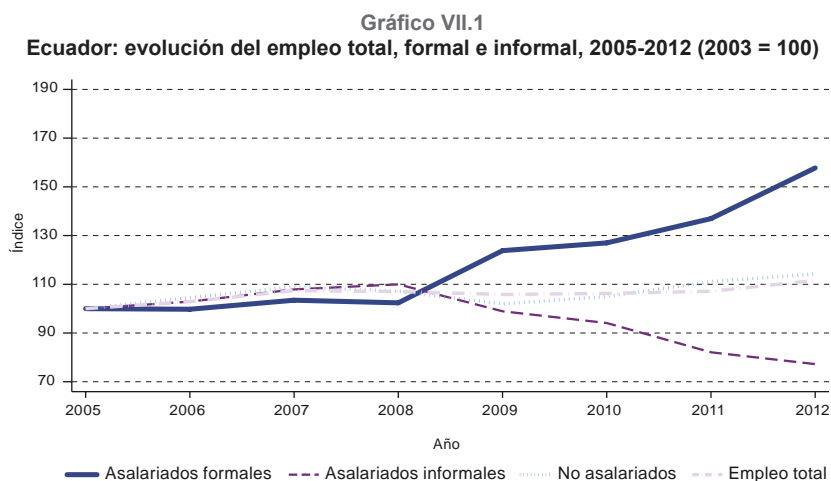
El contexto internacional también contribuyó al mejoramiento del desempeño macroeconómico. En particular, la recuperación del precio del petróleo a lo largo de la década y las bajas tasas de interés mundiales han sido estímulos importantes para el crecimiento económico del país. Sin embargo, la dependencia de la economía ecuatoriana, y de las cuentas fiscales, de los recursos provenientes de las exportaciones de petróleo ha generado un importante grado de vulnerabilidad e incertidumbre, asociado al precio internacional del crudo. Por ese motivo, en 2010 se promulgó el Código Orgánico de Planificación y Finanzas Públicas, que establece que los gastos permanentes deben financiarse únicamente con ingresos fiscales permanentes, si bien estos también pueden utilizarse para financiar gastos no permanentes. De esa manera, se reduce el peso de los recursos provenientes de la actividad petrolera para sostener ese tipo de gastos, con lo que se aumenta su previsibilidad.

Por último, el período posterior a la dolarización se ha caracterizado también por una evolución creciente de las remesas (que se han convertido en una de las fuentes más importantes de entrada de divisas al país) producto de la gran emigración de ecuatorianos en el contexto de la crisis macroeconómica de fines de los años noventa. Conjuntamente con ese factor, el país ha exhibido en la última década un continuo proceso de reducción del porcentaje de deuda externa en relación con el PIB. En efecto, a comienzos de la dolarización el nivel era del 61%, mientras que en 2014 se redujo al 14%.

Algunos indicadores laborales también exhibieron cambios importantes en el período objeto de estudio. Tal como se observa en el cuadro VII.1, la tasa de desempleo se redujo en un 45% entre 2005 y 2012 (del 8% al 4,4%). No obstante, ello parece estar más vinculado a la reducción de la tasa de actividad que a la evolución de la tasa de empleo, que se mantuvo relativamente estable o exhibió pequeñas reducciones a lo largo del período.

Uno de los aspectos más destacables del mercado laboral ha sido el muy intenso proceso de formalización que implicó un incremento de 18 puntos porcentuales (+44%) en la proporción de asalariados inscritos en la seguridad social dentro del total de trabajadores en relación de dependencia. Este proceso comenzó en 2009, luego de cierta estabilidad observada en los años anteriores. Tal como se detalla en la sección C.3, en el país se implementó un amplio conjunto de políticas que parecen haber contribuido a lograr ese resultado.

Al analizar la evolución del número absoluto de puestos formales, se observa que estos se incrementaron en alrededor del 50% a lo largo del período, específicamente desde 2008-2009 (véase el gráfico VII.1). Ello fue acompañado por una abrupta disminución de los puestos informales (del 30%) y cierta estabilidad en las ocupaciones no asalariadas. El resultado neto de esos movimientos contrapuestos ha sido un aumento del orden del 10% en el empleo total entre las puntas del período.



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

La reducción de la tasa de desempleo se verificó en todos los grupos de trabajadores definidos según su sexo, nivel educativo, edad y área geográfica (véase el cuadro VII.A.1 del anexo). En particular, su incidencia se contrajo más decididamente entre las mujeres (donde la tasa cayó a la mitad) que entre los hombres (-38%). No obstante, esa disminución se debe a factores diferentes en cada caso. En el primero, fue consecuencia de la reducción de la participación laboral femenina en un contexto donde la tasa de ocupación se mantuvo relativamente constante. Al contrario, en el caso de los varones se observa un débil crecimiento del empleo con oferta invariante. En ambos

grupos, sin embargo, se evidencia una baja en la tasa de ocupación en 2009, asociada al menor dinamismo económico que recién parece recuperarse en 2012.

La disminución de la tasa de desempleo también se hizo extensiva a todos los grupos etarios. En el caso de los jóvenes, una vez más, esta caída solo fue consecuencia de la menor oferta laboral, ya que la tasa de empleo también se redujo, sobre todo en los últimos años. En el grupo de individuos en edades centrales, la desocupación descendió 3 puntos porcentuales (-41%), con relativa estabilidad en el empleo y cierta disminución de la oferta. Por último, en el grupo de más de 45 años, donde la incidencia del desempleo ya era más o menos baja en 2005 (3,8%), esta se redujo en un 60%. Al igual que en los otros grupos, este resultado se deriva de la contracción de la tasa de actividad, que superó la caída de la tasa de empleo (-7% y -5%, respectivamente).

También resultó significativo el descenso de la incidencia del desempleo en todos los grupos educacionales, especialmente los de menores calificaciones. En todos los casos se repite el panorama de reducción de oferta laboral y creación de puestos de trabajo.

Por último, si bien se observa una tendencia decreciente en la desocupación tanto en las áreas urbanas como rurales, en estas últimas es donde se verificaron con intensidad las caídas en la ocupación y en la tasa de actividad. En cambio, en el ámbito urbano, la tasa de empleo se mantuvo relativamente constante a la vez que la oferta laboral se contrajo en menor grado.

Sobre esa base, el período objeto de análisis se caracteriza por una reducción generalizada de la tasa de desempleo, pero con estabilidad o caídas de la tasa de ocupación. A su vez, la estabilidad de la tasa de ocupación a nivel agregado parece ser el resultado neto de un crecimiento particularmente significativo de los puestos formales y de una contracción de la informalidad laboral.

Al mismo tiempo, durante esos años se llevó a cabo en el país una política tendiente a recuperar el valor real del salario mínimo, sobre todo desde 2007, con el objetivo de convertirlo en lo que se denominó "salario digno". Para ello se determinó que el salario mínimo debía ajustarse según la inflación más la tasa de crecimiento de la productividad y un factor de equidad que permitiera acercarlo al salario digno. Este, por su parte, se estipuló como el valor de la canasta básica familiar dividido entre la cantidad de perceptores de ingresos en el hogar. Esta política permitió que el salario mínimo real se incrementara sostenidamente durante los últimos años, alrededor del 40% entre 2005 y 2012. La dinámica de esa institución laboral, a su vez, puede haber sido uno de los factores que apuntaló la tendencia alcista de los salarios reales medios, que crecieron en un 11% en esos años. Ello también fue posible por la desaceleración de la inflación ya mencionada, sobre todo después del

valor máximo registrado en 2008, del 13,8%. En 2012, el crecimiento anual de los precios fue del 4,1%.

La recuperación del poder adquisitivo del salario se observó en todos los grupos de ocupados, si bien con diferente intensidad (con la única excepción de los de mayor educación, cuyos salarios se mantuvieron relativamente constantes). En efecto, la tasa de crecimiento salarial ha sido monótonamente decreciente con la edad y con el nivel educativo; asimismo, fue mayor entre las mujeres que entre los hombres, y en el ámbito rural en comparación con el urbano (véase el cuadro VII.A.1 del anexo). Ello resulta muy interesante desde una perspectiva distributiva, porque señala que los incrementos fueron más intensos entre los grupos que al principio exhibían menores remuneraciones, con la consecuente reducción de las brechas salariales.

2. Evolución de la informalidad laboral entre los diferentes grupos ocupacionales

Como se ha señalado, una de las características sobresalientes del mercado laboral ecuatoriano durante los últimos años ha sido la reducción significativa de los puestos asalariados no inscritos en la seguridad social.

Cuando se analiza en detalle esa evolución entre los diferentes grupos de trabajadores en relación de dependencia, se observa una disminución de la informalidad en todos ellos (véase el cuadro VII.A.2 del anexo). Este fenómeno fue más pronunciado entre las mujeres que entre los hombres, lo que contribuyó, al menos en parte, a que ellas redujeran su participación en la informalidad en alrededor de 6 puntos porcentuales. De todas formas, las mujeres ya exhibían al inicio del período tasas de no inscripción inferiores a las de los varones, con lo que se incrementó la brecha entre ambos grupos.

Los más jóvenes se beneficiaron algo menos que aquellos en edades intermedias, pero más que los adultos mayores. La reducción menos intensa en este último grupo explica, al menos parcialmente, el gran incremento de su contribución a la informalidad global durante estos años. Además, dado que es entre los más jóvenes donde la incidencia de este fenómeno es más notable, la brecha de informalidad entre estos y el siguiente grupo etario aumentó a lo largo del período.

La intensidad del proceso de inscripción ha tenido una clara correlación con el nivel educativo. Mientras que entre los de menores calificaciones la informalidad se redujo en 15%, la cifra asciende al 60% entre los que poseen educación universitaria. En términos de composición, por lo tanto, se observa que aquellos que no finalizaron el nivel primario aumentaron su contribución a la no inscripción total. En 2012, alrededor del 50% de los puestos asalariados informales estaban ocupados por esos trabajadores. A su vez, la brecha por informalidad entre esos grupos se amplió.

La incidencia de la informalidad es claramente diferencial entre los asalariados del sector público y privado. En 2012, ese tipo de ocupaciones representaba el 5% en el primer caso y el 50% en el segundo. No obstante, en ambos grupos se observa una tendencia decreciente a lo largo del período, aunque con mayor intensidad en el sector público.

El proceso de formalización fue extensivo a todas las ramas de actividad. Sin embargo, en los tres sectores con mayor incidencia de ese fenómeno (construcción, servicio doméstico y actividades agrícolas) la reducción fue claramente menos intensa. En 2012, esas tres ramas en conjunto concentraban más de la mitad de los puestos informales en el país. Sin embargo, como se detalla más abajo, a partir de 2010 se implementó una campaña de formalización del empleo en el servicio doméstico, que parece haber contribuido al incremento de la inscripción a partir de entonces.

La formalización observada en ese período en el ámbito rural fue significativamente menos intensa que en el urbano. En este caso también se han ampliado las brechas por informalidad entre ambos sectores. Ello refleja, al menos en parte, lo que se mencionó antes respecto del comportamiento de la no inscripción en las actividades agrícolas. Hacia el final del período, la informalidad en las áreas rurales alcanzaba al 72%, mientras su incidencia era del 37% en las zonas urbanas.

En resumen, el proceso de formalización en el Ecuador se verificó en todos los grupos de trabajadores definidos a partir de sus atributos personales y del puesto, si bien con diferente intensidad. En particular, dicho proceso fue más débil en los grupos que exhibían inicialmente una mayor tasa de informalidad (véase el cuadro VII.A.2 del anexo). Por un lado, ello amplifica aun más los diferenciales en las tasas de incidencia específica de este fenómeno; por otro, tiende a reducir el posible efecto positivo que puede tener este proceso sobre la distribución salarial, ya que los trabajadores que exhibían un “mejor” vector de características fueron los que se vieron particularmente beneficiados.

Por último, a pesar de esa dinámica positiva, en 2012 solo algo más de la mitad del empleo asalariado correspondía a trabajadores inscritos, lo que sugiere que la informalidad continúa siendo una dificultad importante en este mercado de trabajo.

3. Políticas tendientes a la formalización laboral

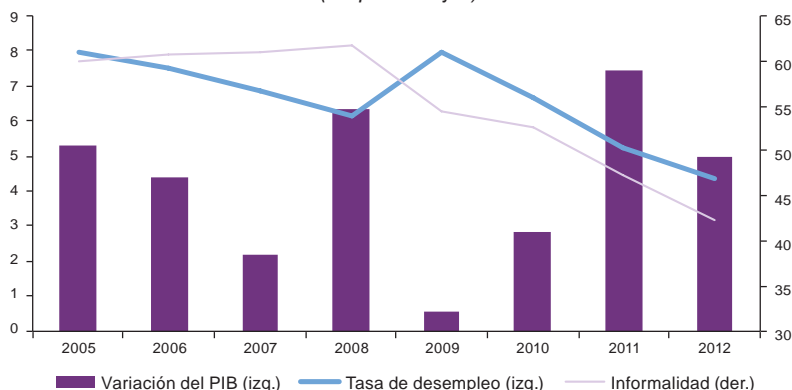
Como se menciona en OIT (2014), y como lo demuestran varias experiencias nacionales, la reducción de la informalidad laboral requiere un contexto macroeconómico favorable pero, sobre todo, de políticas que propicien la inscripción. En ese marco, las estrategias que tienden a un mayor control del cumplimiento de la normativa laboral y las que generan incentivos

a la formalización contribuyen a ese objetivo, como se expone en los párrafos siguientes.

a) El contexto macroeconómico

La marcada reducción de la informalidad se verificó en el Ecuador en un contexto de crecimiento económico estable y elevado, donde el PIB aumentó a una tasa promedio anual de 4,5% entre 2005 y 2008, y a una cifra algo superior en los años siguientes a la crisis de 2009. Al mismo tiempo, la incidencia del desempleo se redujo casi a la mitad (véase el gráfico VII.2).

Gráfico VII.2
Ecuador: crecimiento económico, desempleo e informalidad laboral, 2005-2012
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU) y Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Este proceso de crecimiento sostenido pudo haber hecho más previsible el funcionamiento del mercado de trabajo, lo que tiende a favorecer la celebración de contratos de trabajo formales en la medida en que se espera que estos sean de largo plazo. Por el contrario, la inestabilidad macroeconómica genera incertidumbre sobre el futuro contexto económico y laboral, lo que puede incentivar la evasión de las normas laborales y, con ello, incrementar la contratación de trabajadores de manera irregular.

Desde una perspectiva dinámica, Goñi-Pacchioni (2013) analiza el impacto del ciclo económico sobre los flujos de entrada (a) y de salida (desde) la informalidad laboral en los países andinos, incluido el Ecuador. Considera que la creación de puestos informales en el Ecuador es decididamente anticíclica⁴. A su vez, concluye que el aumento en la tasa de formalidad se

⁴ Varios otros estudios han encontrado en la región este comportamiento anticíclico de la informalidad laboral. Véanse, por ejemplo, Bosch y Esteban-Pretel (2009); Boeri y Garibaldi (2007); Corsueil y Foguel (2012).

explica tanto por los menores flujos de entrada a la informalidad como por los mayores flujos de salida desde ese estado hacia un puesto inscrito.

Desde el punto de vista de los trabajadores, la reducción del desempleo que también se verificó en el Ecuador puede haber otorgado a los individuos una mayor capacidad de negociación frente a sus empleadores, lo que puede haber contribuido a un mejoramiento de las condiciones laborales con repercusiones positivas sobre la inscripción.

Sin embargo, como se mencionó, si bien un marco macroeconómico favorable resulta un prerrequisito importante para la formalización del empleo, será probablemente la combinación de este con medidas específicas lo que permita finalmente lograr ese objetivo. A continuación se analizan diversas estrategias a ese respecto.

b) Cambios en la legislación y en el marco normativo

En los últimos años ha habido en el Ecuador importantes reformas en la legislación laboral que pueden haber contribuido a la formalización del empleo.

Por un lado, en la Asamblea Nacional Constituyente de 2008 se eliminaron diferentes formas de contrato laboral que tendían a la precarización y la informalidad. Se destaca la prohibición de la tercerización laboral y la contratación por horas. El objetivo era garantizar la estabilidad del trabajo y el acceso a los beneficios de la seguridad social.

El Plan Nacional para el Buen Vivir 2009-2013, por su parte, incluyó entre sus ejes fundamentales el incremento de la cobertura de la seguridad social y el cumplimiento de la normativa laboral. Una de sus metas fue que en 2013 el 40% de las personas tuviera seguridad social. El Ministerio del Trabajo, como se indica más adelante, implementó políticas encaminadas a lograr ese objetivo. En su plan estratégico 2013-2017, estipula incrementar el porcentaje de la población económicamente activa de 15 años y más afiliada a la seguridad social, del 41% en 2012 al 60% en 2017.

En 2011 se llevó a cabo un referéndum nacional y una consulta popular sobre diferentes aspectos, entre los que se incluía una pregunta referida a la penalización del incumplimiento frente a la seguridad social por parte de los empleadores. La pregunta era: “¿Está usted de acuerdo con que la Asamblea Nacional, sin dilaciones dentro del plazo establecido en la Ley Orgánica de la Función Legislativa, a partir de la publicación de los resultados del plebiscito, tipifique como infracción penal la no afiliación al Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social de los trabajadores en relación de dependencia?” Esta propuesta fue aprobada.

Si bien no se cuenta con una evaluación directa de los impactos de esa reforma, en 2011 la afiliación a la seguridad social creció significativamente,

en consonancia con el incremento de la formalidad laboral ya señalado. En particular, de acuerdo a información del Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS), la afiliación a la seguridad social pasó del 33% en 2010 al 38% en 2011⁵. El número de empleadores inscritos se incrementó casi un 50% entre ambos años.

Según el Banco Mundial (2012), la señal enviada respecto de la no tolerancia a la informalidad (que reforzaba la agenda iniciada con el cambio en la Constitución en 2008) habría servido como estímulo a la inscripción. De todas formas, no es posible afirmar que el incremento de la formalidad haya estado asociado únicamente a ese cambio en la legislación que, por otro lado, aún no había entrado en vigencia en ese entonces.

La reforma se hizo efectiva en 2014, cuando la Asamblea Nacional sancionó el Código Orgánico Integral Penal, que contenía tres artículos por los que la no afiliación al IESS constituye una infracción penal. El primero (art. 242 “Retención ilegal de aportación a la seguridad social”) establece que todo empleador que retenga los aportes a la seguridad social y no los deposite en un plazo máximo de 90 días recibirá una condena de prisión de 1 a 3 años; la pena puede incluir la clausura del establecimiento hasta que se cancele la deuda correspondiente. El segundo artículo (art. 243 “Falta de afiliación al Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social por parte de una persona jurídica”) determina que la sanción pecuniaria por falta de afiliación puede ser de tres a cinco salarios básicos unificados por cada trabajador no inscrito. Finalmente, el último artículo sobre esa temática (art. 244 “Falta de afiliación al Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social”) estipula que todo empleador hallado culpable de falta de afiliación puede ser condenado a prisión de tres a siete días, si no abona la deuda correspondiente dentro de las 48 horas posteriores de haber sido notificada de la falta.

Por último, la sanción de la Ley Orgánica de Economía Popular y Solidaria (LOEPS) en 2012 introdujo un conjunto de beneficios e incentivos de diferente índole a los emprendimientos familiares y a las pequeñas empresas. A su vez, esa normativa puede haber tenido efectos positivos sobre la formalidad. En primer lugar, para ser reconocidas como parte de la LOEPS, las empresas deben inscribirse en el Ministerio Coordinador de Desarrollo Social. Esta inscripción les permite un mayor acceso al crédito, beneficios fiscales, participación en programas de formación y asesoramiento técnico, simplificación de la inscripción y exenciones tributarias, acceso preferencial en las compras por parte del Estado y, sobre todo, acceso de los participantes en la economía popular solidaria a la seguridad social.

⁵ Para obtener más información, véase el documento del Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS) [en línea] <http://www.iess.gob.ec/documents/10162/83914/DIRECCION+GENERAL.pdf>.

c) Reestructuración y fortalecimiento de las inspecciones de trabajo

Otro de los factores potencialmente asociados a la reducción de la informalidad es la inspección laboral. Una mayor amenaza de fiscalización o mayores sanciones asociadas a la infracción a la normativa podrían ser estímulos para la regularización de la relación laboral por parte de los empleadores.

En forma paralela a las medidas ya mencionadas, y al igual que en otros países de la región, como el Brasil y la Argentina, en el Ecuador se llevó a cabo un proceso de fortalecimiento de la institución de la inspección laboral.

En 2011 se puso en marcha el programa Trabajo Digno. En ese marco, el Ministerio del Trabajo incrementó su dotación de inspectores (que pasó de 65 en 2006 a 245 en 2011) y modificó la organización de sus funciones. En ellas intervienen el propio Ministerio del Trabajo (por conducto de sus siete direcciones regionales e inspectorías de trabajo localizadas en diferentes ciudades del país), el Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social, el Servicio de Rentas Internas y las municipalidades. El incumplimiento de la normativa laboral conlleva sanciones en virtud del Código de Trabajo y el Mandato Constituyente, ya mencionados. A su vez, el IESS es el organismo encargado en esos casos de cobrar los aportes patronales y personales adeudados.

En un estudio realizado por el Banco Mundial (2012), basado en una encuesta empresarial realizada en el país en 2011, se destaca el papel de la inspección en la lucha contra la informalidad y se indica que ese tipo de inspecciones son cada vez más frecuentes. Aproximadamente el 60% de las empresas incluidas en la muestra declaran haber sido inspeccionadas al menos una vez durante el año anterior. Además, se aprecia una correlación positiva y estadísticamente significativa entre el hecho de haber sido inspeccionado y el cumplimiento de la normativa legal y laboral, o sea, tener código de identificación fiscal, emitir facturas, tener patente municipal, emitir contratos por escrito a sus empleados y que estos estén afiliados al IESS. Sin embargo, esa correlación no es perfecta. Por ejemplo, alrededor de un 12% de las empresas inspeccionadas seguía operando sin número de identificación fiscal. Al mismo tiempo, si bien en las empresas inspeccionadas el porcentaje de cumplimiento de la normativa laboral superaba en alrededor de 30 puntos porcentuales el correspondiente a las que no fueron fiscalizadas, la mitad de las primeras no tenía inscritos a sus trabajadores en el IESS.

d) Formalización en el servicio doméstico

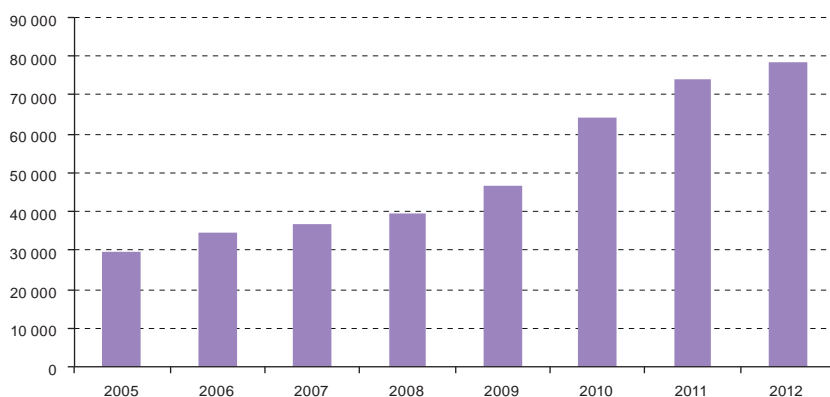
Hay sectores de actividad que, por sus características, requieren esfuerzos específicos en materia de formalización. Por ejemplo, en el servicio doméstico, dado que el lugar de trabajo es el hogar, las actividades de fiscalización resultan claramente muy complejas. En ese caso se requiere un equilibrio entre la necesidad de acceder al domicilio y el respeto a la privacidad de la familia.

Cuando un inspector acude a un establecimiento y se le impide el acceso, se abre un acta de obstrucción y puede volver acompañado de la fuerza pública para ingresar al local. Esto no es así en el caso de los domicilios privados debido a la inviolabilidad del hogar. A ello se suma la relación personal entre el empleado y su empleador, las grandes dificultades para la organización gremial en el sector y el habitual desconocimiento de las trabajadoras respecto de sus derechos, lo que dificulta aún más las tareas de inspección.

Teniendo en cuenta esas dificultades, en 2010 se comenzó en el país la campaña “Trabajo Doméstico Digno” con el objetivo de promover la formalización en el sector. Este programa comenzó con una intensa campaña publicitaria sobre los derechos y obligaciones de esos trabajadores. Luego se procedió a realizar visitas a los hogares con el fin de detectar el incumplimiento de la inscripción del personal doméstico y de las normas laborales establecidas para el sector (OIT, 2014).

Si bien no se han encontrado evaluaciones de impacto que permitan afirmar que esta iniciativa haya tenido efectos significativos, los análisis de corte descriptivo sugieren que la campaña habría contribuido al proceso de formalización, aunque también parece haberse reducido el número total de empleos en el sector (Bosch, Melguizo y Pagés, 2013). En concreto, como se observa en el gráfico VII.3, aunque el número de trabajadores del servicio doméstico afiliados al IESS iba en aumento desde 2005, experimentó un incremento del 37% en 2010 respecto de 2009, lo que puede sugerir algún efecto directo de esa medida.

Gráfico VII.3
Ecuador: evolución del número de trabajadores del servicio doméstico afiliados al IESS, 2005-2012



Fuente: Elaboración propia sobre la base de datos del Instituto Ecuatoriano de Seguridad Social (IESS).

e) Incentivos a la formalización

Por último, desde 2010 se han llevado a cabo otras reformas tendientes a simplificar el acceso a la cobertura del IESS. Con anterioridad a estas reformas, los trabajadores debían tener seis meses de contribuciones continuas para acceder a los servicios de salud, a la vez que ciertos colectivos de individuos quedaban excluidos de esa cobertura. Las reformas flexibilizaron tales condiciones al reducir el período de carencia y permitir la inclusión de los trabajadores a tiempo parcial, los cónyuges (con un aporte reducido) y los hijos menores de 18 años a cargo del afiliado (antes solo se incluía a los menores de 7 años). Quizás todos esos cambios también hayan sido estímulos para la formalidad.

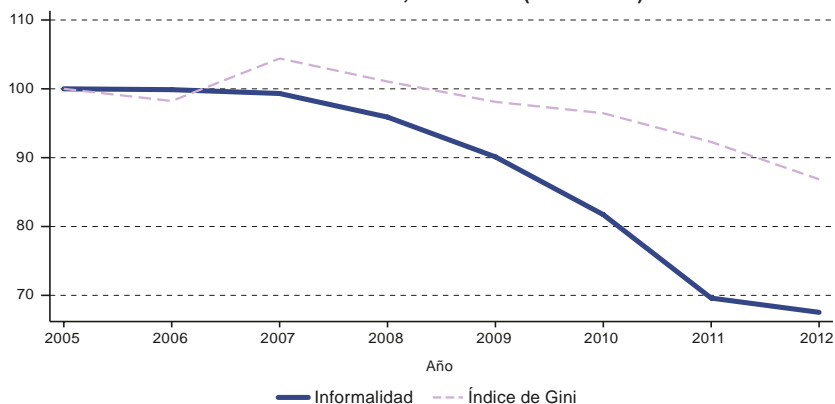
Así pues, es posible identificar un conjunto variado de factores que tendieron a reducir los costos y aumentar los beneficios de la formalidad, mientras que otros contribuyeron a incrementar los costos de la informalidad con potenciales consecuencias positivas sobre la formalización del empleo.

D. Evolución de la desigualdad salarial

Conjuntamente con las mejoras de las condiciones laborales recién analizadas, a lo largo del período objeto de estudio, el Ecuador experimentó una tendencia decreciente en los niveles de desigualdad salarial. En particular, se observa una reducción de algo más del 10% en el índice de Gini de los ingresos de los asalariados. Ello fue concomitante con el proceso de formalización mencionado, donde la incidencia de la informalidad registró un descenso aun de mayor intensidad, de alrededor del 30% (véase el gráfico VII.4).

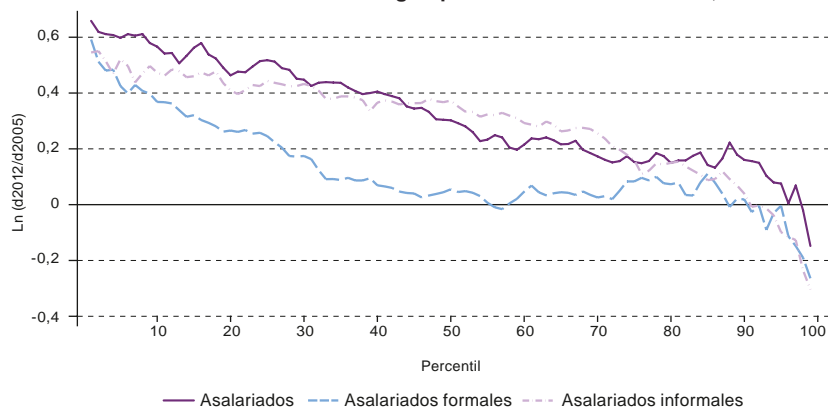
Cuando se analizan las variaciones de los salarios reales entre los extremos del período a lo largo de toda la distribución, se observa claramente que, en el total de los trabajadores en relación de dependencia, los mayores incrementos de ingresos se verifican en la cola inferior a la vez que la intensidad del aumento decrece monótonamente a lo largo de la distribución. Se observa, incluso, una reducción salarial en el último percentil. Ello resulta particularmente evidente entre los trabajadores formales, donde la influencia de ciertas instituciones laborales, como el salario mínimo, podría explicar los mayores incrementos en la parte baja de la distribución. Este comportamiento decreciente de la variación salarial se verifica hasta el percentil 40, a partir del cual los incrementos son de similar intensidad hasta el penúltimo percentil, donde se observa una reducción salarial. Por el contrario, los asalariados informales experimentan incrementos a una tasa decreciente de manera más monótona (véase el gráfico VII.5).

Gráfico VII.4
Ecuador: evolución de la desigualdad salarial y de la informalidad laboral, 2005-2012 (2005 = 100)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Gráfico VII.5
Ecuador: variación del salario real según percentiles de distribución, 2005-2012

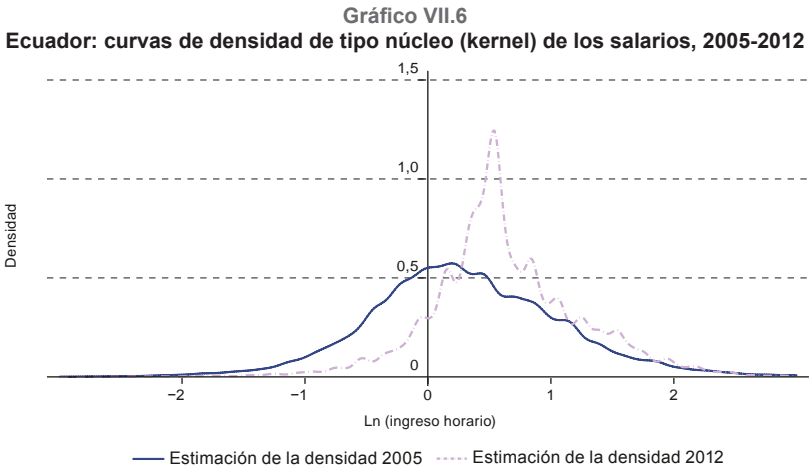


Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

En términos generales, este patrón se reproduce en el caso de los hombres (véase el gráfico VII.A.1 del anexo). En el caso de las mujeres con trabajo formal, el debilitamiento de la intensidad de los aumentos salariales parece ser aun más evidente hasta el percentil 40, para luego exhibir cierta estabilidad en las tasas de crecimiento. Por el contrario, las mujeres con trabajo informal, ubicadas en la primera mitad de la distribución, obtuvieron incrementos porcentuales de similar cuantía, mientras que en la segunda

mitad vuelve a aparecer el patrón descendente que implica, de nuevo, reducciones salariales en los percentiles superiores.

Las funciones de densidad de tipo núcleo (kernel) también contribuyen a visualizar el proceso de reducción de la desigualdad laboral operado en el país en el último decenio (véase el gráfico VII.6). Allí se observa, por un lado, el desplazamiento hacia la derecha de la distribución de 2012 en relación a la de 2005 (coherente con el mencionado incremento de los salarios reales) y, por otro, la gran reducción de la dispersión salarial. Esta parece ser mayormente el resultado de un movimiento desde la parte baja a la parte media de la distribución. Ello se repite tanto en los hombres como en las mujeres (véase el gráfico VII.A.2 del anexo).



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

E. Estimación de los impactos distributivos del proceso de formalización laboral

Para evaluar la contribución de los atributos personales y del puesto de trabajo a la reducción de la desigualdad, medida sobre la base del índice de Gini, de Theil y de la relación entre la mediana y los percentiles 10 y 90, se recurrió a la metodología propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux (2007, 2011), en la que se generaliza el enfoque de descomposición desarrollado por Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Este método permite descomponer tales funcionales del ingreso entre el “efecto composición” y el “efecto retorno”. El primero mide la contribución a la reducción de la desigualdad de los cambios en la estructura de las características, manteniendo los retornos constantes. Por lo tanto, se computa a partir de la variación temporal en la

participación relativa de cada grupo de asalariados, ponderada por su aporte a la desigualdad inicial. El segundo efecto evalúa los impactos distributivos de los cambios en las retribuciones, suponiendo que dichas características no se modificaron. Ese efecto resulta de la diferencia entre el valor de los coeficientes que acompañan a cada covariable en las estimaciones de las regresiones de la RIF (Recentered Influence Function o función de influencia recentrada) correspondientes al momento final y a la contrafactual del año inicial, ponderada en función de la importancia de cada grupo en el empleo dependiente. A su vez, ese método permite medir el aporte individual de estos atributos a la reducción de la desigualdad mediante cada uno de esos efectos. Los detalles de esta metodología se encuentran en el capítulo III del presente volumen.

Sin embargo, antes de examinar los resultados de esa descomposición, conviene analizar en detalle las dos dimensiones en que se basan. Por un lado, los cambios exhibidos por las variables explicativas influyen en el efecto composición. Por otro lado, se tiene en cuenta la contribución de cada una de esas dimensiones a los indicadores de desigualdad que serán parte del efecto retorno. Como se mencionó en la sección A, tales ejercicios solo se aplican a los asalariados en edades activas y con ingresos que no sean nulos.

1. Cambios en la composición del empleo asalariado

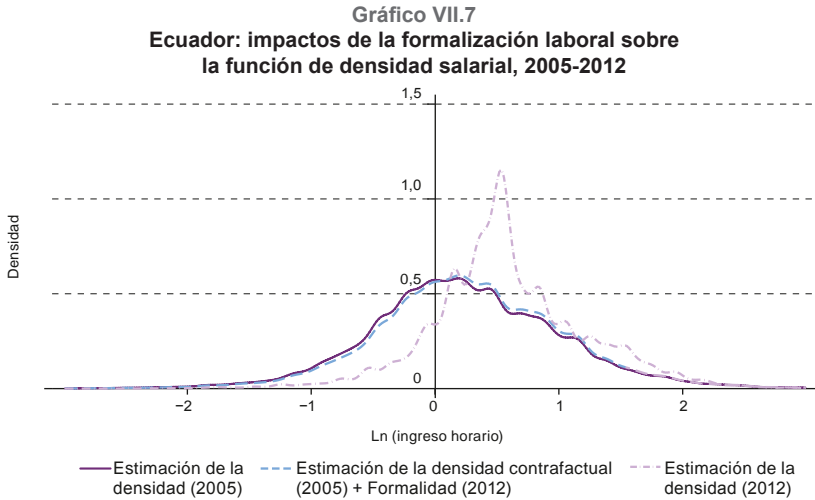
En el cuadro VII.A.3 del anexo se muestra que el incremento de la formalidad entre los asalariados fue de 15 puntos porcentuales. Como se ha mencionado, ese proceso benefició tanto a hombres como a mujeres, aunque estas se beneficiaron con mayor intensidad. Por ese motivo, la brecha entre ambos se amplió a lo largo de la década. En 2012, el porcentaje de asalariadas inscritas superó el de los hombres en 16 puntos, el doble del valor exhibido en 2005.

Se observan también modificaciones significativas en relación a la estructura educativa del empleo. Tanto en el total de los asalariados como en los dos subgrupos aquí analizados, hubo una reducción significativa de la proporción de trabajadores que tienen hasta nivel primario completo (-3 puntos porcentuales) y, en menor magnitud, secundario incompleto (-2 puntos porcentuales), lo que en todos los casos se combina con incrementos en la participación de los que tienen nivel secundario completo (+3 puntos porcentuales). También resultó muy importante el aumento de la proporción de mujeres que finalizaron el nivel universitario (+5 puntos porcentuales).

En relación a la estructura según la rama de actividad, los cambios más significativos han sido la reducción del servicio doméstico en alrededor de 6 puntos porcentuales en el empleo femenino y el incremento de las actividades de construcción en el empleo masculino. Al mismo tiempo, se produjo una disminución de la importancia relativa de los jóvenes en el empleo asalariado

total y en cada uno de los dos subgrupos aquí analizados. En cambio, la distribución de la ocupación según sexo no exhibió modificaciones a lo largo del período.

Con el fin de contextualizar el análisis que se desarrolla en la sección siguiente, y como primer indicador de los impactos distributivos del proceso de formalización, en el gráfico VII.7 se presentan tres funciones de densidad de tipo núcleo (kernel) de los salarios reales, dos de las cuales ya se han mostrado. Corresponden a los años 2005 y 2012. También se incluye una nueva función de densidad, contrafactual, estimada según la metodología propuesta por DiNardo, Fortin y Lemieux (1996). Se emplea un método semiparamétrico para estimar funciones contrafactuales de densidad que permiten evaluar cómo hubiera sido la distribución salarial del momento inicial si, manteniendo constante el resto de los atributos de los trabajadores y del puesto, una de esas características fuera la del momento final.



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Concretamente, a partir de esta estrategia, el gráfico VII.7 muestra cómo se modificaría la función de densidad de 2005 si solo hubiese operado el proceso de formalización en el mercado de trabajo ecuatoriano a lo largo de los años siguientes. La diferencia entre esta función contrafactual y la efectiva de 2012 sugiere la presencia de otros factores (como los recién analizados) que también habrían contribuido a modificar la distribución salarial inicial.

Como se observa, el proceso de formalización ha generado un leve desplazamiento de la distribución desde la parte media-inferior a la parte media y media-superior. Es decir, el notable aumento de la formalidad parece

haber producido modificaciones en una porción importante de la escala salarial. Los resultados de este ejercicio se detallan en el cuadro VII.A.4 del anexo, donde se cuantifica el efecto de la formalización en los percentiles de la distribución y en los indicadores de desigualdad. De hecho, ese proceso implicó un incremento salarial estadísticamente significativo en todos los percentiles. Debido a ese “efecto derrame” no se observan cambios en la relación entre la mediana y los percentiles extremos. Sin embargo, la formalización sí ha tenido efectos sobre los indicadores sintéticos de desigualdad, aunque de escasa magnitud, al ser de un punto en el índice de Gini y de dos puntos en el índice de Theil.

Los “efectos derrame” también se observan entre los hombres, en cuyo caso los impactos han sido significativos en todos los percentiles, si bien con menor intensidad en la mediana y en el último percentil. Ello explica por qué no se modificó la relación entre ambos, mientras que sí hubo una contracción de la dispersión salarial en la cola inferior de la distribución. A diferencia del panorama general, estos cambios no parecen haber sido suficientes para modificar el valor de los índices sintéticos de desigualdad (véase el cuadro VII.A.4 del anexo).

En el caso de las mujeres, los impactos en términos porcentuales parecen ser más intensos en la parte inferior de la distribución hasta la mediana, aunque también se extienden hacia arriba. El resultado es que, contrariamente a lo que sucedió con los hombres, no se modificó la relación p_{50}/p_{10} , ya que en ambos percentiles el efecto fue similar. Tampoco hubo cambios significativos en la cola superior. Sin embargo, en conjunto, la formalización ha sido igualadora ya que ha posibilitado reducciones en los índices sintéticos aquí utilizados. Por ejemplo, el índice de Gini se redujo en un 3% y el de Theil, en un 6% (véase el cuadro VII.A.4 del anexo). En el gráfico VII.A.3 se visualiza la mayor intensidad con que se modifica la distribución salarial de las mujeres respecto de la de los varones como consecuencia de dicho factor.

2. Influencia de la formalidad en los indicadores distributivos

En el cuadro VII.A.5 del anexo se presentan los resultados de las regresiones RIF respecto del total de los asalariados, y por separado respecto de hombres y mujeres. En particular, en relación con cada covariable se reportan los coeficientes efectivos de 2012 y los que surgen de reponderar las observaciones en 2005 para poder alcanzar la estructura de la ocupación de aquel año. De ese modo se evita que los cambios observados en esos coeficientes se vean afectados por las modificaciones de la estructura del empleo y se garantiza que reflejen cambios “puros” en los retornos. También se incluyen los coeficientes efectivos de 2005 utilizados en la estimación del efecto composición. En todos

los casos indican el efecto de cada covariable en los diferentes percentiles del salario horario. Por su parte, el cuadro VII.A.6 del anexo presenta la contribución de estas variables al cambio en los indicadores de desigualdad (relación de percentiles, índices de Gini y de Theil).

En primer lugar, en el cuadro VII.A.5 del anexo se observa en cada año (coeficientes efectivos de 2012 y coeficientes contrafactuales de 2005) una prima por formalidad que es más pronunciada en la parte inferior que en la parte superior de la distribución. En particular, la brecha (positiva) entre formales e informales se reduce de forma monótona a medida que se avanza en la escala salarial.

Cuando se comparan ambos momentos, se verifica una reducción de estos retornos a lo largo de la distribución, sobre todo en la mediana. Sin embargo, cuando se analizan en detalle los efectos sobre la desigualdad, se observa que la formalidad ha aumentado significativamente su efecto igualador en la parte baja de la distribución, tal como lo sugiere el alza del valor absoluto del coeficiente (negativo) correspondiente a la variable binaria “formal” en la regresión calculada para el logaritmo del cociente p_{50}/p_{10} , pero lo ha reducido en la cola superior. El resultado neto es que el efecto igualador sobre la relación de los percentiles extremos se mantuvo relativamente constante entre los dos años (véase el cuadro VII.A.6 del anexo).

Estos efectos contrapuestos se verifican tanto entre los varones como entre las mujeres, aunque con distinta intensidad. Por ejemplo, entre los hombres, la formalización hizo que se redujera su poder igualador, medido a partir de la relación p_{90}/p_{10} , mientras que en el caso de las mujeres hizo que se incrementara sustancialmente.

Contrariamente al comportamiento observado en las brechas por formalidad, los retornos de los niveles de educación superiores (terciario completo e incompleto) son significativamente más elevados en la parte alta que en la parte baja de la distribución (véase el cuadro VII.A.5 del anexo). Esa parece ser la razón de por qué esta variable genera un efecto desigualador en cada año, a pesar de observarse cierto comportamiento inverso en las primas al nivel secundario (véase el cuadro VII.A.6 del anexo). Sin embargo, cuando se analiza su evolución a lo largo del tiempo, se observa una reducción en los retornos de todos los estratos educativos (véase el cuadro VII.A.5 del anexo). Este patrón se repite entre los hombres y las mujeres. Resulta coherente con la disminución del efecto desigualador de esa dimensión, que se verifica especialmente por lo sucedido con el nivel universitario completo. Este resultado se comprueba en todos los índices distributivos utilizados. Por ejemplo, en el caso particular del índice de Theil, solo ese estrato educativo tiene una influencia significativa y desigualadora, que se redujo entre 2005 y 2012 (véase el cuadro VII.A.6 del anexo).

También se redujeron notablemente las primas asociadas a la edad y el grado de discriminación salarial por género, cambios que contribuyeron a la menor concentración, tanto en la parte baja como alta de la escala salarial (véase el cuadro VII.A.6 del anexo).

Por lo tanto, las modificaciones de los retornos de las variables observables más relevantes han contribuido a la caída de la desigualdad experimentada en el país en el período objeto de análisis. Se destacan, en particular, la formalidad y el nivel de calificación, dimensiones que también registraron modificaciones significativas en la estructura del empleo.

3. Resultados econométricos

El procedimiento de estimación consta de dos etapas. En la primera se obtienen las estimaciones agregadas del efecto composición y el efecto retorno. La segunda permite evaluar la contribución individual que tuvieron las diferentes características consideradas en cada uno de esos dos efectos.

a) Descomposición agregada

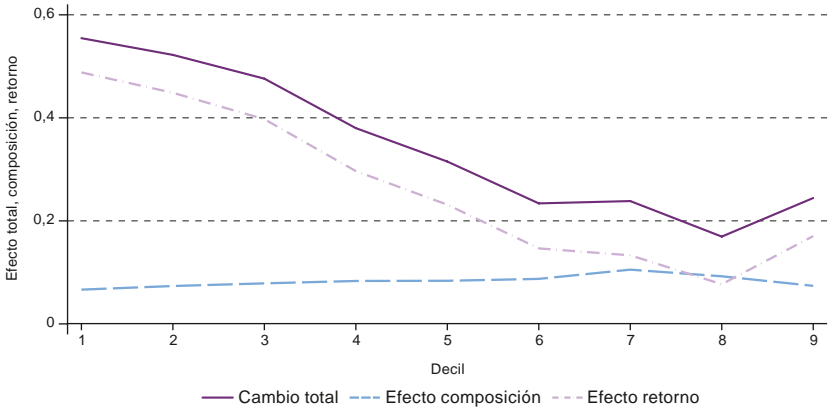
En el cuadro VII.A.7 del anexo se presentan los resultados agregados de la descomposición de los cambios en los indicadores de desigualdad. Se comprueba que la caída del grado de dispersión salarial se verificó a lo largo de toda la distribución, pero más intensamente en su parte inferior. Asimismo, las mejoras distributivas fueron más importantes entre los varones (que ya exhibían inicialmente menor dispersión salarial interna) que entre las mujeres. Por ejemplo, mientras que en el primer caso el índice de Gini se contrajo en alrededor de 9 puntos porcentuales, en el segundo grupo lo hizo en 7 puntos porcentuales.

Respecto del total de los asalariados, esta reducción ha sido consecuencia mayormente de la disminución de los retornos de las variables consideradas, ya que el valor absoluto del efecto composición es sustantivamente inferior al correspondiente a aquel efecto y, en algunos casos, no resulta significativo. En particular, este primer paso de la descomposición (la agregada) indica que el efecto de los cambios experimentados en los retornos del conjunto de las características, explica la totalidad de la reducción de los índices de Gini y de Theil en el conjunto de los asalariados. Más aun, en la parte inferior de la distribución, los cambios de la estructura del empleo han sido desigualadores.

La mayor importancia del efecto retorno en la mejora distributiva se visualiza en el gráfico VII.8, que refleja el efecto decreciente de los cambios de las primas a los atributos personales y del puesto de trabajo a lo largo de la distribución, sobre todo en su primera mitad. Por el contrario, el efecto sobre los salarios de las alteraciones en la estructura ocupacional ha sido sustantivamente menor, si bien se observa una tendencia algo creciente hasta

el séptimo decil, lo que explica el incremento de la brecha salarial en la cola inferior. En conjunto, ambos efectos implicaron aumentos en todos los deciles, aunque con mayor intensidad entre los más bajos, con las consecuentes mejoras distributivas. En particular, mientras el primer decil registró un aumento total cercano al 60%, este fue de alrededor del 25% en el noveno.

Gráfico VII.8
Ecuador: descomposición agregada de los cambios en los salarios, 2005-2012



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Cuando se analizan por separado los hombres y las mujeres, aparecen algunas diferencias significativas entre ellos (véase el cuadro VII.A.7 del anexo). Si bien en ambos grupos el efecto retorno continúa siendo cuantitativamente el de mayor importancia, el efecto composición es nulo entre los varones mientras que tiene efectos importantes en las mujeres. En particular, resulta igualador si se mide con el índice de Gini y la relación p90/p50. En esta parte de la distribución solo el efecto composición ha tendido a reducir la brecha salarial; el efecto retorno no ha registrado cambios significativos. Sin embargo, aquellos cambios no han sido suficientemente importantes, ya que la brecha salarial entre ambos percentiles no se modificó. Ello sugiere, por tanto, que la reducción del grado de concentración salarial en las mujeres se debió exclusivamente a la compresión operada en la cola inferior. No obstante, en este caso los cambios en la estructura del empleo femenino han sido desigualadores, por lo que la reducción de la dispersión es producto de lo sucedido con las primas. Ello mismo se reproduce en la relación p90/p10. En el caso de los hombres, las variaciones de los retornos implicaron mejoras distributivas, tanto en la parte baja como en la parte alta de la escala salarial.

El gráfico VII.A.4 del anexo contribuye a entender este resultado. En particular, se observa que, como producto de los cambios de composición,

los hombres experimentaron incrementos salariales de similar magnitud independientemente de su posición en la distribución, lo que resulta coherente con la falta de impactos distributivos de ese factor. Los aumentos en las remuneraciones asociados al efecto retorno siguen el patrón ya señalado respecto del conjunto de los asalariados.

En el caso de las mujeres, la dinámica salarial ha sido algo diferente. En particular, cuando se analiza el incremento total de los ingresos por hora entre 2005 y 2012, se observa una tendencia decreciente hasta el séptimo decil y, a partir de allí, la intensidad del aumento se incrementa hasta dar como resultado variaciones positivas similares en la mediana y en el último percentil. De esa manera, se mantiene inalterada la relación p50/p90. Dado que el efecto retorno exhibe ese mismo patrón, se reproducen los mismos cambios distributivos. Por el contrario, la parábola invertida que exhibe el efecto composición produce un efecto desigualador en la parte baja y uno con signo contrario en la cola superior de la escala salarial.

b) Descomposición desagregada: efecto composición

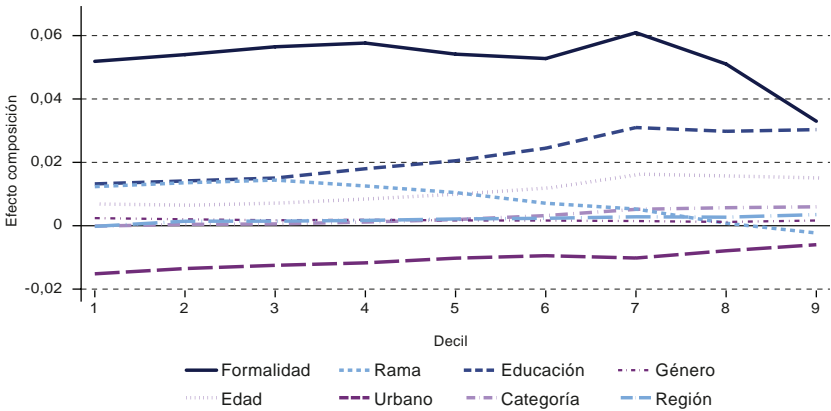
Como se detalló anteriormente, la segunda etapa del ejercicio permite evaluar la contribución que tuvieron las diferentes características consideradas en los dos efectos que se identifican. En particular, es importante estimar el impacto de la formalidad, tanto desde el punto de vista de su aumento en el total del empleo en relación de dependencia como de los cambios en el retorno de ese atributo. Los resultados se presentan en el cuadro VII.A.8 del anexo.

Respecto del total de los asalariados se observa que la no significatividad del efecto composición en el índice de Gini es resultado de movimientos con signos contrapuestos en el aporte de las diferentes dimensiones. En particular, la formalidad tiene el efecto igualador más importante, que explica alrededor del 6% de la caída del valor de ese indicador. Ese resultado refleja el incremento significativo de la proporción de puestos de asalariados inscritos en un contexto donde la formalidad contribuye positivamente a la igualdad salarial, tal como lo sugería el signo negativo del coeficiente que acompaña a esa dimensión en las regresiones RIF correspondientes a 2005 (véase el cuadro VII.A.6 del anexo).

A su vez, este proceso solo ha tenido efecto en la parte alta de la distribución, donde ha generado una reducción del 30% en la relación p90/p50 (véase el cuadro VII.A.8 del anexo). Nuevamente, este factor ha sido el que más contribuyó a la reducción de la dispersión de las remuneraciones horarias. En cambio, en las regresiones RIF correspondientes al momento inicial, la formalidad no registra impactos significativos en la relación p50/p10, lo que puede explicar por qué el aumento de la inscripción no ha tenido efectos en la parte baja de la distribución.

El examen de los efectos de este proceso a lo largo de la distribución permite deducir que el efecto igualador en la cola superior se deriva de cierta estabilidad en la tasa de crecimiento de los salarios hasta el séptimo decil (por lo que la relación p50/p10 no se modifica), a partir del cual las variaciones positivas son de menor intensidad (véase el gráfico VII.9). Mientras que en los primeros deciles este factor genera un incremento salarial del orden del 5%, en los últimos deciles dicho impacto se reduce al 3%. Este comportamiento reproduce el observado por los retornos a la formalidad en 2005, que son muy similares entre sí hasta el percentil 70 y luego exhiben una marcada tendencia decreciente, si bien siguen siendo positivos (véase el cuadro VII.A.5 del anexo). Ello se combina con el hecho de que es más probable encontrar un asalariado informal (y, por tanto, alguien que tiene cierta probabilidad de formalizarse) en la parte baja que en la parte alta de la escala salarial global, lo que contribuye también a que este proceso haya tenido un menor impacto en esa parte de la distribución.

Gráfico VII.9
Ecuador: contribución de cada atributo al efecto composición, 2005-2012



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Cuando se desagregan estos resultados por género, se observa que el proceso de formalización solo tuvo un efecto significativo sobre los índices de Gini y de Theil en el caso de las mujeres. Es la causa del 20% de la caída del índice de Gini y del 28% de la disminución del índice de Theil. Sus efectos se concentraron, al igual que respecto del total de los asalariados, en la parte alta de la distribución (véase el cuadro VII.A.8 del anexo). Ese es el factor igualador más importante en este caso. En cambio, el aumento de la formalidad implicó mayor dispersión salarial en la primera mitad de la distribución. Ello se asocia al signo del coeficiente que acompaña a la variable ficticia en las regresiones RIF del año 2005, que es positivo en el

caso de la regresión correspondiente a la relación $p50/p10$ y negativo en la correspondiente al $p90/p50$ (véase el cuadro VII.A.6 del anexo).

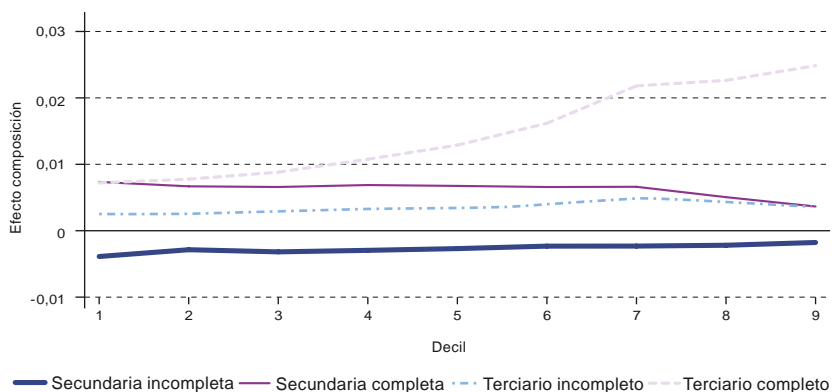
A su vez, en el gráfico VII.A.5 del anexo se visualiza claramente que estos resultados son el reflejo de aumentos salariales a una tasa creciente hasta el decil 4. Luego se observa cierta estabilidad hasta el decil 7 y a partir de allí las remuneraciones crecen, pero a un ritmo cada vez menor. Esa parábola invertida es lo que explica, por lo tanto, el impacto con diferente signo en ambas partes de la distribución. A su vez, ese comportamiento reproduce el observado en las primas a esta dimensión a comienzos del período objeto de análisis (véase el cuadro VII.A.5 del anexo).

En el caso de los hombres, llama la atención que, si bien el aumento de la inscripción no tuvo repercusiones en los indicadores sintéticos de desigualdad, sí redujo la brecha entre los percentiles, aunque con escasa intensidad (véase el cuadro VII.A.8 del anexo). En el gráfico VII.A.5 del anexo se observa que la inscripción implicó aumentos salariales similares, en torno al 4%, a lo largo de toda la distribución, pero algo más en el primer percentil y algo menos en el último, lo que parece haber sido suficiente para generar reducciones en las relaciones $p50/p10$ y $p90/p50$.

Por su parte, los cambios de nivel educativo en el conjunto de ocupados en relación de dependencia han tenido un efecto desigualador importante (véase el cuadro VII.A.8 del anexo). En el gráfico VII.9 se muestra una tendencia creciente en los salarios como producto de ese factor. Tal resultado, coherente con los obtenidos por otras investigaciones sobre el Ecuador y la región, se explica, por un lado, por el crecimiento de la participación de los asalariados con nivel secundario completo que, como se ha indicado, fue la categoría educativa que experimentó ese aumento con mayor intensidad. Por otro lado, el mayor nivel educativo también contribuyó a ese efecto desigualador, no tanto por el leve incremento que experimentó en el total del empleo dependiente, sino porque ese grupo exhibe el mayor aporte a la desigualdad total, como se mencionó en el análisis de las regresiones RIF (véase el cuadro VII.A.6 del anexo). En consecuencia, es de esperar que el impacto de dichos cambios sea más intenso en el extremo superior de la distribución, como se refleja en el gráfico VII.10.

Sin embargo, resulta interesante señalar que los cambios del nivel educativo no han tenido ningún impacto entre los varones. Por lo tanto, esta dimensión solo ha generado un mayor nivel de desigualdad entre las mujeres. Allí, el efecto concentrador se observa solo en la cola inferior (véase el cuadro VII.A.8 del anexo). El gráfico VII.A.9 permite apreciar que esto se deriva del hecho de que los aumentos salariales son cada vez más pronunciados hasta el decil 7 y, a partir de este, su intensidad se reduce levemente. A su vez, el gráfico VII.A.6 del anexo muestra que ello refleja el aporte realizado fundamentalmente por el nivel universitario.

Gráfico VII.10
Ecuador: contribución de cada nivel educativo al efecto composición, 2005-2012

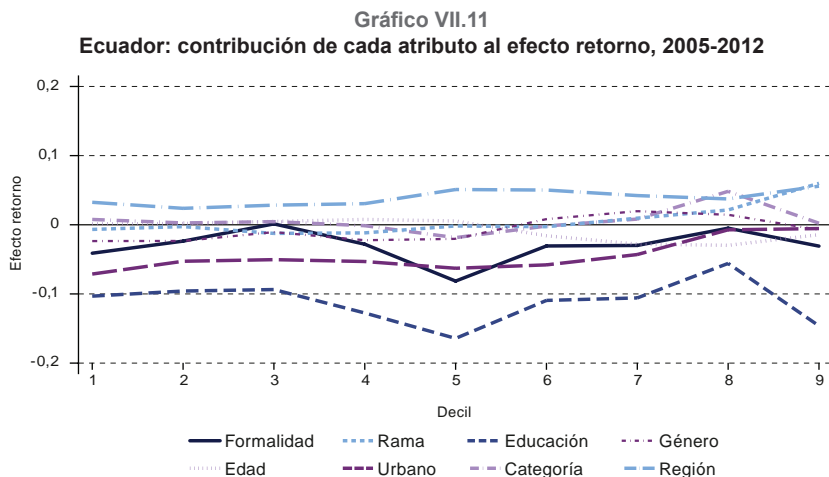


Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Los aportes de las demás características tienen distinto signo, pero son de menor magnitud y, en algunos casos, ni siquiera son significativos. Sin embargo, se observa un efecto igualador asociado a los cambios en la composición del empleo por rama de actividad, mientras que sucede lo contrario con la edad. Este parámetro está asociado al crecimiento ya mencionado de la proporción de asalariados en el tramo etario superior (como contrapartida de la reducción en la participación laboral de los jóvenes), grupo que contribuye en mayor cuantía a la desigualdad global debido a que la brecha de remuneraciones (positiva), con respecto a los asalariados en edades centrales, crece a lo largo de la escala salarial (véase el cuadro VII.A.5 del anexo). Como ya se ha señalado, en relación a la rama de actividad, uno de los cambios más importantes fue la disminución relativa del empleo en el servicio doméstico, grupo que incrementa significativamente la desigualdad de los ingresos laborales. Ello, a su vez, es producto de la fuerte penalidad que experimentan los trabajadores de este sector en sus ingresos horarios, sobre todo en la cola inferior de la distribución.

c) Descomposición desagregada: efecto retorno

Los cambios en el retorno a la formalidad resultaron concentradores al considerar las variaciones en la proporción p_{90}/p_{50} pero, al mismo tiempo, redujeron el índice de Gini (véase el cuadro VII.A.8 del anexo). En la parte baja, el efecto desconcentrador ha sido escasamente significativo. En el gráfico VII.11 se observa que este resultado se deriva sobre todo de la mayor reducción salarial que este factor ha implicado en la mediana. Conviene recordar que en ese ámbito fue donde se verificó con mayor fuerza la disminución de las primas a la formalidad entre 2005 y 2012 (véase el cuadro VII.A.5 del anexo).



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

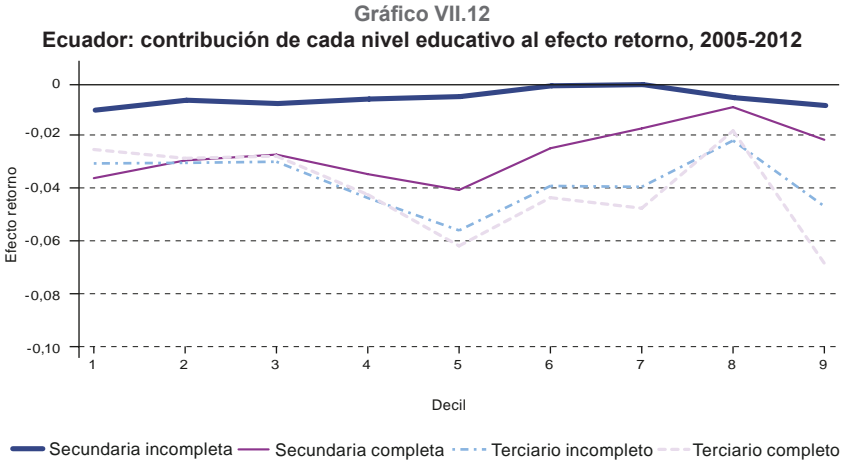
Sin embargo, resulta interesante notar que entre los hombres esos efectos desaparecen por completo (véase el cuadro VII.A.8 del anexo). Entre las mujeres, por el contrario, los cambios en la penalidad por informalidad se han traducido en una disminución significativa de la desigualdad en la parte baja y en un incremento en la cola superior de la distribución. El efecto neto ha sido nulo sobre los indicadores sintéticos aquí utilizados. Ello se explica por el aumento de la prima a la formalidad en los primeros deciles, una reducción en la parte central de la distribución, y cierta estabilidad en la parte superior (véase el cuadro VII.A.5 del anexo). En el gráfico VII.A.7 se visualiza un efecto con forma de parábola, que da como resultado tales efectos contrapuestos en ambos extremos de la distribución.

En el caso de los varones, la no significatividad se deriva de los impactos fluctuantes, pero sobre una tendencia prácticamente nula (véase el gráfico VII.A.7) sobre los diferentes percentiles, derivada de la reducción sistemática en los retornos de esa dimensión (véase el cuadro VII.A.5 del anexo).

A diferencia de lo que acontece en términos de composición, y de conformidad con resultados obtenidos en relación con otros países de la región, las variaciones de los retornos a la educación contribuyeron a la reducción de la desigualdad. Al examinar las relaciones entre percentiles se deduce que este efecto igualador se concentra en el tramo inferior de la distribución, lo que explica alrededor del 25% de la caída total de la relación p_{50}/p_{10} . Por el contrario, no tiene impactos en la parte alta, por lo que sus efectos sobre el índice de Gini son escasamente significativos. Como es de esperar, estos son más intensos en el índice de Theil. En el gráfico VII.11 se observa que la disminución generalizada de estas primas ha conllevado

reducciones de los salarios a lo largo de toda la distribución, aunque con mayor intensidad en la mediana y en el último decil.

Cuando se analiza por separado el aporte de cada estrato educativo al efecto retorno global (véase el gráfico VII.12) tal como se ha señalado, se puede apreciar que es consecuencia de la brusca reducción de las primas a los niveles más elevados en la parte central y, sobre todo, en la parte alta de la distribución.



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Sin embargo, es importante señalar que entre los hombres solo se observa un efecto igualador de estos cambios en la parte baja de la distribución, que no es suficiente para modificar de manera estadísticamente significativa los valores de los índices sintéticos aquí utilizados. El panorama es diferente entre las mujeres, donde se encuentran efectos desigualadores importantes en el extremo superior de la distribución (véase el cuadro VII.A.8 del anexo).

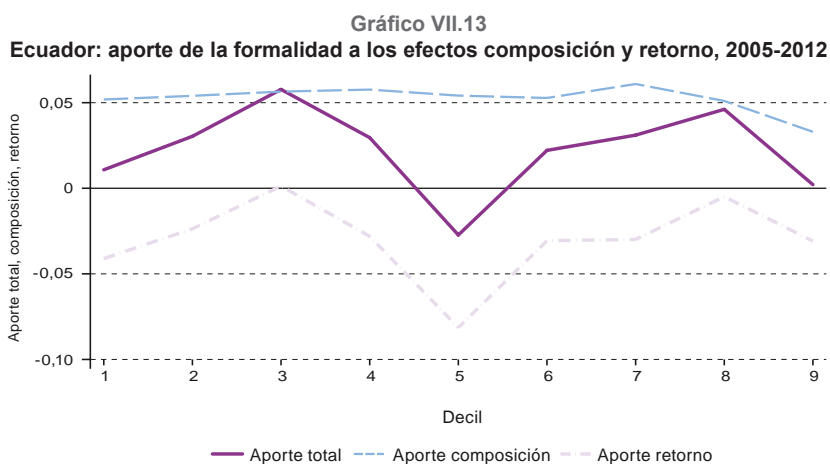
Del gráfico VII.A.7 del anexo se pueden deducir esas regularidades. En particular, entre las mujeres se observa que la reducción de los retornos ha sido más intensa en la parte media que en los extremos de la distribución, sobre todo cuando se le compara con la cola superior, por lo que se incrementa la brecha p50/p90. Al contrario, en el caso de los hombres, la mayor caída salarial en la mediana respecto del extremo inferior explica el efecto igualador de la baja en los retornos del capital humano.

Además de esos factores, resulta importante la contribución que hace la reducción de las brechas salariales según el género a la disminución de los indicadores sintéticos de desigualdad respecto del conjunto de los asalariados.

En efecto, esta dimensión explica alrededor del 21% de la disminución del índice de Gini.

d) El impacto conjunto de la formalidad sobre la desigualdad salarial

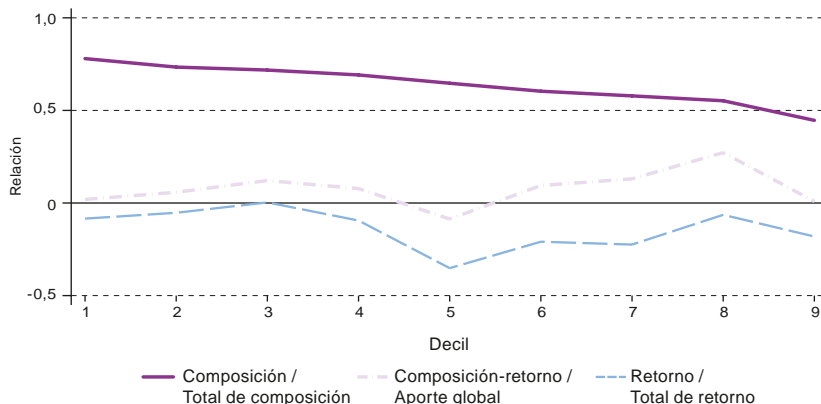
En el gráfico VII.13 se puede apreciar el efecto que ha tenido la formalidad a lo largo de la distribución en los dos canales aquí evaluados. Como se señaló, en este gráfico se observa que el proceso de inscripción (efecto composición) ha implicado incrementos salariales a lo largo de toda la distribución, con algo menos de intensidad en los percentiles superiores. Sin embargo, las fluctuaciones en las remuneraciones que ha generado la reducción en la brecha salarial (efecto retorno) entre formales e informales, se reflejan en el impacto total que esta dimensión ha tenido en los diferentes percentiles. En conjunto, ambos canales implicaron alzas salariales a lo largo de la distribución (cuyo máximo ha rondado el 5%), con la excepción de la mediana (donde se observa lo contrario) y el último percentil (que se mantuvo relativamente estable).



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Por último, el gráfico VII.14 muestra, por un lado, el porcentaje del efecto composición agregado explicado por esta dimensión; por otro, la contribución relativa de la formalidad al efecto retorno total y, por último, la suma de ambos. Se observa que la formalidad ha tenido un efecto igualador de mayor magnitud debido al primer efecto. De hecho, en los primeros deciles, el proceso de formalización explica alrededor del 75% del efecto composición global, a la vez que da cuenta de algo menos de la mitad del cambio salarial en el último decil.

Gráfico VII.14
Ecuador: aporte relativo de la formalidad, 2005-2012



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

En cambio, la reducción de las brechas salariales por formalidad explican un porcentaje menor (incluso cercano a cero en algunos deciles) del efecto retorno total. A su vez, dado que, como se ha analizado, el efecto composición explica una porción muy reducida de los cambios salariales, el aporte total de la formalidad se asemeja al que tiene esta dimensión en el efecto retorno global.

F. Comentarios finales

A lo largo del período objeto de análisis, el Ecuador ha experimentado un proceso significativo de reducción de la desigualdad salarial, concomitante con el aumento de la inscripción de los puestos de trabajo asalariados. El objetivo de este estudio ha sido analizar la contribución de ese y otros factores a tal proceso de mejora distributiva. Con ese fin, se aplicó el método de descomposición propuesto por Firpo, Fortin y Lemieux (2007, 2011), a partir del cual es posible extender el enfoque de Oaxaca y Blinder para descomponer elementos funcionales del ingreso, como por ejemplo, el índice de Gini o la relación entre percentiles, desagregando entre el efecto composición y el efecto retorno.

Los resultados muestran que el intenso proceso de formalización operado en el país en los últimos años ha tenido un efecto positivo sobre la distribución salarial, siendo el cambio en la composición del empleo lo que más ha contribuido a la reducción del índice de Gini entre 2005 y 2012. Sin embargo, ello refleja lo sucedido exclusivamente entre las mujeres y, en particular, entre las ubicadas en la cola superior de la distribución. A su vez,

la caída en los retornos de esta dimensión también tuvo un efecto igualador. Una vez más, ha sido en el subconjunto de las mujeres donde ello sucedió pero, a diferencia del caso anterior, este efecto permitió reducir la brecha en el extremo inferior de la escala salarial.

En línea con los resultados anteriores, también se aprecia que la reducción en los retornos de la educación ha sido otro factor asociado a las mejoras distributivas, mientras que ha tenido un efecto desigualador el cambio de composición de esta variable, sesgada hacia mayores niveles educativos.

A pesar de esas mejoras, el país aún exhibe elevados niveles de concentración de los ingresos y de informalidad laboral. En 2012 esta afectaba a cerca de la mitad del empleo en relación de dependencia. Ello no solo implica una pérdida salarial significativa, sino la falta de acceso a un conjunto importante de beneficios que se derivan de un puesto de trabajo formal.

Si bien el Ecuador ha ido adoptando diferentes medidas tendientes a la inscripción laboral, que se han detallado en este capítulo, se requiere reforzar y apuntalar dichas estrategias, así como las que tiendan a reducir el grado de desigualdad en la generación primaria de ingresos. Al igual que en la mayoría de los países de la región, estas políticas deben enmarcarse en un proceso de desarrollo que incentive la creación dinámica de empleo, en un contexto de incrementos sostenidos de la productividad y de reducción de la heterogeneidad estructural que presenta el aparato productivo.

Bibliografía

- Amarante, Verónica (2013), "Income Inequality in Latin America: A Factor Components Analysis", documento presentado en la Conferencia sobre ingreso, riqueza y bienestar de la Asociación Internacional de Investigaciones sobre Rentas y Riquezas (IARIW) y el Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE), Río de Janeiro, 11 al 14 de septiembre.
- Banco Mundial (2012), "Ecuador. Las caras de la informalidad", *Informe*, N° 67808-EC.
- Bebczuk, R. (2008), "Dolarización y pobreza en Ecuador", *Documento de Trabajo*, N° 66, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS).
- Blinder, A. (1973), "Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *The Journal of Human Resources*, vol. 8, N° 4.
- Boeri, T. y P. Garibaldi (2007), "Shadow sorting", *NBER International Seminar on Macroeconomics 2005*, J. Frankel y C. Pissarides (eds.), Cambridge, MIT Press.
- Bosch, M. y J. Esteban-Pretel (2009), "Cyclical informality and unemployment", *CIRJE Discussion Paper*, N° 613, Tokio, Center for International Research on the Japanese Economy (CIRJE).
- Bosch, M., Á. Melguizo y C. Pagés (2013), *Mejores pensiones, mejores trabajos: hacia la cobertura universal en América Latina y el Caribe*, Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Corseuil, C. y M. Foguel (2012), "Economic expansion and increase in labour market formality: a poaching approach", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 66, N° 2.
- Cruces, G., C. García Domench y L. Gasparini (2011), "Inequality in education: evidence for Latin America", *WIDER Working Paper*, N° 93.
- DiNardo, J., N. Fortin y T. Lemieux (1996), "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach", *Econometrica*, vol. 64, N° 5.
- Firpo, S., N. Fortin y T. Lemieux (2011), "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labor Economics*, vol. 4 A.
- (2007), "Decomposing Wage Distributions using Influence Function Projections and Reweighting", University of British Columbia [en línea] <http://www.economics.uci.edu/files/docs/micro/f07/lemieux.pdf>.
- Goñi-Pacchioni, E. (2013), *Andemic Informality. Assessing Labor Informality, Employment, and Income Risk in the Andes*, Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Husmanns, R. (2004), "Measuring the informal economy: from employment in the informal sector to informal employment", *Working Paper*, N° 53, Ginebra, Organización Internacional del Trabajo, (OIT).
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14, N° 3.
- OIT (Organización Internacional del Trabajo) (2014), "Evolución del empleo informal en Ecuador: 2009-2012", *Notas sobre formalización* [en línea] http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---americas/---ro-lima/documents/publication/wcms_245616.pdf.
- Ponce, J. y R. Vos (2014), "Redistribution without structural change in Ecuador", *Falling Inequality in Latin America. Policy Changes and Lessons*, A. Cornia (ed), Oxford University Press.

Capítulo VIII

Desigualdad e informalidad en el Uruguay¹

*Verónica Amarante*²

*Rodrigo Arim*³

*Mijail Yapor*⁴

Introducción

En el Uruguay, al igual que en otros países de América Latina y el Caribe, se evidencia en los últimos años una disminución de la desigualdad del ingreso de los hogares, que responde fundamentalmente a lo que ha sucedido con los ingresos laborales. En efecto, desde 2007 todos los indicadores de desigualdad de ingresos laborales muestran un descenso sostenido, en el contexto de un mercado laboral dinámico con altas tasas de empleo, bajas tasas de desempleo e incrementos de los ingresos laborales medios. La informalidad (aproximada a partir de los trabajadores que no contribuyen a la seguridad social) también mostró un descenso significativo, pues afectaba al 41% de los trabajadores en 2004 y al 24% en 2013.

¹ Los autores agradecen la excelente labor de Martín Brum como asistente de investigación en este trabajo.

² Oficial de Asuntos Sociales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) y Directora de la Oficina de la CEPAL en Montevideo.

³ Investigador del Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración de la Universidad de la República (Uruguay). Actualmente se desempeña como decano de la mencionada facultad.

⁴ Consultor de la CEPAL.

Si bien hay abundantes estudios sobre la evolución de la desigualdad y sus determinantes en el Uruguay, la literatura no se ha centrado en el vínculo entre la disminución de la desigualdad y el aumento en la formalización del mercado laboral uruguayo. La caída de la informalidad puede tener diferentes impactos sobre la desigualdad del ingreso, en función de la magnitud del cambio, el peso relativo del sector formal e informal, la desigualdad dentro de cada sector, y el diferencial de ingresos entre ambos sectores. En este capítulo se analiza el potencial impacto distributivo del descenso de la informalidad en el Uruguay, mediante descomposiciones microeconómicas, siguiendo la propuesta de Firpo, Fortin y Lemieux (2011). Esta metodología permite visualizar el aporte de las características personales y de los puestos de trabajo a la reducción de la desigualdad, al separar el efecto que corresponde a la estructura de esas variables («efecto composición») y el que corresponde a las retribuciones a esas características («efecto retorno»). Este método tiene la ventaja de permitir retornos heterogéneos a lo largo de la distribución. Dentro de las variables explicativas se incluye la formalidad, que constituye el principal interés de este trabajo. El análisis se basa en el procesamiento de los microdatos de las encuestas continuas de hogares recabadas por el Instituto Nacional de Estadística, y abarca el período 2000-2013⁵.

El capítulo se organiza de la siguiente manera: en primer lugar, se examina la evolución reciente del mercado de trabajo uruguayo, considerando el período 2000-2013 (sección A). Se analiza a continuación la informalidad en el mercado laboral uruguayo y su evolución (sección B), y se presentan las políticas que pueden haber afectado (directa o indirectamente) a la informalidad (sección C). A continuación se describe la evolución de los ingresos laborales y su desigualdad (sección D). Por último, se presentan los resultados de la descomposición microeconómica realizada, que intenta responder en qué medida la caída reciente de la desigualdad está vinculada con el descenso de la informalidad en el Uruguay (sección E). El capítulo concluye con los comentarios finales (sección F).

A. La economía y el mercado de trabajo en la primera década del siglo XXI

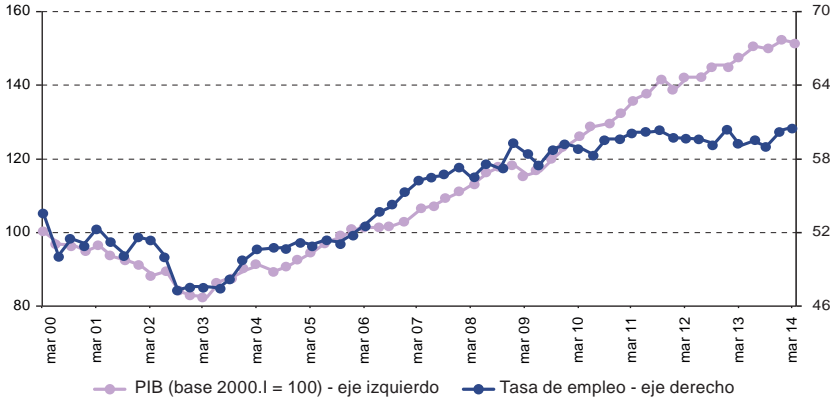
El Uruguay entró en el siglo XXI en el marco de una recesión. La devaluación de la moneda brasileña en 1999 causó una notoria pérdida

⁵ A los efectos de mantener la coherencia de las series temporales, se consideran solamente las localidades urbanas de 5.000 y más habitantes (es decir, se excluyen las zonas rurales y áreas urbanas menores, que comenzaron a relevarse en las encuestas de hogares a partir de 2006). Las localidades consideradas abarcan alrededor del 85% de la población total del Uruguay. El análisis de la informalidad se realiza a partir de 2001, año en que la encuesta comienza a incluir la pregunta específica sobre la contribución a la seguridad social.

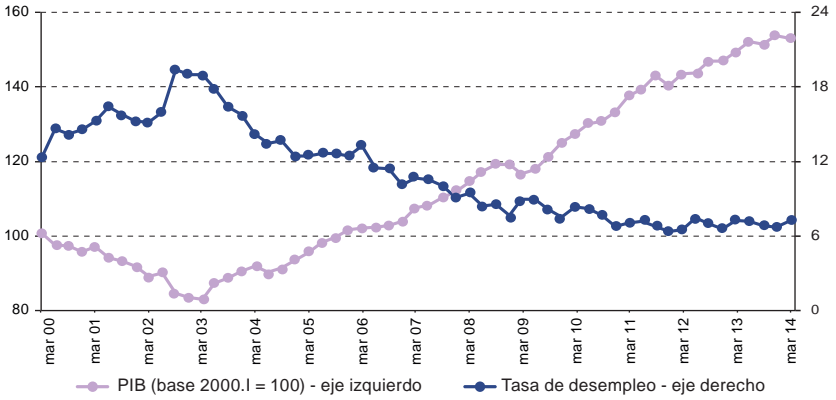
de competitividad respecto al principal socio comercial del país, que representaba el destino de más de un tercio de las exportaciones, y pautó el comienzo de un declive económico. La contracción de la actividad económica continuó en los primeros años de la nueva década y culminó con la crisis de 2002, cuando el país experimentó una corrida bancaria, acompañada de la crisis de la deuda soberana y de la balanza de pagos. En efecto, al cabo de tres años de contracción económica, el producto interno bruto (PIB) cayó en un 8% adicional en 2002. Durante ese período de recesión y crisis, la tasa de empleo acompañó la tendencia a la baja de la actividad, pasando de un pico del 55% a mediados de 1998 a un nivel mínimo del 47% en el trimestre posterior al desencadenamiento de la crisis (de julio a septiembre de 2002). A su vez, la tasa de desempleo fue en constante aumento desde el comienzo del siglo XXI, llegando a situarse en un máximo del 19% en el mismo trimestre de 2002. A pesar de la magnitud de la caída, la economía uruguaya no demoró mucho en retomar una senda de crecimiento sostenido. Los años posteriores a la crisis de 2002 se caracterizaron por la revitalización de la economía, con aumentos de la producción y mejoras en diversos indicadores económicos y sociales. El PIB dejó de caer en 2003 y, al año siguiente, comenzó a crecer de manera sostenida. Al final de 2013, el Uruguay llevaba acumulados diez años ininterrumpidos de crecimiento económico, con tasas superiores a la media histórica de las cinco últimas décadas del siglo XX.

En los primeros años de recuperación, la dinámica de la actividad económica fue acompañada de aumentos en el empleo y, a fines de 2006, la tasa de empleo se ubicaba en valores superiores a los de antes de la crisis, e incluso continuó aumentando en los años posteriores (véase el gráfico VIII.1, panel A). De todas formas, a partir de 2010 comenzó a vislumbrarse un distanciamiento en los ritmos de aumento del nivel de actividad de la economía y el empleo. El PIB se mantuvo en una senda de crecimiento acelerada, al tiempo que la tasa de empleo pareció haber alcanzado un techo en torno al 60% en 2011, y desde entonces se ha mantenido oscilando alrededor de dicho nivel. Por su parte, después de la crisis, el desempleo mostró una caída sostenida hasta alcanzar niveles de alrededor del 6,5% en 2011, que representan mínimos históricos desde que existen registros (véase el gráfico VIII.1, panel B). La disminución del desempleo se dio en un marco de incremento en la participación laboral de los uruguayos. En efecto, desde fines de 2005 la tasa de actividad presenta aumentos moderados que le han permitido distanciarse de los niveles del 58% a los que había descendido durante la crisis y en los que se había mantenido durante el período 2002-2005. De esa manera, desde 2011 la tasa de actividad alcanza máximos históricos (cerca del 65%) y se mantiene en torno a esos valores en los años posteriores (véase el gráfico VIII.1, panel C).

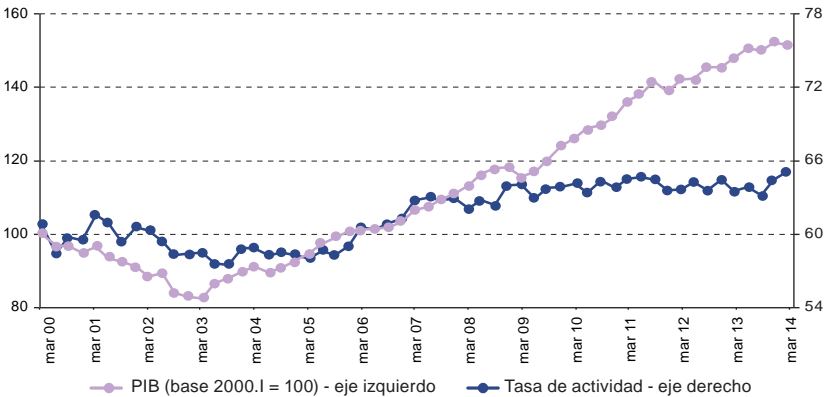
Gráfico VIII.1
Uruguay: PIB e indicadores del mercado laboral, 2000-2014
A. PIB y empleo



B. PIB y desempleo



C. PIB y participación laboral



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y el Banco Central del Uruguay.

En el contexto antes descrito, la dinámica de los salarios ha sido diferenciada. Como es de esperar, en los primeros años del siglo XXI las sucesivas contracciones de la actividad económica fueron acompañadas por bajas de los salarios reales, aunque de menor magnitud. Sin embargo, cuando la actividad económica retomó tasas positivas de crecimiento en 2003, los salarios reales continuaron experimentando caídas anuales y mostraron una recuperación mucho más lenta (véase el cuadro VIII.1). Recién en 2010 los salarios reales alcanzaron niveles superiores a los de antes de la crisis. Un cambio muy relevante en el mercado laboral en la última década se refiere al rol del salario mínimo. Hasta 2005, presentó una dinámica similar a la del promedio salarial, manteniendo niveles que, en esencia, neutralizaban su función como precio de referencia del mercado laboral (Amarante y Arim, 2005; Furtado, 2006; Perazzo, 2012). Esto obedecía a que servía de referencia para definir el otorgamiento y el valor de un conjunto extenso de prestaciones sociales, con sus consecuentes efectos fiscales. El proceso de incremento del valor real del salario mínimo en el Uruguay solo pudo producirse a partir de su desindexación, que tuvo lugar a finales de 2004. Desde ese momento, el salario mínimo muestra un crecimiento sostenido. En 2013 alcanzó un valor superior en un 150% al registrado al comienzo del siglo XXI.

Cuadro VIII.1
Uruguay: evolución del PIB, salario real medio, salario mínimo, tasa de desempleo, actividad y empleo, 2000-2013

Año	Producto interno bruto ^a	Salario real medio ^a	Salario mínimo ^a	Tasa de desempleo ^b	Tasa de actividad ^a	Tasa de empleo ^b
2000	100,00	100,00	100,00	13,60	59,60	51,50
2001	96,16	99,71	98,71	15,30	60,60	51,40
2002	88,72	89,00	88,04	16,96	59,10	49,11
2003	89,44	77,93	77,71	16,90	58,12	48,33
2004	93,91	77,86	77,67	13,10	58,48	50,85
2005	100,92	81,43	132,26	12,20	58,48	51,38
2006	105,05	85,00	153,47	11,25	60,77	53,93
2007	111,93	89,06	159,67	9,80	62,86	56,70
2008	119,96	92,16	177,23	8,32	62,80	57,58
2009	122,78	98,89	194,33	8,17	63,59	58,40
2010	133,10	102,17	196,81	7,46	63,53	58,79
2011	142,87	106,29	227,64	6,61	65,00	60,70
2012	148,12	110,79	252,70	6,75	63,96	59,65
2013	154,63	114,11	256,02	6,73	63,77	59,47

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Instituto Nacional de Estadística y el Banco Central del Uruguay.

^a Índice base 2000=100.

^b En porcentaje.

Las diferencias por sexo en el mercado laboral uruguayo son de magnitud importante, aunque han tendido a reducirse en la última década (véanse el gráfico VIII.2 y el cuadro VIII.A.1 del anexo). La tasa de actividad

masculina se ha mantenido relativamente constante durante ese período, en el orden del 72%, con un leve descenso durante la crisis, mientras que la tasa de actividad femenina creció del 49% al 65% entre 2000 y 2013, con lo que disminuyó la diferencia entre hombres y mujeres. La tasa de empleo de los hombres, asociada al ciclo económico, se recupera a partir de 2003, aunque muestra un menor dinamismo que la tasa de empleo femenina. De esa manera, mientras que a principios de la década de 2000 la brecha era de 23 puntos porcentuales a favor de los hombres (un 64% en comparación con un 41% en 2000), al final de la década la diferencia es de 18 puntos porcentuales (un 69% en comparación con un 51%). En términos de desempleo, la evolución de la tasa durante la crisis económica fue similar para hombres y mujeres, pero luego la caída ha sido más sostenida en el caso de las mujeres. Mientras que a principios de la década la tasa de desempleo femenina superaba la masculina en seis puntos porcentuales (un 17% en comparación con un 11%), al final de la década esa diferencia es de tan solo tres puntos porcentuales (un 8% en comparación con un 5%).

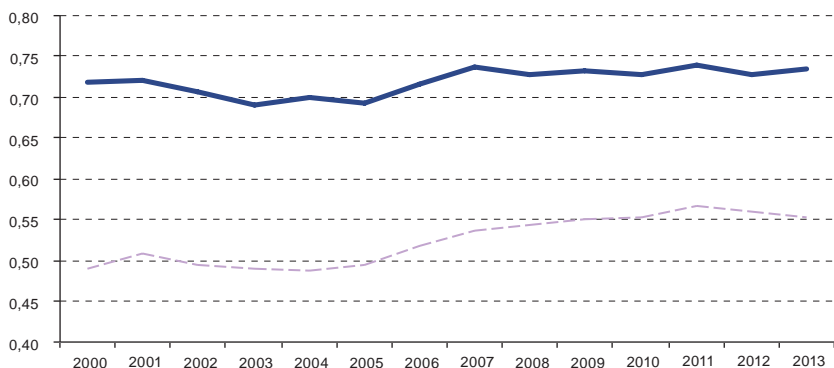
La distinción por edades muestra la mayor adscripción laboral del grupo entre 25 y 49 años, que es el que presenta mayores tasas de empleo y actividad. Se destaca la caída en la tasa de actividad de los grupos más jóvenes (14 a 24 años), vinculada con el incremento de la asistencia escolar de ese grupo, así como el incremento en la tasa de actividad y empleo de los grupos de mayor edad (a partir de los 50 años) (véase el cuadro VIII.A.2)⁶. La tasa de desempleo es decreciente con la edad y, en general, no se perciben diferencias muy significativas en las tendencias seguidas por los distintos grupos etarios. La tasa de desempleo de los más jóvenes disminuyó de forma más pronunciada durante la crisis y se recuperó más lentamente que la de las edades centrales. De esa forma, en 2000 la tasa de desempleo del grupo entre 14 y 24 años era de 3,7 en relación con la del grupo central (de 35 a 49 años), mientras que en 2013 este ratio asciende a 5,6.

En relación con los niveles educativos, las tasas de empleo y actividad son crecientes en función de los años de escolaridad, con la excepción del grupo que posee entre 13 y 15 años de estudios, que exhibe menor participación y ocupación en el mercado laboral que aquellos con 12 años de estudios (véase el cuadro VIII.A.3). Como se ha señalado en diversos trabajos anteriores, esto obedece a los mayores requerimientos de ese grupo para aceptar un trabajo, teniendo en cuenta que una proporción importante está cursando estudios. Las tasas de desempleo presentan un ordenamiento diferente, ya que los individuos de muy baja escolaridad (seis años o menos, es decir hasta primaria completa) presentan menores tasas de desempleo que el grupo subsiguiente (que posee entre 7 y 11 años de educación). Se destaca la menor oscilación con el ciclo económico de los grupos de mayor nivel de escolaridad.

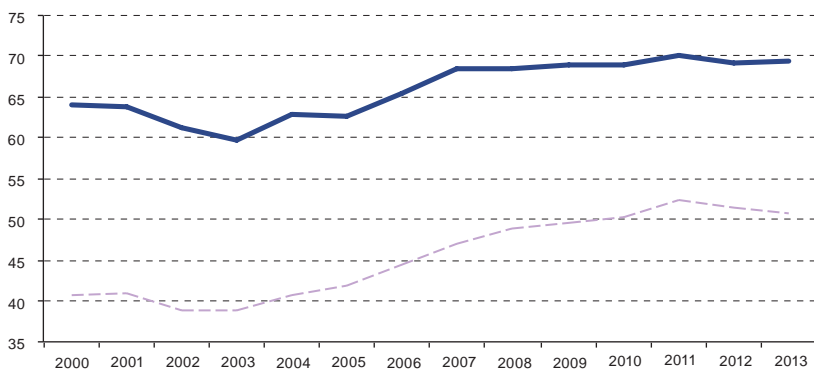
⁶ La asistencia escolar de los jóvenes entre 14 y 24 años pasó del 49,3% en 2000 al 56,6% en 2013.

Gráfico VIII.2
Uruguay: tasas de actividad, empleo y desempleo por sexo, 2000-2013

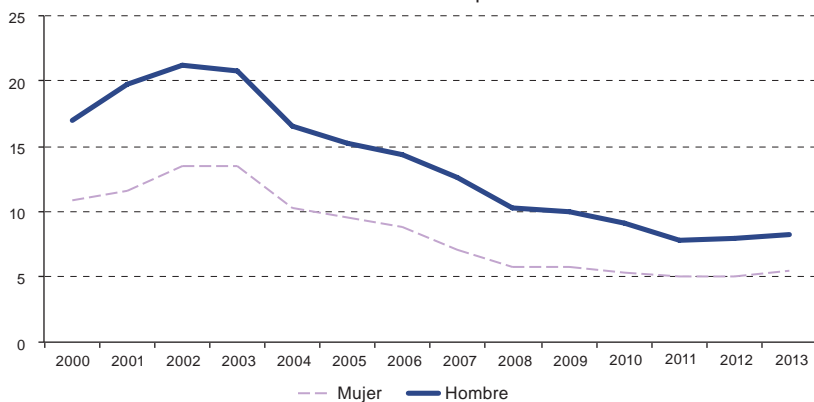
A. Tasa de actividad



B. Tasa de empleo



C. Tasa de desempleo



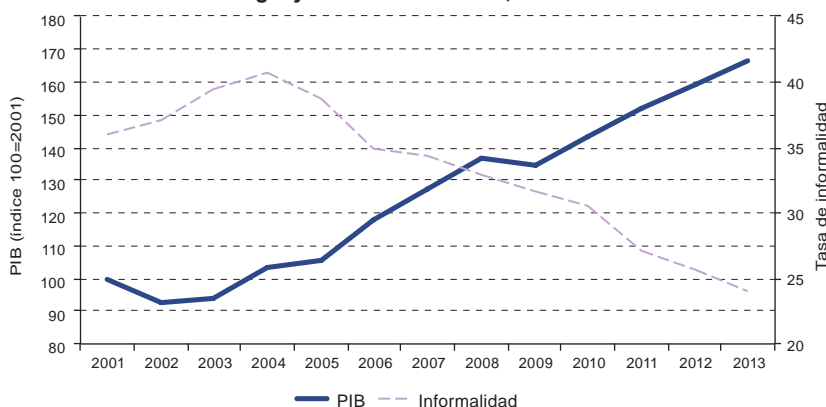
— Mujer — Hombre

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

B. La informalidad en el mercado laboral uruguayo

Según el enfoque legalista, la informalidad se asocia con la falta de cobertura de la seguridad social⁷. En el caso uruguayo, se ha señalado que esa falta de cobertura es la dimensión más adecuada, dentro de las disponibles a partir de la información estadística, para analizar la calidad del trabajo (Amarante y Espino, 2009). En 2001, un 36% del total de los ocupados no contribuía a la seguridad social (véase el gráfico VIII.3)⁸. Esta proporción aumentó en los años subsiguientes, hasta un máximo del 41% en 2004, cuando la economía ya volvía a tomar una senda de crecimiento. La tendencia cambió recién en 2005, y a partir de entonces desciende cada año, hasta el 24% en 2013.

Gráfico VIII.3
Uruguay: PIB e informalidad, 2001-2013



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de datos del Banco Central del Uruguay y encuestas de hogares.

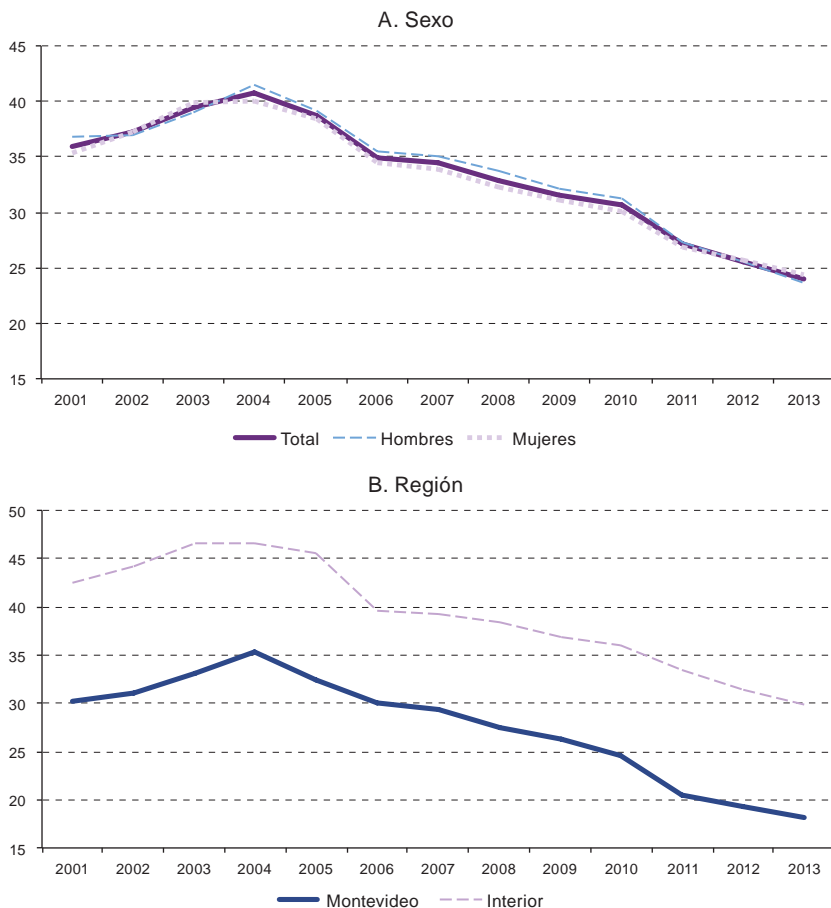
La incidencia de la informalidad es relativamente similar entre hombres y mujeres, aunque existió una leve brecha (de alrededor de dos puntos porcentuales, superior para los hombres) en el período posterior a la crisis que desaparece en los últimos dos años. La distribución del grupo de informales de acuerdo al sexo se mantuvo relativamente invariable en todo el período, alrededor del 55% son hombres (véanse el gráfico VIII.4 y el cuadro VIII.A.4). La informalidad es superior en el interior del país que en Montevideo (un 30% en comparación con un 18% en 2013) y, al impulso de una mayor creación de puestos de trabajo en el interior durante el período,

⁷ Otros enfoques identifican la informalidad con los sectores de menor productividad, definidos en función de distintos criterios.

⁸ La medición de la informalidad sobre la base de los aportes a la seguridad social solamente puede realizarse de manera coherente a partir de 2001, cuando la encuesta continua de hogares incluyó la pregunta correspondiente.

la distribución de los trabajadores informales se inclinó de forma adicional hacia esa región, que pasó de ser la zona de residencia del 56% de dichos trabajadores en 2004 a la del 62% en 2013 (véase el cuadro VIII.A.4).

Gráfico VIII.4
Uruguay: informalidad por sexo y región, 2001-2013
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

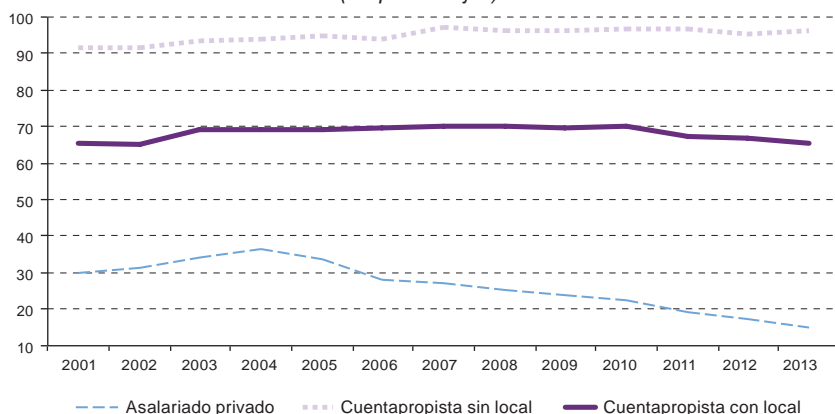
A principios de la década de 2000, la incidencia de la informalidad era superior en los dos grupos etarios extremos, y similar entre ellos (cerca al 50%) (véase el cuadro VIII.A.5). Sin embargo, la evolución se ha diferenciado según el grupo etario: en el caso de los más jóvenes, la informalidad creció significativamente y alcanzó un 58% en 2004, para luego descender de forma pronunciada y llegar al 26% al final del período.

En el caso de los mayores de 60 años, el descenso a partir del pico de 2004 ha sido mucho más lento y, al final del período (en 2013), un 44% de los trabajadores de ese rango de edad son informales, lo que representa el 17% del total de informales. Cabe señalar que muchos integrantes de ese grupo perciben jubilaciones, pero continúan trabajando de manera informal para complementar sus ingresos. En lo que se refiere al nivel educativo, los trabajadores con menor cantidad de años aprobados en el sistema formal de educación presentan una mayor incidencia de informalidad (véase el cuadro VIII.A.6). La evolución de la informalidad ha sido similar para los trabajadores de distintos niveles educativos.

Al analizar la incidencia de la informalidad por categoría ocupacional, se destacan diversos aspectos. Por un lado, el descenso se explica fundamentalmente por lo acontecido entre los asalariados privados, cuya informalidad pasó de un 28% en 2001 a un 13% en 2013 (véanse el gráfico VIII.5 y el cuadro VIII.A.7). Las categorías de trabajadores por cuenta propia, con y sin local, presentan niveles muy altos de informalidad (un 96% y un 63% en 2013, respectivamente), y la situación no ha mejorado entre los que no poseen local. Dentro del grupo de asalariados privados, el colectivo de servicio doméstico ha experimentado una gran reducción de la informalidad, probablemente vinculada con las políticas que se analizan más adelante. Esa evolución diferencial de las tasas de informalidad ha tenido como resultado un cambio en la composición del empleo informal. Mientras que en 2004 (año del máximo nivel de desigualdad) los asalariados privados representaban un 45% de los trabajadores informales y los trabajadores independientes, un 49%, en 2013 los primeros representaban un 37% de los informales y los trabajadores por cuenta propia, un 57% (el 48% se refiere a trabajadores por cuenta propia con local) (véase el cuadro VIII.A.7). El análisis de descomposición que se presenta en la sección E se restringe al colectivo de los trabajadores asalariados, ya que ese grupo es el que ha mostrado una fuerte reducción durante el período.

Finalmente, cabe considerar la incidencia de la informalidad según la rama de actividad (véase el cuadro VIII.A.8). En ese sentido, la informalidad tiene mayor incidencia en la construcción. En 2003, el 73% de los trabajadores de esa rama no tenían derecho a seguridad social, mientras que en 2013 esa cifra descendió al 42%. Otros sectores con elevada informalidad son el agropecuario, el de minería y el de comercio, restaurantes y hoteles. En 2013, los trabajadores informales se concentran en las ramas de servicios comunales, sociales y personales y comercio, restaurantes y hoteles (un 28% en cada uno), y en la construcción y la industria manufacturera (un 14% y un 11% respectivamente). No ha habido cambios relevantes en la última década en lo que se refiere a la composición de la informalidad por rama de actividad.

Gráfico VIII.5
Uruguay: informalidad por categoría ocupacional, 2001-2013
 (En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

C. Las políticas y su rol en el proceso de formalización

Antes de hacer un breve repaso del conjunto de políticas que se implementaron en la última década en el Uruguay, y que pueden haber influido directa o indirectamente en el proceso de formalización, es preciso resaltar el rol del contexto macroeconómico en que se produjo dicho proceso. Como se ha señalado, los años recientes fueron un período de crecimiento económico para el Uruguay, con una variación del PIB de un 5,7% en promedio anual entre 2004 y 2013. Si bien es cierto que el crecimiento económico no necesariamente trae aparejadas disminuciones de la informalidad, como lo refleja la experiencia uruguaya durante los años noventa, es importante reconocer que el crecimiento y la estabilidad económica brindan condiciones muy favorables para la disminución de la desigualdad. En efecto, en contextos de estabilidad económica, los riesgos de tener que asumir costos de despido se hacen menores, lo que puede constituir un incentivo a la formalidad por parte de los empleadores. A su vez, las bajas tasas de desempleo pueden contribuir a que los trabajadores tengan mayor capacidad de negociación y exijan la formalización. Por último, el aumento de la demanda de bienes y servicios en períodos de crecimiento económico favorece a los trabajadores autónomos y podría implicar incrementos en las ganancias y, por lo tanto, mayores posibilidades de hacer frente a los costos de la formalización. Sin dudas, esos elementos han desempeñado un papel en la evolución reciente de la informalidad en el Uruguay, lo que confirma la evidencia existente sobre el comportamiento procíclico del empleo formal.

Al mismo tiempo, hubo durante ese período un conjunto muy importante de reformas y nuevas políticas, más allá del estricto ámbito laboral, que pueden haber influido en la formalización. A continuación se describen de manera sintética. Lamentablemente, en la mayoría de los casos no se cuenta con evaluaciones de impacto que permitan conocer con rigurosidad el efecto de esas políticas sobre la formalidad.

El primer cambio que es necesario resaltar en relación con las políticas laborales se refiere al restablecimiento de la negociación colectiva en 2005. Desde 1992, el Estado se había retirado de la negociación colectiva (excepto en transporte, construcción, salud privada y empresas públicas). Por lo tanto, las negociaciones eran voluntarias, bipartitas y casi inexistentes en la práctica. Una vez restablecidas, las negociaciones pasaron a ser tripartitas a nivel de rama, con la participación de representantes de los empleadores, trabajadores y el gobierno. La obligatoriedad de las instancias de negociación colectiva en la determinación de los salarios llevó a un fortalecimiento del sindicalismo en el ámbito laboral. A pesar de esa variación de las fuerzas relativas, es pertinente señalar que la gran mayoría de los acuerdos alcanzados en las distintas rondas de negociación salarial colectiva en la última década fueron por consenso (el 85% del total). En ese marco, el cumplimiento de lo acordado fue notoriamente elevado. De hecho, las estimaciones existentes indican que el incumplimiento fue del 17% en 2007, e incluso descendió hasta el 14% en 2011 (Perazzo, Cabrera y Cárpena, 2013).

Otro cambio que conviene destacar es la recuperación del salario mínimo. Como se ha comentado, hacia fines del siglo XX el salario mínimo real había perdido poder de compra de forma considerable, lo que lo hizo pasar a un segundo plano como precio de referencia del mercado laboral. Los aumentos del salario mínimo legal se habían limitado, como forma de evitar deterioros en las cuentas públicas, en la medida en que el otorgamiento y el monto de diversas prestaciones sociales por parte del gobierno se hallaban determinadas por este. Así, solo a partir de la desindexación de ambas variables en 2004 fue que el salario mínimo empezó a subir sensiblemente. De hecho, en 2005 el salario mínimo recuperó la totalidad de la caída en términos reales que había experimentado durante la recesión y la crisis, e incluso se situó en niveles no alcanzados desde 1992. El salario mínimo legal continuó aumentando cada año a ritmos elevados, lo que entrañó un incremento medio anual del 8,7% en 2006-2013. De esa forma, en 2013, el salario mínimo nacional en términos reales alcanzó un valor superior en un 150% al registrado al comienzo del siglo XXI.

En otro orden de cosas, cabe mencionar los cambios a partir de la reforma tributaria de 2007 y la reforma de la salud de 2008, que pueden haber producido variaciones en la formalización de la fuerza laboral. En primer lugar, la reforma tributaria trajo aparejado el otorgamiento de incentivos

fiscales (mediante reducciones del impuesto a las rentas de las actividades empresariales (IRAE)) a la inversión productiva con creación de empleo formal, lo que promovió la concreción de proyectos que crean nuevos puestos de trabajo formales. En particular, durante diciembre de 2007 se reglamentó la Ley de Inversiones de 1998, mediante el Decreto 455/007. Se otorgaron beneficios a empresas de todas las actividades económicas, incluidas las pequeñas y medianas empresas. Entre esos beneficios figuran la reducción del IRAE y la exoneración de impuestos sobre bienes de capital, incluido el impuesto al patrimonio. En el decreto mencionado se buscaba incentivar el aumento de la inversión, pero también se establecieron objetivos explícitos de crecimiento del empleo, entre otros. Según una evaluación del impacto de esos incentivos, la política tuvo un efecto positivo y significativo sobre el empleo (Llambí y otros, 2014). Las distintas especificaciones consideradas en el estudio permiten concluir que la promoción de inversiones mediante el decreto se asocia con un incremento en el empleo que varía entre el 10% y el 35%. Los autores señalan que ese incremento incluye la demanda de empleo provocada por las inversiones que implican nuevas construcciones (que podría diluirse una vez finalizada la inversión). Además, puede incluir la formalización de puestos de trabajo en lugar de creación genuina de nuevos puestos, ya que la mayor parte de las empresas promovidas (más del 70%) tienen un objetivo de empleo que deben cumplir en el marco del proyecto de inversión. Por tanto, tendrían incentivos a formalizar puestos de trabajo si en la situación anterior mantenían algún porcentaje de informalidad. Incluso si no se puede aislar el efecto sobre la formalización, resulta razonable suponer que una parte del efecto total sobre el empleo corresponde a la formalización de puestos existentes.

Por otro lado, un elemento fundamental de la creación del Sistema Nacional Integrado de Salud en 2008 consistió en la extensión de la cobertura de salud a la familia de los trabajadores que realizan cotizaciones a la seguridad social. Esa extensión se planificó en dos etapas. A partir de enero de 2008, los hijos de los trabajadores formales pasaron a estar cubiertos por el seguro de salud, modificación que se financió mediante el incremento de la tasa de contribuciones sociales para el seguro de salud. Esto puede tener efectos ambiguos sobre la formalidad laboral de los distintos miembros del hogar. Según una evaluación del impacto de esa reforma, realizada por Bérgho y Cruces (2014), la proporción de individuos con empleo registrado aumentó en 1,6 puntos porcentuales, aproximadamente un 5% más en relación al promedio antes de la reforma. La evidencia sugiere que, en promedio, los ajustes del comportamiento del mercado de trabajo parecen haber tenido lugar principalmente desde el no empleo (margen extensivo), más que por cambios en el número de horas dentro de empleos registrados o transiciones entre empleos formales e informales. Para los padres solteros cuyas respuestas no dependen de los arreglos laborales dentro del hogar, el impacto de la reforma

sobre el empleo registrado fue más importante en relación al promedio de los adultos, y parece estar asociado tanto a un aumento en la participación como a un efecto de sustitución entre empleos no registrados y registrados. Asimismo, las estimaciones sugieren que, en el caso de los hogares con adultos en pareja, la respuesta al nuevo beneficio depende del estatus laboral del compañero. Es decir, los adultos cuyas parejas no tenían un estatus laboral que les diera acceso al seguro de salud para sus hijos, aumentaron en mayor medida su oferta laboral en forma de empleo registrado.

Por otra parte, se implementaron medidas específicas para el servicio doméstico, donde la informalidad era sensiblemente más elevada que el promedio de los asalariados privados. Además de su incorporación a los consejos de salarios, se regularon mediante ley las condiciones de trabajo en lo que se refiere a horarios, descansos, seguro de desempleo e indemnización de despido, entre otras. Por último, se realizaron campañas dirigidas a la capacitación de los trabajadores del sector y a la sensibilización de la sociedad sobre los derechos laborales de los trabajadores domésticos.

En 2008, se produjo una modificación del programa de seguro de desempleo. Se implementaron diversos cambios que pueden haber afectado la formalidad laboral. Por un lado, se pasó de un sistema de pago de monto fijo a un sistema de pago decreciente (manteniendo el mismo monto total de subsidio), con el objetivo de estimular la búsqueda de empleo. Ese cambio tuvo un impacto positivo en la duración del desempleo, que se redujo (Amarante, Arim y Dean, 2013). También se redujo la duración del subsidio bajo la modalidad de suspensión del trabajo, de seis a cuatro meses, y se permitió que el cobro del subsidio fuera compatible con el mantenimiento de otras actividades remuneradas. Es esperable que esa modificación genere incentivos positivos hacia el empleo formal.

Resulta relevante mencionar otros cambios de la legislación laboral sobre los que no se cuenta con mucha información ni estudios de su impacto, pero que afectaron las condiciones de los trabajadores y pueden haber influido en la formalización. Se destacan los cambios en el esquema de jubilación que redujeron los años necesarios para su acceso e implementaron un año adicional de cotización para la jubilación por cada hijo para las mujeres, así como la extensión de las licencias maternales y paternales y la mayor realización de inspecciones laborales. A grandes rasgos, las políticas mencionadas en esta sección parecen operar a favor de la formalización de los asalariados, lo cual coincide con lo observado en la última década. De todos modos hay otras medidas, como el mayor gravamen a las rentas altas en el marco de la reforma impositiva que se comentó anteriormente, que pueden constituir un incentivo a la informalidad, como lo evidencia la literatura internacional.

En los últimos años también ha habido esfuerzos por adecuar las distintas herramientas de protección social a la realidad de los trabajadores

independientes. En particular, destaca el caso del monotributo que, si bien originalmente se adecuaba a las empresas pequeñas, permite la adhesión de trabajadores independientes. Las empresas unipersonales realizaban sus aportes al sistema administrado por el Banco de Previsión Social (BPS) o, en el caso de trabajadores de profesiones liberales, podían hacer aportes a las cajas profesionales como la Caja de Jubilaciones y Pensiones de Profesionales Universitarios o la Caja Notarial. A partir de 2001, se agregó la posibilidad de aportar mediante el monotributo del BPS, que luego se modificó en el marco de la reforma tributaria de 2007. Recientemente, se creó también la opción de aporte mediante el monotributo social del Ministerio de Desarrollo Social. En estos sistemas se paga un único gravamen en sustitución de todos los impuestos nacionales, con excepción de los impuestos a la importación y los aportes al sistema de seguridad social. Ello entraña no solo una simplificación de los trámites impositivos para el Estado y los trabajadores gravados, sino una disminución de los montos aportados. Los aportantes del monotributo del BPS han aumentado sostenidamente desde 2006 hasta 2013, pasando de algo menos de 3.000 a casi 25.000 personas, de acuerdo a datos oficiales. Ello tuvo lugar en el marco de una flexibilización del régimen tributario que amplió las actividades empresariales que admite dicho gravamen. En particular, se incrementaron los límites máximos de facturación, se incluyeron pequeños locales, empresas por fuera del rubro de comercio, sociedad de hecho y empresas que cuentan con un asalariado (o hasta tres, en ciertas actividades estacionales y con autorización concedida). Sin embargo, la falta de contribución a la seguridad social entre los trabajadores independientes sigue siendo muy alta. Un análisis del reciente cambio en el monotributo puede encontrarse en Amarante y Perazzo (2013).

Por último, debe mencionarse que durante este período se implementaron en el Uruguay políticas de transferencias no contributivas de ingresos que pueden haber afectado los incentivos a la formalidad laboral. Esto obedece a que la elegibilidad y permanencia en esos programas se asocia a mantenerse por debajo de cierto umbral de ingresos, que en la práctica se controlaba a partir de los ingresos de los trabajadores formales registrados en el Banco de Previsión Social. Un estudio de impacto del Plan de Atención Nacional a la Emergencia Social (PANES), transferencia no contributiva dirigida a los hogares con niños vigente durante 2006 y 2007, indica que el programa redujo la formalidad y los ingresos laborales de los hombres (Amarante y otros, 2011). En la misma línea, una evaluación del impacto del programa de las nuevas asignaciones familiares, una transferencia no contributiva dirigida a los hogares con niños implementada en 2008, indica que la prestación reduce el empleo formal en los adultos en hogares elegibles entre un 18% y un 30%. También se sugiere un aumento del empleo informal, pero los resultados son de escasa magnitud y poco robustos (Bérgolo y Cruces, 2014). Es decir, además de todas las políticas antes reseñadas, que quizás hayan tenido un impacto positivo en la formalización, hubo también intervenciones con otros objetivos que podrían haber desestimulado el proceso de formalización.

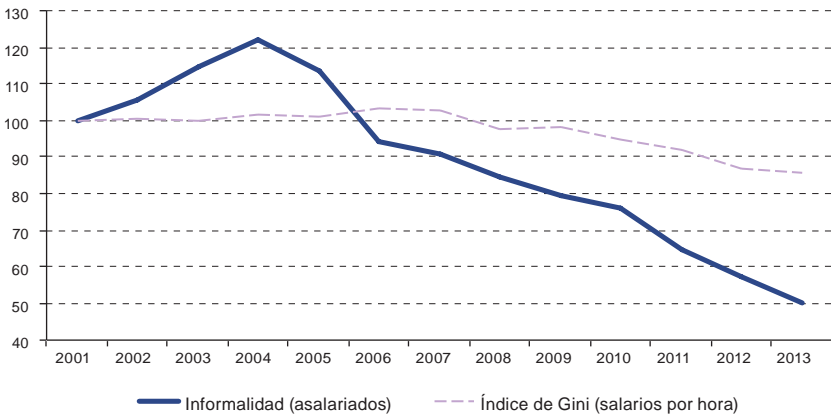
D. Salarios y desigualdad

Como se ha señalado, las remuneraciones por trabajo presentaron fuertes caídas en los años de recesión de comienzos del siglo XXI y profundizaron aun más la contracción durante la crisis de 2002. Posteriormente, en un marco de dinamismo de la economía uruguaya, las tasas de actividad y empleo crecieron, pero los salarios permanecieron transitoriamente estables. Recién en 2005, el crecimiento económico empezó a verse reflejado en un incremento de las remuneraciones al trabajo. De todas formas, no fue hasta 2010 que la media salarial volvió a situarse en los niveles anteriores a la caída (véase el cuadro VIII.1). Esa evolución media ha sido resultado de comportamientos diferenciales a lo largo de la distribución, que producen variaciones en la desigualdad de las remuneraciones, como se analiza a continuación.

1. Desigualdad salarial

Mientras que la informalidad comenzó su descenso en 2004, la desigualdad salarial mostró una leve tendencia creciente hasta 2007, y a partir de allí comenzó su descenso (véase el gráfico VIII.6). El índice de Gini de los ingresos salariales por hora pasó de un máximo de 41,2 en 2002 a 35,1 en 2013, un descenso significativo (véase el cuadro VIII.2). Tanto el incremento en la primera parte de la década como el posterior descenso parecen haber estado determinados por los movimientos en la parte baja de la distribución, como lo muestran los movimientos del indicador 50-10 (véase el gráfico VIII.7).

Gráfico VIII.6
Uruguay: evolución de la informalidad laboral y la desigualdad, 2001-2013
(Índice base 2001=100)



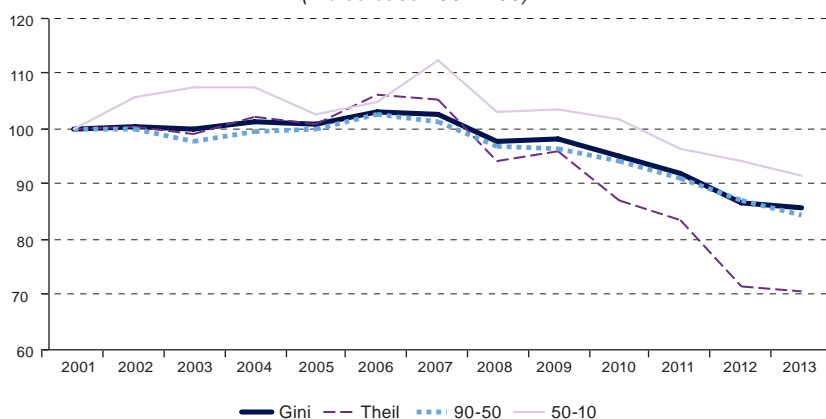
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

Cuadro VIII.2
Uruguay: desigualdad de los ingresos salariales, 2000-2013

	Gini	Theil	90-50	50-10
2000	0,401	0,295	2,52	2,32
2001	0,410	0,313	2,58	2,39
2002	0,412	0,313	2,58	2,53
2003	0,410	0,309	2,52	2,56
2004	0,416	0,320	2,56	2,57
2005	0,414	0,316	2,58	2,45
2006	0,423	0,332	2,65	2,51
2007	0,422	0,329	2,61	2,68
2008	0,401	0,294	2,49	2,46
2009	0,402	0,299	2,49	2,48
2010	0,390	0,272	2,43	2,43
2011	0,377	0,261	2,35	2,30
2012	0,356	0,223	2,24	2,25
2013	0,351	0,220	2,17	2,19

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

Gráfico VIII.7
Uruguay: desigualdad salarial, 2001-2013 (índices de base: 100 = 2001)
(Índice base 2001=100)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

La variación diferencial de los salarios a lo largo de la distribución y en los distintos períodos de tiempo se presenta en el gráfico VIII.8. La reducción de los salarios horarios entre 2001 y 2006 fue mayor para los asalariados de menores ingresos. La caída correspondiente al percentil 10 fue casi del 20%, mientras que la del percentil 90 fue del 13%. De esa forma, se produce en el período una mayor desigualdad de ingresos. A partir de 2006 el crecimiento de los salarios fue más elevado en el caso de los trabajadores de la parte baja de la distribución, lo que implicó un cambio en la tendencia de la desigualdad

de los ingresos laborales. Al considerar la totalidad del período 2000-2013, se observa el patrón redistributivo del crecimiento del ingreso laboral durante el período, con incrementos mayores entre los salarios más bajos.

También las funciones de densidad salarial de tipo núcleo (kernel) ilustran este movimiento. La función se desplaza significativamente hacia la derecha en 2013, lo que refleja el incremento de los salarios reales en el período. Además, se reduce su dispersión (véase el gráfico VIII.9). Mientras que el valor del salario mínimo en 2001 no era un factor relevante para el mercado laboral uruguayo, y eran muy escasos los asalariados con ese nivel de ingresos, el salario mínimo se vuelve relevante en 2013, cuando se aprecia claramente la tendencia en torno a ese valor.

Gráfico VIII.8
Uruguay: variación del salario real por hora en distintos percentiles de la distribución
(En porcentajes)

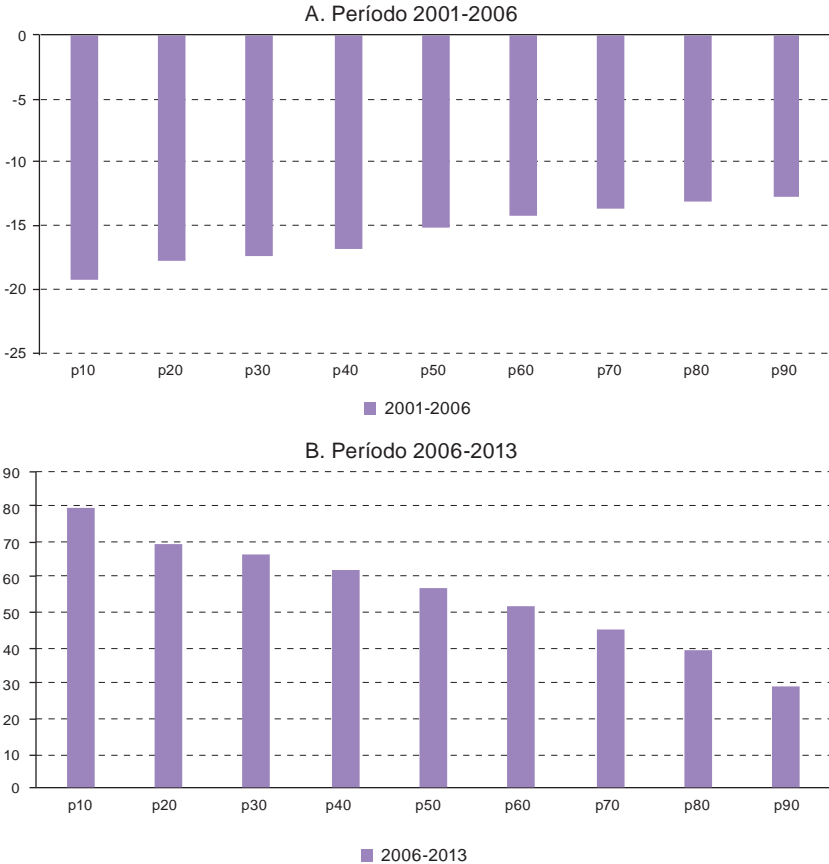
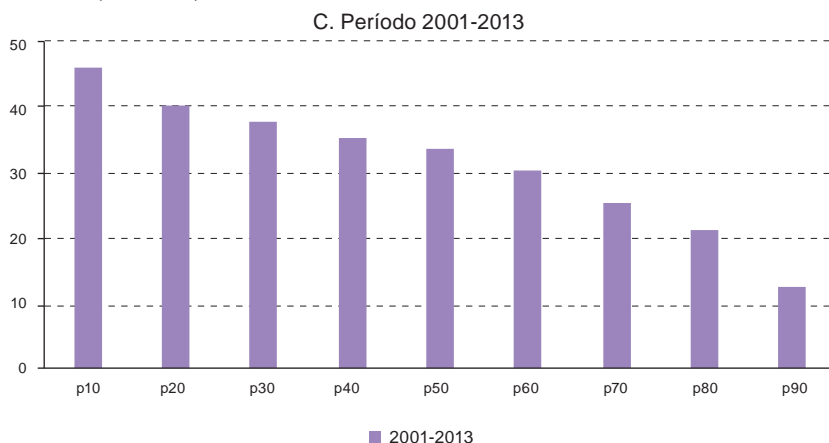
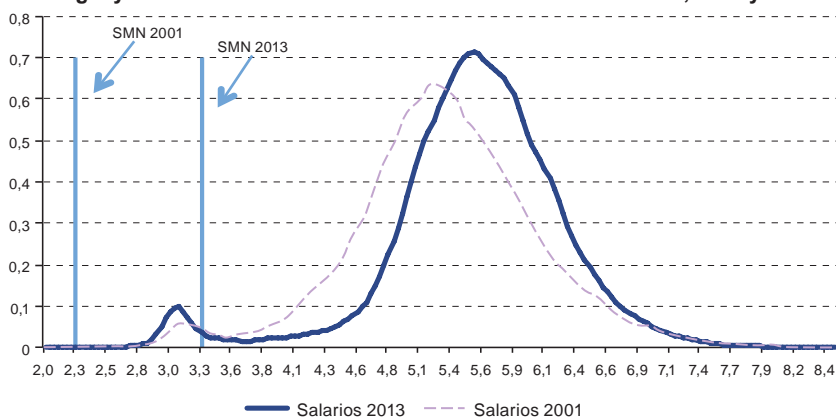


Gráfico VIII.8 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

Gráfico VIII.9
Uruguay: funciones de densidad kernel de los salarios horarios, 2001 y 2013^a



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

^a SMN: Salario mínimo nacional.

Los estudios existentes señalan que el principal factor explicativo del descenso de la desigualdad ha sido la caída de los diferenciales por nivel educativo, al igual que ha sucedido en otros países de la región. El aumento del empleo y la caída de las desigualdades regionales también han tenido un rol, aunque de menor magnitud (Amarante, Colafrancheschi y Vigorito, 2014; Alves, Amarante y Vigorito, 2012; Llambí y Perera, 2014, entre otros). La variación en el acervo educativo ha tenido una contribución mucho menor, lo que pone de relieve una debilidad importante que enfrenta el país. Los

factores institucionales, entre ellos el incremento del salario mínimo, también se han mencionado en la literatura como posibles elementos que facilitaron la mayor igualdad salarial. Por ejemplo, en CEPAL (2014) se presenta un ejercicio de microsimulación que indica que alrededor del 7% de la caída total de los indicadores de desigualdad (Gini y Theil) se explican por cambios del salario mínimo⁹.

2. Diferenciales salariales

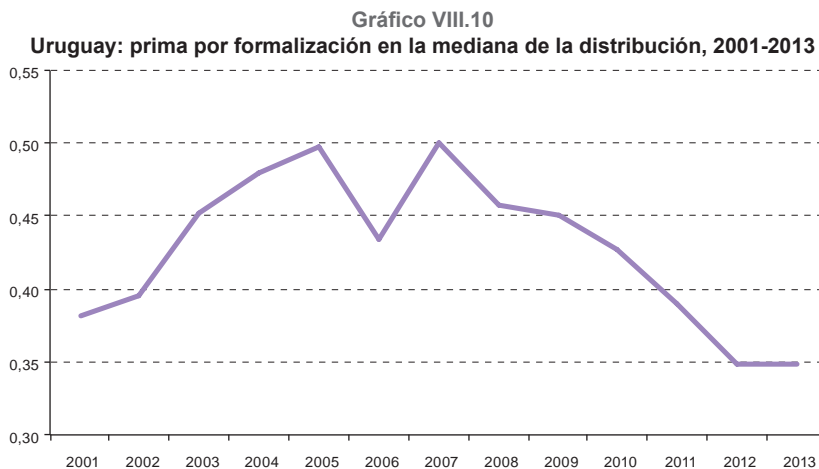
El análisis de las regresiones de influencia recentrada (RIF), propuestas por Firpo, Fortin y Lemieux (2007), respecto de la mediana de la distribución (percentil 50) brinda información interesante sobre los determinantes del salario por hora y su evolución en el período considerado (véase el cuadro VIII.A.9)¹⁰. Esas regresiones, así como los ejercicios de descomposición que se detallan en el apartado siguiente, se llevaron a cabo en relación con el grupo de asalariados comprendidos entre 18 y 60 años de edad. El límite inferior se estipuló de manera de restringirse a un grupo con adscripción más estable al mercado laboral, mientras que el límite superior indica la edad de retiro del mercado de trabajo. Asimismo, para mantener la comparabilidad de los resultados a lo largo del tiempo, se excluyeron a partir de 2006 las áreas urbanas menores y rurales que comenzaban a ser relevadas en las encuestas de hogares.

Lo primero que merece la pena destacar es la evolución de la prima por formalidad, es decir el sobresueldo para los asalariados formales, calculado a partir de la estimación de RIF en relación con la mediana. Esta prima pasó de 0,38 en 2001, hasta un máximo de 0,5 en 2007, mostrando un crecimiento entre esos años con excepción de 2006, donde se produce un descenso. A partir de 2007, el coeficiente comienza a descender hasta alcanzar un mínimo de 0,35 en 2013 (véase el gráfico VIII.10). La prima por formalidad evoluciona de manera similar respecto de hombres y mujeres, y tiende a converger entre ambos sexos en el período (véase el cuadro VIII.A.10).

Además, y como se detalla en la siguiente sección, el efecto marginal de la formalización es decreciente por percentiles, y tiende a desaparecer en la cola superior de la distribución (véase el gráfico VIII.16 en la sección E). Esto indica que, si se produce un proceso de formalización del empleo, *ceteris paribus*, se incrementará más el ingreso de los percentiles más bajos, reduciéndose la desigualdad salarial, como se explica más adelante.

⁹ Se realiza una microsimulación siguiendo la propuesta de Dinardo, Fortin y Lemieux (1996). Los detalles pueden verse en Maurizio (2014) o CEPAL (2014).

¹⁰ Los resultados de las regresiones sobre percentiles seleccionados, respecto del total de asalariados en 2001, 2006 y 2013, se presentan en el cuadro VIII.A.9. Se pueden solicitar a los autores los resultados desglosados entre hombres y mujeres.



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

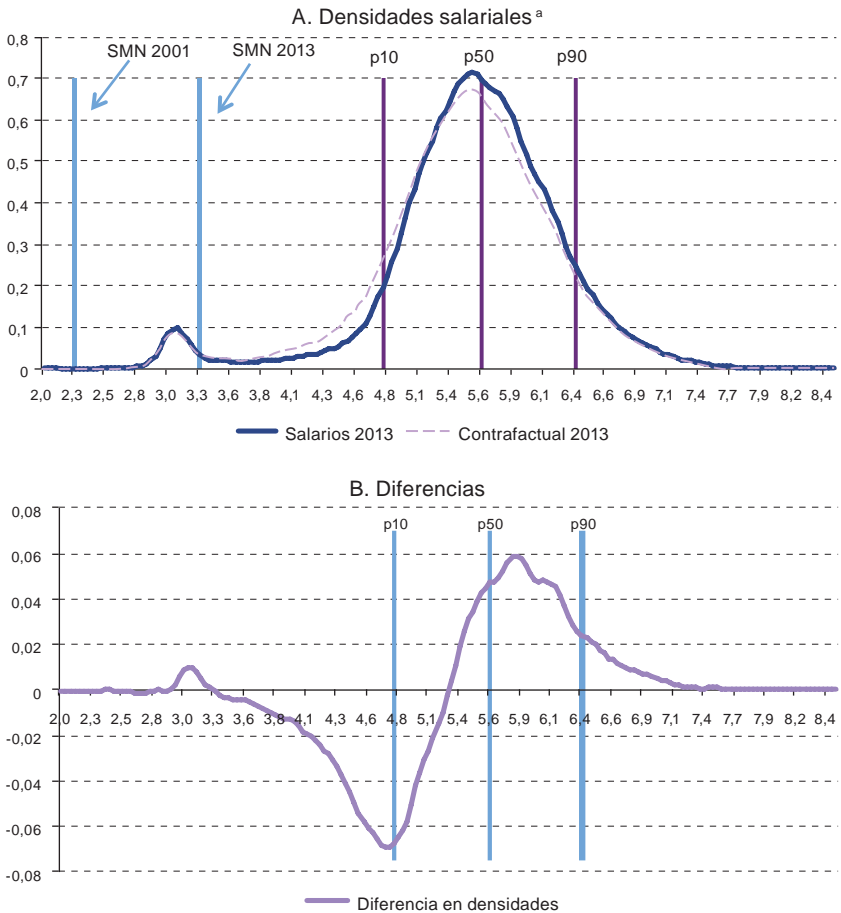
En relación con los otros determinantes salariales, se evidencia el incremento de los retornos sobre la educación secundaria completa y terciaria incompleta y completa entre 2001 y 2006, y la caída en los retornos de las dos primeras categorías entre 2006 y 2013, de manera coincidente con la caída en la desigualdad salarial. La brecha de género se mantiene relativamente estable durante el período (los cambios no resultan estadísticamente significativos). Se aprecia un cambio relevante en los diferenciales salariales entre Montevideo y el interior urbano. El diferencial se mantiene favorable a Montevideo, pero se reduce significativamente en la mediana de la distribución, de 0,23 en 2001 a 0,04 en 2013. Por último, la prima salarial favorable a los asalariados públicos registra un incremento importante entre 2001 y 2006, para luego reducirse, aunque al final del período el diferencial a favor de los asalariados públicos es superior al valor que mostraba en el comienzo (0,14 en 2001 y 0,24 en 2013) (véase el cuadro VIII.A.9).

3. El rol de la formalidad

Es posible realizar un primer análisis del impacto distributivo del proceso de formalización a partir de la estimación de la función de densidad contrafactual que refleja cómo sería la distribución salarial de 2013 si se hubieran mantenido constantes todas las características de los asalariados y sus puestos de trabajo, excepto el grado de formalización. En efecto, al seguir la metodología semiparamétrica propuesta por Dinardo, Fortin y Lemieux (1996), es posible estimar la densidad salarial de 2013, suponiendo que el grado de formalización era el imperante en 2001. La diferencia entre la función de densidad contrafactual y la verdadera función de densidad en 2013 refleja la variación de la distribución que puede atribuirse al proceso de formalización.

Al comparar la densidad contrafactual y la verdadera densidad de 2013, se evidencia un desplazamiento desde la parte inferior de la distribución hacia un poco por encima de la media, que puede atribuirse al efecto de la formalización (véase el gráfico VIII.11). El mayor cambio se produce entre los percentiles 10 y 50, mientras que las variaciones van siendo de menor magnitud en los tramos superiores de la distribución. Por otro lado, los cambios más significativos parecen producirse entre las mujeres (véase el gráfico VIII.A.1 del anexo estadístico).

Gráfico VIII.11
Uruguay: impacto de la formalización sobre la densidad salarial, 2001-2013



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

^a SMN: Salario mínimo nacional.

En el cuadro VIII.3 se sintetizan esos resultados y se destaca el efecto de la formalización sobre la desigualdad. Respecto del total de asalariados, aproximadamente el 26% de la caída total del Gini (equivalente a un punto y medio del índice) se explica por la variación de la formalización laboral. El efecto es mucho más pronunciado sobre el cociente entre los percentiles 50 y 10 (p50/p10). En ese caso, la formalización explica la variación del 125%. A su vez, se corrobora que los mayores cambios corresponden a lo sucedido en los movimientos en la parte baja de la distribución salarial de las mujeres, lo que probablemente se asocia al importante proceso de formalización entre las trabajadoras del servicio doméstico¹¹.

Cuadro VIII.3
Uruguay: efecto de la formalización sobre los salarios horarios, según
descomposiciones de Dinardo y otros, 1996, 2001 y 2013

Diferencial estadístico	2001	2013	2013 (formalidad 2001)	Cambio total	Efecto formalidad	Porcentaje formalidad en el cambio total
Hombres						
90-10	1,809	1,496	1,584	-0,313	-0,088	28%
90-50	0,957	0,749	0,774	-0,208	-0,025	12%
50-10	0,853	0,747	0,810	-0,106	-0,062	59%
Gini	0,414	0,347	0,359	-0,067	-0,012	17%
Theil	0,324	0,221	0,234	-0,103	-0,013	13%
Mujeres						
90-10	1,810	1,573	1,768	-0,237	-0,194	82%
90-50	0,922	0,792	0,822	-0,130	-0,030	23%
50-10	0,888	0,781	0,945	-0,107	-0,164	153%
Gini	0,400	0,351	0,371	-0,049	-0,019	40%
Theil	0,288	0,217	0,240	-0,071	-0,023	32%
Total						
90-10	1,798	1,538	1,684	-0,259	-0,145	56%
90-50	0,937	0,769	0,799	-0,167	-0,030	18%
50-10	0,861	0,769	0,884	-0,092	-0,115	125%
Gini	0,410	0,351	0,366	-0,059	-0,015	26%
Theil	0,312	0,221	0,239	-0,091	-0,017	19%

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

¹¹ El indicador de informalidad en el servicio doméstico alcanza un máximo del 72% en 2004 y desciende al 50% en 2013 (véase el cuadro VIII.A.7).

E. Descomposición de los cambios en la distribución de las remuneraciones

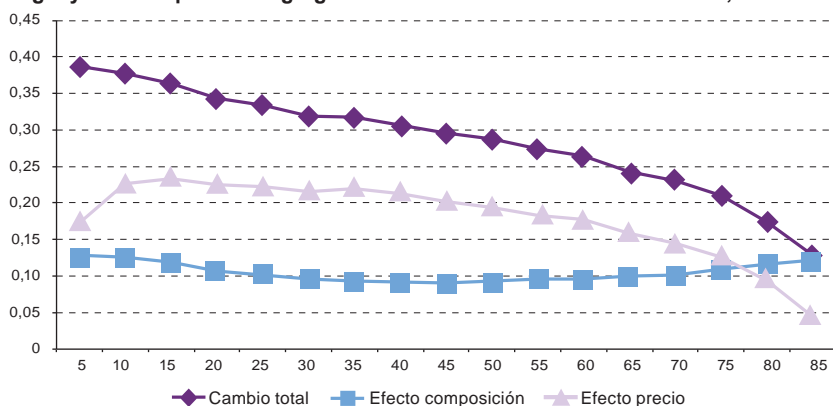
En esta sección se analiza el impacto distributivo de los cambios en el grado de informalidad, mediante descomposiciones microeconómicas a partir de la propuesta de Firpo, Fortin y Lemieux (2011) presentada en el capítulo metodológico. El ejercicio de descomposición, en que se desagregan el impacto de los cambios en la distribución de las variables (efecto composición) y el impacto de los cambios en los retornos de dichas variables (efecto retorno o efecto precio), se aplica a tres universos: hombres asalariados, mujeres asalariadas y total de trabajadores en relación de dependencia. La distinción de género es particularmente relevante en el contexto del estudio de la informalidad y su impacto en la formación de los salarios pues, como sugieren los resultados antes presentados, la incidencia de la informalidad y las variaciones en la tasa de participación laboral es mayor entre las mujeres, y el impacto de los procesos de formalización recientes puede resultar asimétrico.

A su vez, dada la evolución macroeconómica, la dinámica del mercado de trabajo y los cambios en los mecanismos normativos, el período 2001-2013 se desagrega en dos subperíodos: 2001-2006 y 2006-2013. En el primero, caracterizado por la crisis económica y la posterior recuperación, se observa una caída del salario real sin cambios relevantes en el nivel de desigualdad, o incluso con una leve tendencia ascendente. El período de expansión económica posterior ocurre en un contexto de cambios institucionales y normativos significativos (gran apreciación del salario mínimo, generalización de la negociación colectiva a nivel de rama de actividad, reforma tributaria, reforma y ampliación del sistema de prestaciones sanitarias asociadas a los empleos formales), un intenso proceso de formalización y la disminución del nivel de desigualdad de las remuneraciones. Por lo tanto, los factores explicativos de la evolución de la desigualdad pueden divergir o presentar patrones diferenciados en ambos quinquenios.

1. Descomposición agregada

En el gráfico VIII.12 se muestra que, durante todo el período, las remuneraciones crecen a lo largo de toda la distribución, pero con un claro patrón desconcentrador: la tasa de variación cae marcadamente con el percentil. Esta evolución diferencial se asocia al efecto precio, mientras que el efecto composición determina una variación positiva de las remuneraciones, aunque relativamente homogénea a lo largo de la distribución, con la excepción de los primeros percentiles. Ese patrón general se mantiene al desagregar el análisis según género (véase el gráfico VIII.A.2 del anexo estadístico).

Gráfico VIII.12
Uruguay: descomposición agregada del cambio en los salarios horarios, 2001-2013



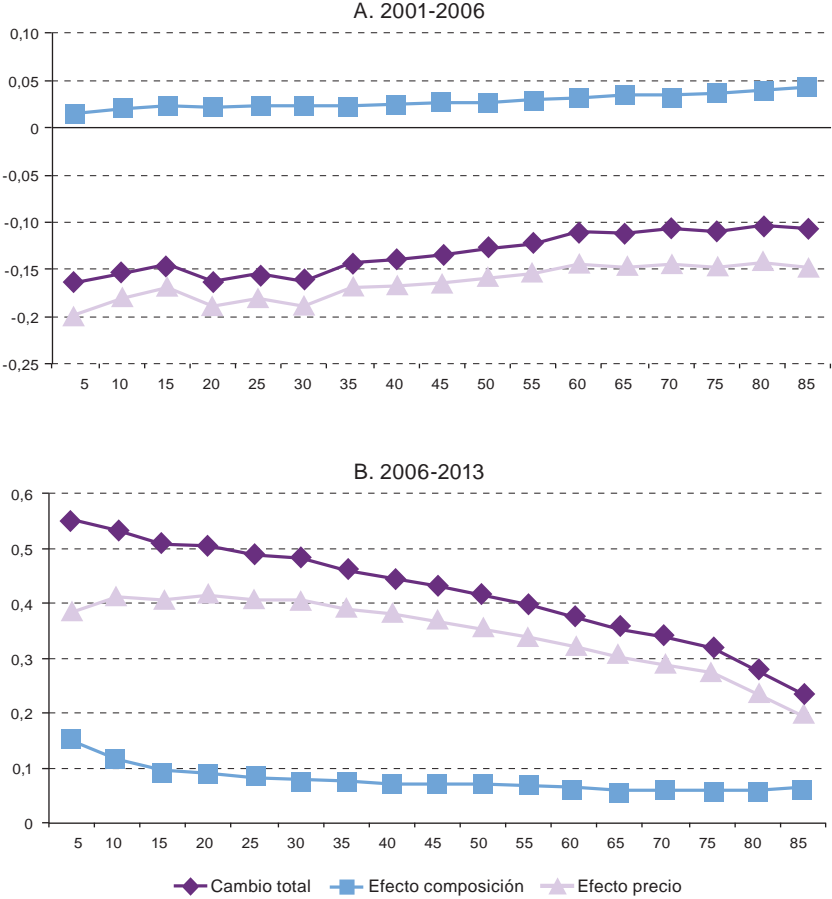
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

No obstante, se observan cambios diferentes entre los dos subperíodos. De 2001 a 2006, el efecto composición presenta una incidencia positiva en la variación de las remuneraciones, pero la variación salarial es dominada por el efecto precio, que determina una caída general del nivel de remuneraciones (véase el gráfico VIII.13). Ambos efectos inciden negativamente en la distribución de las remuneraciones, lo que entraña un incremento en la desigualdad. Entre 2006 y 2013 las remuneraciones se expanden con un nítido perfil favorable a los estratos más bajos de la distribución, mientras que el efecto composición incide positivamente y en forma homogénea a lo largo de la distribución. En esos últimos años, los cambios en la distribución se ven dominados por el efecto precio.

La descomposición de los índices sintéticos de desigualdad arroja resultados análogos. El cambio en el índice de Gini es dominado por el efecto precio (véase el cuadro VIII.4). En las diferencias percentílicas, se encuentra que los efectos precio o retorno también son la principal fuerza motora, pero el efecto composición da cuenta de una proporción algo mayor de las brechas entre la mediana y la cola inferior de la distribución.

La desagregación según género arroja resultados cualitativamente similares, pero con algunas particularidades. En el caso de las mujeres, el peso del efecto composición es mayor en el tramo inferior de la distribución de las remuneraciones, mientras que el efecto precio presenta un perfil menos decreciente. En otros términos, los cambios de las características son una fuente de movimientos en la desigualdad más importante entre las mujeres que entre los varones (véase el cuadro VIII.A.11). A su vez, el signo del efecto composición difiere entre ambos sexos durante los períodos 2001-2006 y 2006-2013, pues muestra un patrón concentrador y desconcentrador, respectivamente.

Gráfico VIII.13
Uruguay: descomposición agregada del cambio en los salarios
horarios, 2001-2006 y 2006-2013



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

No obstante, la descomposición agregada no permite encontrar comportamientos disímiles en la incidencia de las variables utilizadas en las regresiones RIF. Para determinar los factores que más inciden en los cambios de la distribución sería necesario instrumentar descomposiciones detalladas.

Cuadro VIII.4
Uruguay: descomposición de medidas sintéticas de desigualdad, 2001-2013

	Medidas de desigualdad			
	90-10	90-50	50-10	Gini
2001-2013				
Cambio total	-0,258	-0,167	-0,091	-0,059
	[0,0205]	[0,0145]	[0,0147]	[0,00118] ***
Retornos	-0,129	-0,157	0,028	-0,062
	[0,0231]	[0,0143]	[0,0181]	[0,000336] ***
Composición	-0,007	0,031	-0,038	-0,010
	[0,0135]	[0,0096]	[0,0091]	[0,00114] ***
Interacción	-0,122	-0,041	-0,081	0,013
	[0,0158]	[0,0095]	[0,0134]	[0,000622] ***
2001-2006				
Cambio total	0,058	0,029	0,029	0,010
	[0,0214]	[0,0148]	[0,0164]	[0,00131] ***
Retornos	0,051	0,017	0,034	0,007
	[0,0207]	[0,0141]	[0,0162]	[0,000213] ***
Composición	0,028	0,017	0,011	0,006
	[0,0073]	[0,0058]	[0,0040]	[0,00133] ***
Interacción	-0,022	-0,006	-0,016	-0,002
	[0,0060]	[0,0042]	[0,0043]	[0,000255] ***
2006-2013				
Cambio total	-0,317	-0,196	-0,121	-0,069
	[0,0116]	[0,0082]	[0,0085]	[0,00103] ***
Retornos	-0,190	-0,174	-0,016	-0,063
	[0,0122]	[0,0079]	[0,0096]	[0,000222] ***
Composición	-0,084	-0,006	-0,078	-0,013
	[0,0064]	[0,0037]	[0,0047]	[0,000985] ***
Interacción	-0,043	-0,016	-0,026	0,007
	[0,0070]	[0,0034]	[0,0062]	[0,000303] ***

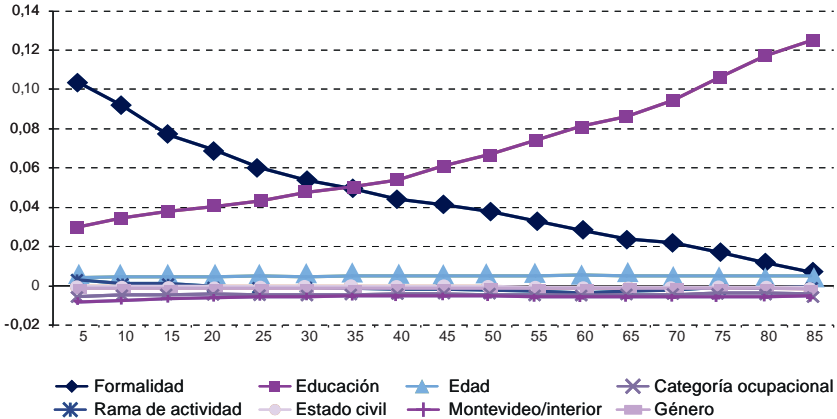
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

Nota: ***Los errores estándar se presentan entre corchetes: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

2. Descomposición detallada

Mediante la descomposición detallada de los efectos precio y composición se descubren incidencias diversas de los factores explicativos utilizados en las estimaciones econométricas. En el gráfico VIII.14 se aprecia, respecto de todo el período, que la homogeneidad relativa y la magnitud moderada del efecto composición es resultado de los impactos divergentes de la formalización y la evolución del nivel educativo de los asalariados. El incremento de la formalización favorece con claridad a los primeros percentiles de la distribución, mientras que los cambios en el acervo educativo provocan una mayor variación de las remuneraciones en los tramos superiores. Los cambios de la distribución de las variables restantes muestran una escasa incidencia. Por lo tanto, el impacto relativamente homogéneo a lo largo de la distribución del efecto composición agregado es resultado de impactos diferenciados y de signo contrario de la formalización y la educación. La formalización incide en mayores salarios en la parte baja de la distribución, mientras que la mayor acumulación de años de educación supone mayores salarios en la parte alta de la distribución.

Gráfico VIII.14
Uruguay: efecto composición detallado, 2001-2013

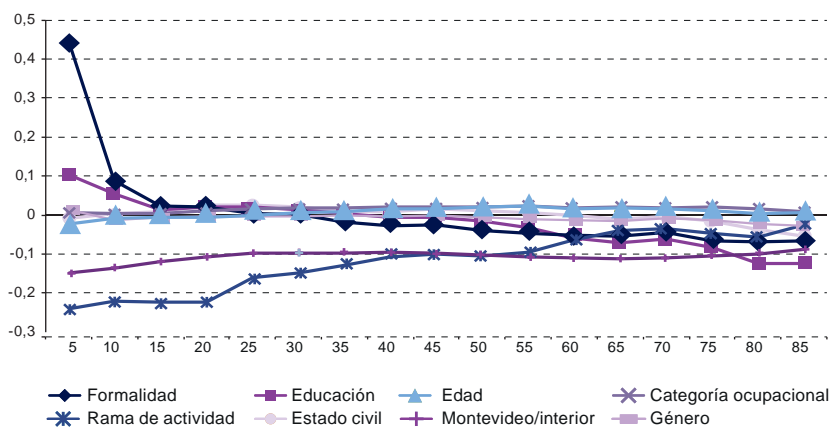


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

En el caso del efecto precio, las reducciones de las brechas salariales entre el sector formal e informal y de los retornos sobre la educación se retroalimentan, de modo que ambos parámetros experimentan un impacto desconcentrador (véase el gráfico VIII.15). El efecto del cambio en la prima de la formalidad actúa fundamentalmente en el tramo inferior de la distribución. Por su parte, los retornos sobre la educación inciden de forma positiva en los cambios salariales de los primeros percentiles, pero su efecto se torna

negativo por encima de la mediana. Dos variables adicionales muestran un papel relevante: la brecha entre Montevideo y el interior y los diferenciales salariales según la rama de actividad, que compensan parcialmente el efecto desconcentrador de los diferenciales salariales asociados a la educación y la formalidad.

Gráfico VIII.15
Uruguay: efecto precio detallado, 2001-2013

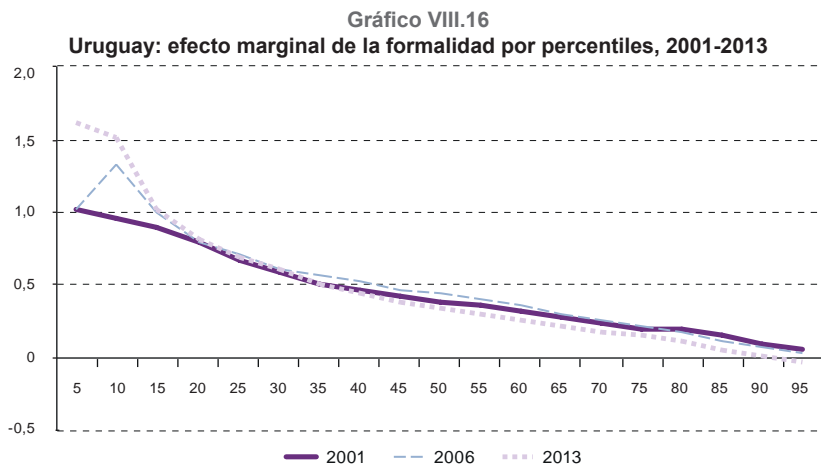


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas de hogares.

El análisis por subperíodo indica que, en el caso del efecto composición, el vínculo entre la formalización y la dinámica de la desigualdad solo se hizo evidente entre 2006 y 2013; mientras que el incremento del nivel educativo muestra un patrón concentrador en ambos subperíodos (véase el gráfico VIII.A.3). En contraste, el efecto de la prima salarial sobre la informalidad incide positivamente en la evolución de la desigualdad en ambos períodos, mientras que los retornos sobre la educación presentan un impacto concentrador entre 2001 y 2006, y desconcentrador entre 2006 y 2013 (véase el gráfico VIII.A.4).

Una de las ventajas de las regresiones RIF consiste en que permiten calcular el efecto marginal incondicional de cambios marginales en una variable explicativa de los salarios en distintas partes de la distribución o sobre diversos estadísticos distributivos. En el gráfico VIII.16 se muestra el efecto marginal de la formalización según percentiles, resultado que permite definir con claridad por qué un proceso de formalización, *ceteris paribus*, desencadena una reducción de la desigualdad salarial. En los tres años considerados, el efecto marginal varía negativa y monótonamente con el percentil, y alcanza valores cercanos a cero en la cola superior de la distribución. Dado ese perfil de las primas sobre la formalidad laboral a lo largo de la distribución, un incremento en la formalización provoca inequívocamente una reducción de la desigualdad: el

ingreso de todos los percentiles tiende a aumentar, pero el efecto es mayor cuanto menor sea el percentil. Este resultado se puede computar mediante el efecto composición: si se mantienen constantes los efectos marginales correspondientes al año base, el cambio del grado de formalización reduce la desigualdad.



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

A su vez, el perfil de los retornos sobre la formalidad coincide prácticamente en los tres años, salvo en los primeros percentiles, donde los retornos se tornan más empinados. Dicho de otro modo, el diferencial de retornos entre esos percentiles y el resto de la distribución aumenta; lo que explica el carácter desconcentrador del efecto precio¹². La formalización y los procesos asociados a los cambios en las brechas salariales en el sector formal explican una porción relevante del cambio en la desigualdad.

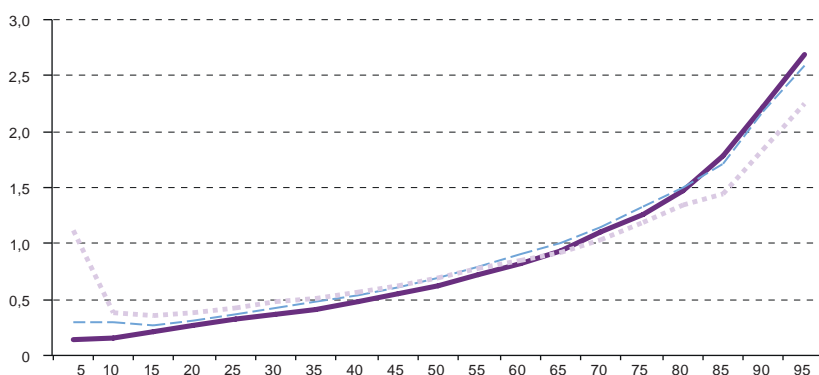
La otra variable destacada en la evolución de la desigualdad es la educación. En el gráfico VIII.17 se muestra el efecto marginal de las variables binarias que definen los distintos niveles educativos, siendo el grupo de referencia el menos educado (menos de seis años de educación formal), que está excluido de la regresión. En primer lugar, se observa que el efecto marginal de todos los grupos educativos crece con el percentil,

¹² El perfil de la curva de efectos marginales es similar entre mujeres y hombres. No obstante, los cambios se observan casi exclusivamente en la distribución salarial femenina, donde las primas por la formalización aumentan en los primeros percentiles; mientras que no se observan cambios relevantes entre los varones. Esto pone de relieve el escaso poder explicativo del efecto precio en este último grupo, donde el efecto positivo sobre la desigualdad se produce casi exclusivamente mediante el efecto composición (véase el gráfico VIII.A.5).

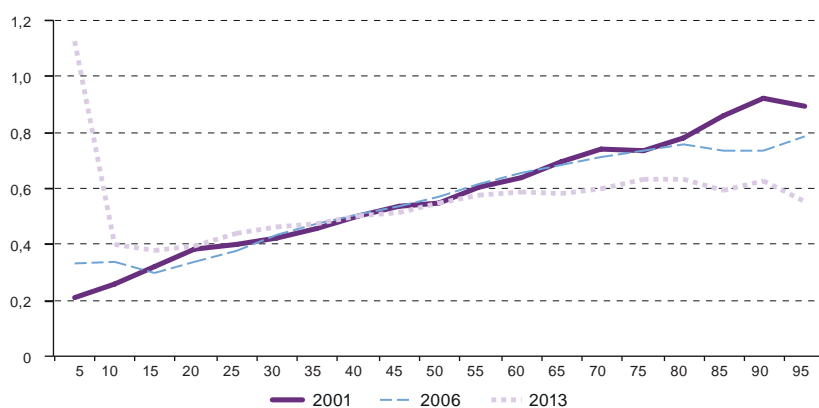
pero este patrón se agudiza cuanto mayor sea el nivel educativo¹³. Esa característica no cambia en los tres años utilizados para definir los períodos de análisis. En segundo lugar, es de esperar que el efecto composición de la educación tenga un impacto negativo en los índices de desigualdad, tal como se constató en el gráfico VIII.14. Un incremento de la participación de los grupos más educados provoca un aumento no uniforme de las remuneraciones en toda la distribución; el valor absoluto del cambio crece con el percentil.

Gráfico VIII.17
Uruguay: efecto marginal según categoría educativa (grupo de referencia: seis años o menos de educación)

A. Efecto marginal de la educación, 16 años o más de educación formal, asalariados totales



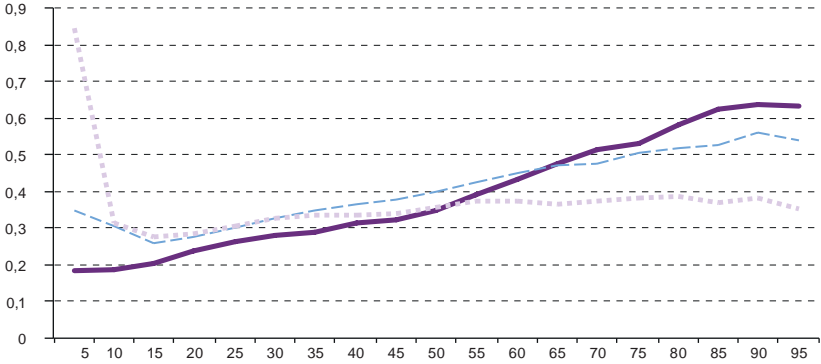
B. Efecto marginal de la educación, de 13 a 15 años de educación formal, asalariados totales



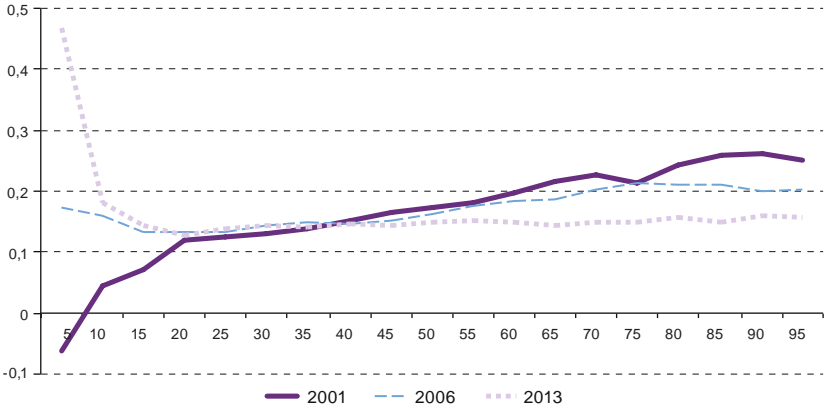
¹³ La excepción es el percentil 5, que muestra estimaciones más volátiles del efecto marginal.

Gráfico VIII.17 (conclusión)

C. Efecto marginal de la educación, 12 años de educación formal, asalariados totales



D. Efecto marginal de la educación, entre 7 y 11 años de educación formal, asalariados totales



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Sin embargo, los cambios en el perfil de efecto marginal explican el impacto positivo del efecto precio de la educación sobre la desigualdad. La pendiente de las curvas se reduce entre 2001 y 2013. Por lo tanto, los diferenciales salariales por nivel educativo suavizan su incidencia sobre la desigualdad en el período.

Los cambios en los diferenciales salariales por rama de actividad constituyen la otra fuente relevante en la evolución de la desigualdad (véase el gráfico VIII.A.6)¹⁴. Se observa un aplanamiento de los diferenciales salariales por rama de actividad, lo que provoca que su impacto distributivo resulte moderadamente regresivo. Esta tendencia a la mayor homogeneidad

¹⁴ La variable excluida es el sector agropecuario y de minería.

probablemente se vincule con el proceso de negociación salarial colectiva mencionado en la sección C.

La descomposición de índices sintéticos (véase el cuadro VIII.5) confirma los resultados comentados. El efecto retorno de la informalidad y la educación dominan el impacto globalmente progresivo del efecto precio agregado; mientras que el aumento de la formalidad en el mercado de trabajo y el aumento del nivel educativo de los asalariados tienen efectos inversos, de modo que se neutralizan dentro del efecto composición agregado.

Cuadro VIII.5
Uruguay: descomposición desagregada de índices sintéticos de desigualdad, 2001-2013

Medida de desigualdad	90-10	90-50	50-10	Gini
A: Efectos retorno detallados:				
Formalidad	-0,506	-0,040	-0,466	-0,019
Educación	-0,228	-0,119	-0,109	0,008
Edad	0,031	-0,010	0,041	0,000
Categoría de ocupación	0,002	-0,012	0,014	0,001
Rama de actividad	0,217	0,076	0,141	0,000
Estado civil	-0,045	-0,069	0,024	0,000
Montevideo/interior	0,061	0,009	0,052	0,000
Constante	0,339	0,009	0,331	-0,052
Total	-0,129	-0,157	0,028	-0,062
B: Efectos composición detallados:				
Formalidad	-0,099	-0,033	-0,067	-0,019
Educación	0,091	0,063	0,028	0,008
Edad	0,001	0,000	0,001	0,000
Categoría de ocupación	0,002	0,000	0,001	0,001
Rama de actividad	-0,003	0,002	-0,005	0,000
Estado civil	0,000	0,000	0,000	0,000
Sexo	--	--	--	--
Montevideo/interior	0,003	0,000	0,003	0,000
Total	-0,007	0,031	-0,038	-0,010

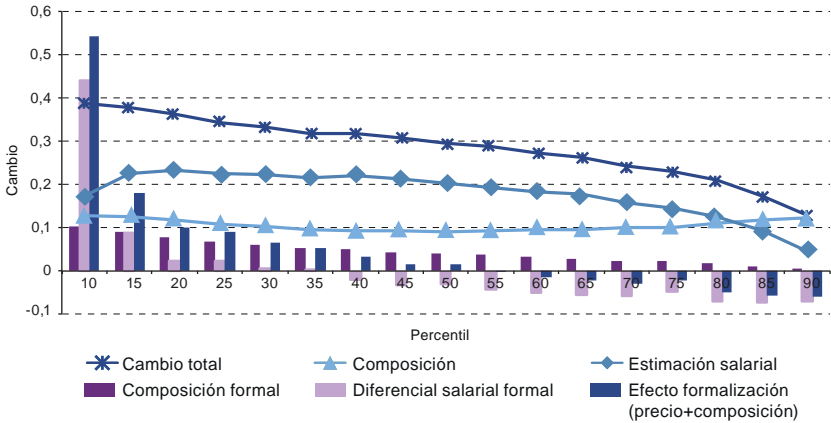
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

3. Formalización: efecto retorno y efecto composición

La importancia de la formalización en la evolución reciente de la desigualdad salarial queda de manifiesto si se analizan conjuntamente el efecto composición y el efecto retorno a la condición de trabajador formal. La incidencia de la

formalización sobre la dinámica de la desigualdad salarial mediante ambos canales (cambios en la prima salarial y el grado de formalización de la fuerza de trabajo) se resume en el gráfico VIII.18. Las barras marrones representan la sumatoria de los efectos estructura y composición de la formalidad laboral. El impacto agregado es sumamente importante por debajo del percentil 20, pero se diluye en el resto de la distribución. El cambio global inducido por la formalización en esos primeros percentiles supera ampliamente la variación observada, lo que indica que otros factores amortiguaron el cambio inducido por el incremento en la cobertura de la seguridad social entre los trabajadores dependientes.

Gráfico VIII.18
Uruguay: incidencia de la formalización en la evolución de la desigualdad, 2001-2013



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

La descomposición de índices sintéticos muestra resultados similares (véase el cuadro VIII.6). El impacto de la formalización representa una proporción muy relevante del cambio total de los índices, en especial de los que capturan las brechas de ingreso con el percentil 10 (diferenciales 90-10 y 50-10), que es el espacio de la distribución donde el impacto de la formalidad es más intenso¹⁵. El impacto conjunto de la formalización es incluso superior al de la educación ya que, en el caso de la educación, el efecto composición resulta concentrador. Nuevamente, la importancia relativa del proceso de formalización y de los cambios en la prima salarial asociada a ella es sustancialmente mayor en el caso de las mujeres que en el de los hombres, en ambos subperíodos (véanse los cuadros VIII.A.11, VIII.A.12 y VIII.A.13).

¹⁵ Obsérvese que la participación de la formalización es menor en el índice de Theil. Este índice pondera más las diferenciales salariales en los tramos intermedios y superior de la distribución, segmentos donde la incidencia de la formalidad es prácticamente nula.

Cuadro VIII.6
Uruguay: descomposición de índices sintéticos de desigualdad.
Análisis del rol de la formalización y la educación, 2001-2013

	90-10	90-50	50-10	Gini	Theil
Cambio total	-0,26	-0,17	-0,09	-0,06	-0,09
Efecto estructura salarial	-0,13	-0,16	0,03	-0,06	-0,2
Prima sobre la formalidad (A)	-0,51	-0,04	-0,47	-0,03	-0,02
Retornos sobre la educación (C)	-0,23	-0,12	-0,11	-0,04	-0,16
Otros	0,6	0	0,6	0,02	-0,02
Efecto composición	-0,01	0,03	-0,04	-0,01	0,15
Formalización (B)	-0,1	-0,03	-0,07	-0,02	0,02
Distribución de los ocupados por nivel educativo (D)	0,09	0,06	0,03	0,01	0,14
Otros	0	0	0	0	-0,01
Interacción	-0,12	-0,04	-0,08	0,01	-0,04
Efecto formalización (A + B)	-0,61	-0,07	-0,54	-0,05	0
Efecto educación (C + D)	-0,14	-0,06	-0,08	-0,03	-0,02
Efecto formalización/cambio total	235%	41%	600%	83%	0%
Efecto educación/cambio total	54%	35%	89%	50%	22%

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Dado el papel preponderante de los dos factores antes señalados, resulta necesario formular hipótesis plausibles que expliquen esa dinámica. En primer lugar, en cuanto a la evolución de los retornos sobre la educación, la primera mitad de la década de 2000 representa una continuidad de las tendencias observadas en la década de 1990. Se evidencia un papel preponderante del aumento de los retornos sobre la educación como factor explicativo del aumento de la desigualdad en el mercado de trabajo. Sin embargo, en el período 2006-2013 se observa una reversión de dicha tendencia: los retornos sobre la educación se reducen, con el consiguiente impacto positivo en la dinámica de la desigualdad. Cuatro orígenes posibles de este cambio de tendencia, también sugeridos en los trabajos reseñados antes, podrían ser: i) la reforma tributaria, que incorpora tasas de imposición progresivas; ii) la apreciación de los salarios mínimos; iii) la negociación colectiva, y iv) los cambios en la demanda de trabajo relativa por nivel educativo originados en la reciente bonanza económica.

La reforma tributaria reduce las brechas salariales en términos de los ingresos líquidos (variable reportada por la encuesta en que se basa el presente trabajo) por lo que su impacto es relativamente lineal: los ingresos líquidos de los ocupados con mayor nivel educativo se ven afectados negativamente, mientras que el nivel de imposición de los ocupados con menor nivel educativo se reduce, en promedio, después de la reforma. Los salarios mínimos y la negociación colectiva pueden explicar parte de esta reducción, pues actúan como factores que influyen de forma positiva en el ingreso de los trabajadores

con calificaciones formales, ya sea porque afectan el umbral mínimo de remuneración (salarios mínimos) o porque comprimen la distribución sectorial de las remuneraciones (negociación colectiva). Menos claro es el rol potencial de los cambios en la demanda relativa de trabajo calificado. Si bien la dinámica económica reciente determinó que la demanda laboral se expandiera de forma generalizada, hasta alcanzar los menores niveles de desempleo de las últimas cuatro décadas, no existen estudios sistemáticos en relación con el Uruguay en que se distingan variaciones diferenciales en la demanda laboral. Sin embargo, el dinamismo de sectores tradicionalmente intensivos en trabajo no calificado (agropecuario, construcción) puede ser uno de los factores que explican la reducción de los retornos sobre la educación, como se ha sugerido en relación con distintos países de la región (Gasparini y otros, 2012).

Por su parte, el impacto positivo de la formalización y el diferencial salarial entre los sectores formal e informal puede asociarse a otros cambios operados en el mercado de trabajo. El incremento del salario mínimo afecta a los trabajadores formales, lo que ampliaría la brecha salarial. Los resultados de los procesos de negociación colectiva, que se generalizan a partir de 2006 a nivel de rama de actividad, pueden premiar a los trabajadores formales en la cola inferior de la distribución mediante el incremento de los mínimos por categoría ocupacional, práctica relativamente generalizada cuyo resultado esperable es la compresión de la pirámide salarial en cada sector de actividad. Ambos fenómenos pueden explicar el aumento de la prima salarial sobre la formalidad en los primeros percentiles de la distribución salarial¹⁶.

F. Comentarios finales

En los últimos años han tenido lugar cambios relevantes en el mercado laboral uruguayo. A partir de 2004 comienza un proceso de formalización (entendido como un aumento en el número de asalariados que cotizan a la seguridad social) que ha permitido alcanzar en 2013 los menores niveles de informalidad desde que existen registros. Por otro lado, a partir de 2007 todos los indicadores de desigualdad salarial coinciden en evidenciar una caída significativa en la concentración. En este trabajo se ha intentado vincular ambos fenómenos, mediante la utilización de una metodología de descomposición propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux (2007, 2011).

Según esta metodología, la descomposición agregada indica que el descenso de la desigualdad entre 2001 y 2013 se explica fundamentalmente

¹⁶ No obstante, los efectos de equilibrio general de estos cambios no son claros. En particular, podrían desencadenar un efecto “derrame” en el sector informal, en la medida en que el salario mínimo nacional o el salario mínimo específico de una categoría puede constituir una señal de referencia en el proceso de determinación salarial bajo condiciones de informalidad.

por el efecto de los retornos, ya que el efecto composición refleja una variación positiva de las remuneraciones, aunque homogénea a lo largo de la distribución.

El análisis detallado de las distintas variables consideradas permite comprender mejor los procesos que han tenido lugar en el mercado laboral. Las variables más significativas en cuanto a sus impactos son la formalización y la educación. La relativa homogeneidad del efecto composición es el resultado de dos procesos que tienen efectos contrarios. El aumento de la cantidad de trabajadores formales induce a incrementos salariales en los primeros percentiles de la distribución, lo que favorece la menor desigualdad, mientras que el aumento del acervo educativo de los asalariados provoca una mayor variación de los salarios más altos, con el consiguiente efecto desigualador. Esos dos efectos combinados tienen como resultado el escaso impacto del efecto composición.

En el caso de los retornos, tanto la formalización como el nivel educativo tienen un impacto desconcentrador. El cambio en la prima sobre la formalidad influye en los mayores salarios en la parte baja de la distribución. Los retornos sobre la educación, mientras tanto, también inciden positivamente en los cambios salariales en la parte baja de la distribución, y su efecto se torna negativo en la parte alta.

De esa manera, el análisis presentado revela algunos detalles sobre la contribución del proceso de formalización laboral en relación con la caída en la desigualdad. La consideración de estos procesos ha estado relativamente ausente en la literatura que intenta explicar el reciente descenso de la desigualdad laboral en el Uruguay, e incluso en la región. Sin embargo, este trabajo muestra que, además de reconocer la importancia que ha tenido la caída en los retornos sobre la educación, es necesario subrayar la relevancia del proceso de formalización laboral en el Uruguay y sus impactos desconcentradores en términos salariales. La evidencia recogida constituye un claro indicio de que los marcos normativos en que se desarrollan las relaciones laborales en la economía formal (mecanismos de determinación de los salarios, regulación de salarios mínimos y prestaciones de la seguridad social, entre otras cosas) cumplen un papel relevante en el grado de dispersión de las remuneraciones en el mercado de trabajo uruguayo, lo que impone la necesidad de realizar esfuerzos de investigación adicionales para descubrir los mecanismos mediante los que la formalización incide en la desigualdad.

Bibliografía

- Alves, G., V. Amarante y A. Vigorito (2012), "La desigualdad del ingreso en Uruguay entre 1986 y 2009", *Documento de Trabajo*, N° 3/12, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Amarante, V. y R. Arim (2005), "El mercado laboral: Cambios estructurales y el impacto de la crisis, 1986-2002" *Uruguay: empleo y protección social; de la crisis al crecimiento*, Organización Internacional del Trabajo (OIT), Santiago de Chile.
- Amarante, V. y A. Espino (2009), "Informalidad y desprotección social en Uruguay", *Problemas del Desarrollo*, vol. 40, N° 150.
- Amarante, V. e I. Perazzo (2013), "Uruguay's "single tax" social protection scheme for the self-employed", *International Labour Review*, vol. 152, N°3-4.
- Amarante, V., M. Colafranceschi y A. Vigorito (2014), "Uruguay's income inequality under right and left regimes over 1981-2010" *Falling Inequalities in Latin America: Policy Changes and Lessons*, A. Cornia (ed.), Oxford University Press.
- Amarante, V., R. Arim y A. Dean (2013), "Unemployment insurance design and its effects: evidence for Uruguay", *Revista Desarrollo y Sociedad*, N° 71, primer semestre.
- Amarante, V. y otros (2011), "Social Assistance and Labor Market Outcomes: Evidence from the Uruguayan PANES", *Nota Técnica*, N° IDB-TN-453, Banco Interamericano de Desarrollo (BID).
- Bérgolo, M. y G. Cruces (2014), "Work and tax evasion incentive effects of social insurance programs. Evidence from an employment based benefit extension", *Journal of Public Economics*, vol. 117.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2014), *Pactos para la igualdad: Hacia un futuro sostenible* (LC/G.2586(SES.35/3)), Santiago de Chile.
- DiNardo, J., N. Fortin y T. Lemieux (1996), "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach", *Econometrica*, vol. 64, N° 5.
- Firpo, S., N. Fortin y T. Lemieux (2011), "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labor Economics*, vol. 4A.
- (2007), "Decomposing wage distributions using influence function projections and reweighting", University of British Columbia, inédito.
- Furtado, M. (2006), "Uruguay: impacto social y económico del salario mínimo" ¿Para qué sirve el salario mínimo? Elementos para su determinación en los países del Cono Sur, A. Marinakis y J. Velasco (eds.), Santiago de Chile, Organización Internacional del Trabajo (OIT).
- Gasparini, L. y otros (2012), "Educational upgrading and returns to skills in Latin America: evidence from a supply-demand framework, 1990-2010", *IZA Discussion Papers*, N° 6244, Bonn, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Llambí, C. y M. Perera (2014), "Análisis de la incidencia del mercado de trabajo en la evolución de la desigualdad de ingresos en Uruguay y en la última década", documento preparado para el informe sobre el Uruguay de la OCDE y la CEPAL, inédito.
- Llambí, C. y otros (2014), "Una evaluación económica de los incentivos fiscales a la inversión en Uruguay. 2005-2011", *serie Documentos de Trabajo*, Montevideo, Centro de Estudios Fiscales, Instituto de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas y de Administración y Centro de Investigaciones Económicas.

- Maurizio, R. (2014), "El impacto distributivo del salario mínimo en Argentina, Brasil, Chile y Uruguay", *serie Políticas Sociales*, N° 194 (LC/L.3825), Santiago de Chile, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).
- Perazzo I. (2012), "El mercado laboral uruguayo en la última década", *Documento de Trabajo*, N° 1/12, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.
- Perazzo, I., V. Cabrera y C. Cárpena (2013), "Cumplimiento de los acuerdos alcanzados en los Consejos de Salarios en Uruguay entre 2007 y 2011", *Documento de Trabajo*, N° 10/13, Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República.

Capítulo IX

Conclusiones

Los estudios nacionales que integran el presente libro aportan nuevos elementos para la comprensión de la evolución reciente de la desigualdad salarial en la región, así como de la desigualdad total en la distribución del ingreso, en tanto las remuneraciones constituyen la principal fuente de recursos de los hogares.

La principal constatación que se deriva del análisis global de los resultados es que la formalización laboral y el conjunto de normas y mecanismos institucionales que rigen la formación de salarios en el sector formal han jugado un papel relevante en la reducción de la desigualdad durante la primera década del siglo XXI en los cinco países analizados. La literatura contemporánea sobre la evolución de la desigualdad salarial durante este período señala la reducción de los diferenciales salariales por nivel educativo como causa principal de la reciente disminución de la desigualdad salarial. La importancia de ese factor se confirma con los resultados de los ejercicios de descomposición microeconómicos desarrollados en este volumen. Sin embargo, los cambios en el grado de formalización y en los diferenciales salariales entre trabajadores formales e informales vienen a ser un factor tan importante en magnitud como los retornos sobre la educación y los cambios en el nivel educativo de los trabajadores, aunque con diferencias considerables entre los distintos países.

A fin de resumir los resultados principales de los estudios nacionales en cuanto al papel de la formalización en la dinámica de la desigualdad, en el cuadro IX.1 se presenta la descomposición del índice de Gini y se resaltan los efectos de la formalidad y la educación. La evolución de la incidencia de

la formalidad y de la prima salarial por pertenecer al sector formal explica una parte significativa de la reducción de la informalidad en los cinco países. En efecto, el impacto total de la formalidad entraña una caída del índice de Gini que va desde 2,8 puntos en la Argentina hasta 9 puntos en el Uruguay. En todos los países, con excepción de Chile, el efecto desconcentrador total de la formalización es superior al de la educación. El patrón diferencial se detecta en Chile, donde los cambios en la desigualdad y en el grado de formalización fueron de menor magnitud. Aunque en ese país el incremento de los trabajadores formales conduce a una mayor igualdad, el aumento del diferencial salarial a favor de los trabajadores del sector formal actúa en sentido inverso y el efecto total del proceso de formalización termina siendo concentrador (aumento de 0,5 del índice de Gini).

Cuadro IX.1
América Latina (cinco países): descomposición del índice de Gini

		Argentina	Brasil	Chile	Ecuador	Uruguay
Incidencia de la informalidad (en porcentajes)	Año inicial	40	35	37	63	36
	Año final	33	23	31	47	24
	Cambio total	-7	-12	-6	-16	-12
Gini	Año inicial	0,414	0,529	0,413	0,441	0,410
	Año final	0,353	0,482	0,394	0,372	0,351
	Cambio total	-0,061	-0,047	-0,019	-0,069	-0,059
Efecto composición	Total	0,001	0,031	0,020	-0,011	-0,010
	Formalización (A)	-0,008	-0,030	-0,006	-0,028	-0,020
	Educación (C)	0,004	0,055	0,016	0,013	0,010
	Otros	0,005	0,006	0,010	0,004	0,000
Efecto retorno	Total	-0,062	-0,077	-0,024	-0,079	-0,062
	Formalización (B)	-0,020	-0,002	0,011	-0,064	-0,030
	Educación (D)	-0,025	-0,049	0,024	-0,007	-0,040
	Otros	-0,017	-0,026	-0,059	-0,008	0,008
Total formalidad	(A + B)	-0,028	-0,032	0,005	-0,092	-0,050
	Porcentaje del cambio total	46	68	-26	133	85
Total educación	(C + D)	-0,021	0,006	0,040	0,006	-0,030
	Porcentaje del cambio total	34	-13	-211	-9	51

Fuente: Elaboración propia.

En los cinco países, el incremento de la formalidad laboral sobre la desigualdad (captado mediante la desagregación del efecto composición (fila

A)) tiene un efecto igualador, aunque de distinta magnitud. Los países donde la reducción de la informalidad fue más importante (Brasil, Ecuador y Uruguay) registran un mayor impacto. En los tres casos, representa aproximadamente tres puntos del índice de Gini. En contraste, el incremento del nivel educativo de los asalariados presenta un signo inverso, lo que contribuye a una mayor dispersión de las remuneraciones.

Por su parte, la reducción de la brecha salarial entre los sectores formal e informal (fila B, dentro del efecto retorno) favorece una menor desigualdad en todos los países, salvo en Chile, donde tiene un efecto concentrador. Ese impacto igualador del efecto retorno es particularmente significativo en el Ecuador, seguido por el Uruguay y la Argentina. La caída de los diferenciales salariales por nivel educativo reduce la desigualdad, también con la excepción de Chile¹.

¿Por qué se plantea la reducción de la informalidad como un canal tan potente para reducir la desigualdad salarial? Una primera aproximación a esta pregunta puede delimitarse a partir del gráfico IX.1, en que se resume el efecto marginal de la condición de trabajador formal según deciles de la distribución salarial. Una de las principales ventajas del método de las regresiones de influencia recentrada utilizado en los estudios de este libro es que permite obtener estimaciones del efecto marginal incondicional de una variable sobre distintos tramos de la distribución, lo que posibilita la determinación de efectos heterogéneos. En el gráfico IX.1 se muestran los efectos marginales correspondientes al año base y el año final en los cinco países. En casi todos los casos, el perfil de primas sobre la formalidad parece monótonamente decreciente con el decil. Dado ese patrón de los efectos marginales, es de esperar que un aumento marginal del grado de formalización produzca un mayor impacto en los tramos inferiores de la distribución. En otros términos, estos perfiles constituyen la razón por la que el efecto composición asociado a la formalización resulta desconcentrador.

A su vez, la dinámica del mercado laboral en los cinco países determinó que los perfiles de los retornos se tornaran progresivamente más empinados. Por lo tanto, los cambios en los diferenciales favorecen más a los tramos bajos de la distribución, lo que explica que el efecto retorno de la informalidad también resulte desconcentrador. Chile es el único país donde no se presenta ese patrón y las primas sobre la formalización se tornan más aplanadas, por lo que el signo del efecto retorno de la formalidad resulta contrario al del resto de los países.

¹ El caso chileno difiere de los restantes en que no se observa una reducción sistemática de los retornos sobre la educación. En particular, la brecha entre los ocupados con educación terciaria completa y los ocupados con educación primaria se amplifica levemente (véase el cuadro VI.A.2 del anexo).

Gráfico IX.1
América Latina (cinco países): efecto marginal incondicional de la condición de ocupado formal según deciles, estimación de regresiones RIF

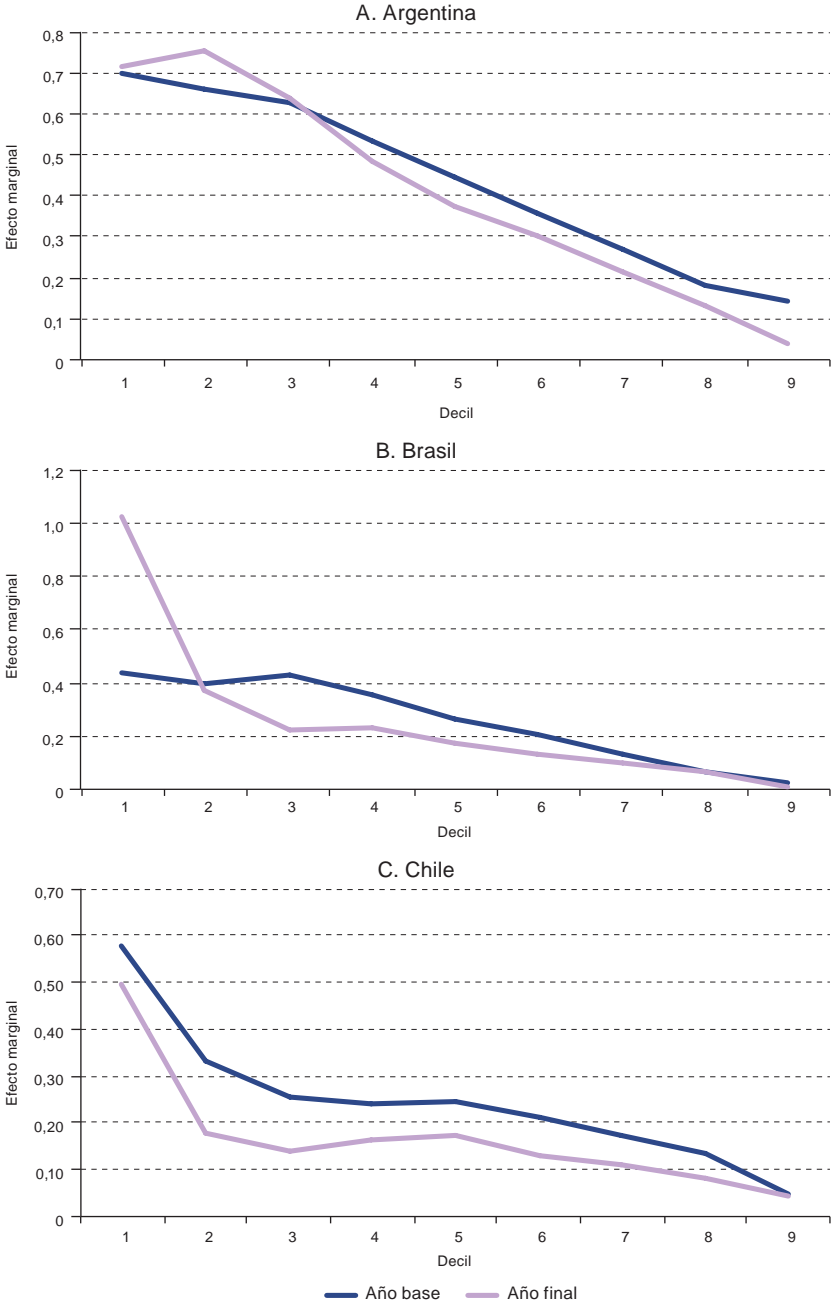
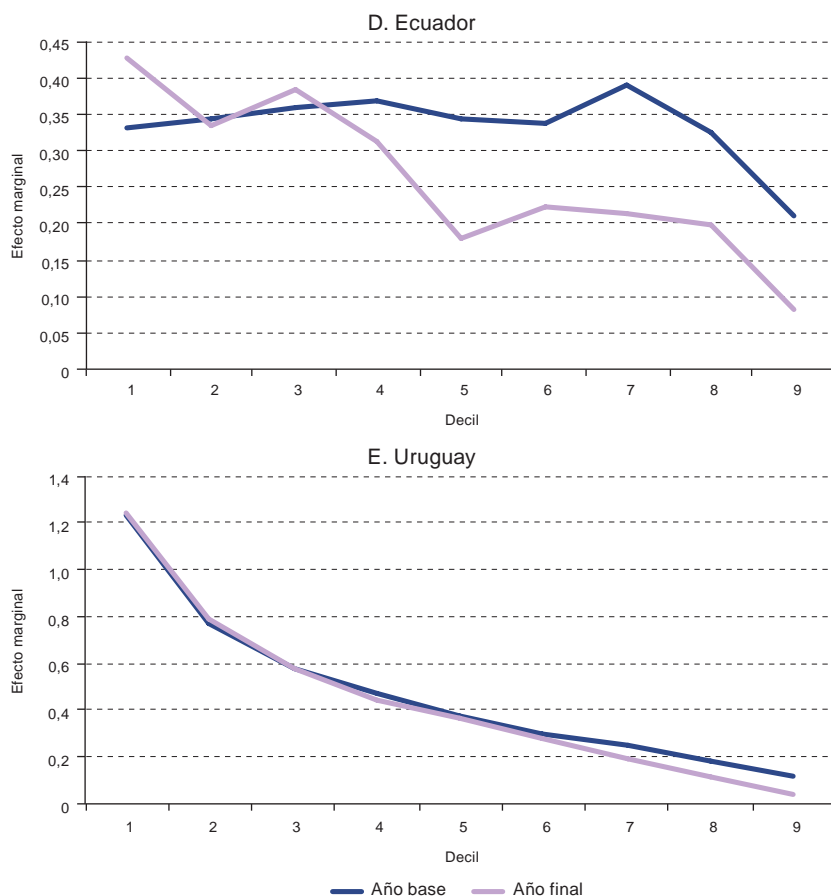


Gráfico IX.1 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia.

La presencia de efectos marginales decrecientes de la condición de informalidad implica que las fuerzas que explican los cambios de las remuneraciones durante la primera década del siglo XXI difieren a lo largo de la distribución. En consecuencia, además de la descomposición del índice de Gini antes presentada, resulta de interés analizar la descomposición de otros indicadores de desigualdad, como los ratios que reflejan los diferenciales entre los percentiles 90/10, 90/50 y 50/10. Esas descomposiciones se presentan en el cuadro IX.2. En todos los países se registra una reducción de los tres indicadores. Es decir, la caída del índice de Gini se asocia con una menor dispersión salarial generalizada. Sin embargo, como se verá a continuación, los cambios en las colas de la distribución se asocian a fenómenos distintos.

Cuadro IX.2
América Latina (cinco países): descomposición
de los ratios salariales entre percentiles

	Argentina	Brasil	Chile	Ecuador	Uruguay
P90/P10					
Cambio total en el ratio 90/10	-0,278	-0,405	-0,110	-0,311	-0,258
Total	0,006	0,159	0,166	0,010	-0,007
Efecto composición					
Formalización (A)	-0,041	-0,424	-0,039	-0,019	-0,099
Educación (C)	0,021	0,148	0,154	0,017	0,091
Otros	0,026	0,435	0,051	0,012	0,001
Total	-0,260	-0,564	-0,205	-0,361	-0,130
Efecto retorno					
Formalización (B)	-0,079	-0,039	-0,025	0,010	-0,510
Educación (D)	-0,152	-0,274	-0,016	-0,043	-0,230
Otros	-0,029	-0,251	-0,164	-0,328	0,610
(A + B)	-0,120	-0,463	-0,064	-0,009	-0,609
Total formalidad					
Porcentaje del cambio total	43	114	58	3	236
Total educación					
(C + D)	-0,131	-0,126	0,138	-0,026	-0,139
Porcentaje del cambio total	47	31	-125	8	54
P90/P50					
Cambio total en el ratio 90/50	-0,163	-0,161	0,028	-0,071	-0,167
Total	0,005	0,160	0,131	-0,009	0,031
Efecto composición					
Formalización (A)	-0,023	0,036	-0,015	-0,021	-0,033
Educación (C)	0,016	0,214	0,101	0,010	0,063
Otros	0,012	-0,090	0,045	0,002	0,001
Total	-0,214	-0,321	-0,096	-0,111	-0,160
Efecto retorno					
Formalización (B)	-0,037	-0,001	0,083	0,051	-0,04
Educación (D)	-0,127	-0,281	0,105	0,018	-0,119
Otros	-0,050	-0,039	-0,284	-0,180	-0,001
(A + B)	-0,060	0,035	0,068	0,030	-0,073
Total formalidad					
Porcentaje del cambio total	37	-22	243	-42	44
Total educación					
(C + D)	-0,111	-0,067	0,206	0,028	-0,056
Porcentaje del cambio total	68	42	736	-39	34
P50/P10					
Cambio total en el ratio 50/10	-0,115	-0,245	-0,081	-0,239	-0,091
Total	0,001	-0,002	0,035	0,019	-0,038
Efecto composición					
Formalización (A)	-0,019	-0,461	-0,025	0,002	-0,067
Educación (C)	0,005	-0,066	0,053	0,007	0,030
Otros	0,015	0,525	0,007	0,010	-0,001
Total	-0,046	-0,243	-0,109	-0,250	0,030
Efecto retorno					
Formalización (B)	-0,042	-0,037	0,108	-0,040	-0,466
Educación (D)	-0,025	0,006	0,121	-0,061	-0,109
Otros	0,021	-0,212	-0,338	-0,149	0,605
(A + B)	-0,061	-0,498	0,083	-0,038	-0,533
Total formalidad					
Porcentaje del cambio total	53	203	-102	16	586
Total educación					
(C + D)	-0,020	-0,060	0,174	-0,054	-0,079
Porcentaje del cambio total	17	24	-215	23	87

Fuente: Elaboración propia.

El cambio del diferencial P90/P10 en el Brasil, Chile y el Uruguay parece dominado por el efecto de la formalización en relación con el efecto de la educación, mediante sus respectivos efectos composición y retorno. En la Argentina, ambos efectos tienen magnitudes relativamente similares, mientras que en Chile la educación contribuye al ensanchamiento de esta brecha debido al comportamiento del acervo educativo. En el caso de la brecha 90/10, el efecto composición de la educación, que resulta concentrador en todos los países, no se ve compensado por el efecto retorno como sucede en los otros países, ya que este es de escasa magnitud en Chile.

En todos los países, los retornos sobre la educación, que determinan los cambios observados en el tramo alto de la distribución, son los que han regido la evolución del diferencial P90/P50². Así, por encima de la mediana, la formalidad laboral tiene un papel menos importante en la dinámica de la distribución de las remuneraciones. El único país donde la formalización desempeña un papel relevante es el Ecuador, debido al mayor peso relativo del sector informal a comienzos del siglo.

Por último, el estrechamiento de las brechas salariales entre la mediana y el percentil 10 se ve dominado por los cambios del grado de formalización y los cambios heterogéneos de los diferenciales salariales entre los sectores formal e informal, mientras que la caída de los retornos sobre la educación y las variaciones del acervo educativo de la población juegan un papel menor. El Ecuador es una excepción que puede explicarse a partir de los resultados reflejados en el gráfico de los efectos marginales (véase el gráfico IX.1). La condición de ocupado formal presenta un efecto marginal positivo, aunque plano, entre el percentil 10 y la mediana del año base. Esto implica que un incremento del grado de formalización *ceteris paribus* favorece en idéntica proporción a los trabajadores que se ubican en el entorno del percentil 10 y la mediana, por lo que la mayor formalización no incide prácticamente en el diferencial salarial entre el centro y la cola inferior de la distribución.

El intenso proceso de formalización que caracteriza la dinámica del mercado de trabajo ecuatoriano cambia el perfil de los efectos marginales de la formalidad, que se torna similar al de los países restantes y decreciente a lo largo de la distribución. El Ecuador es el país de menor desarrollo relativo, que a comienzos del siglo XXI presentaba las mayores tasas de informalidad laboral entre los cinco países que componen esta investigación. El Ecuador también es donde el proceso de formalización fue más agudo, con lo que se redujo la brecha que lo separaba de los restantes países. El resultado obtenido es coherente con las reflexiones realizadas en los capítulos I y III, en el sentido de que el efecto de una mayor formalización depende del punto de partida relativo de cada país. En el Ecuador, con más del 60% de los

² Chile es el único país donde este diferencial se expande moderadamente. Sin embargo, los retornos sobre la educación explican también la leve expansión de la brecha P90/P50.

ocupados asalariados en situación de informalidad a comienzos del período, el proceso de formalización beneficia en forma relativamente homogénea a los trabajadores que se ubican por debajo de la mediana. No obstante, el nuevo perfil de los efectos marginales que se deriva del proceso de formalización indica que, de seguir incrementándose el grado de formalización del mercado laboral, su impacto sobre la igualdad será potencialmente mayor.

Los resultados presentados a lo largo de este volumen constituyen un aporte relevante para comprender la dinámica de la desigualdad durante los primeros años del siglo XXI. En la literatura se ha hecho hincapié en el papel de la caída de los retornos sobre la educación como factor explicativo de la reducción de la desigualdad en el mercado de trabajo. No obstante, los estudios comparados que se han presentado en este libro muestran un escenario más rico y complejo. Sin duda, los retornos sobre la educación desempeñan un rol central en la reducción de las brechas que separan la cola superior de la distribución del resto de los ocupados. Sin embargo, la mayor dinámica de las remuneraciones de los trabajadores que se ubican en el tramo inferior de la distribución se asocia a procesos institucionales vinculados a la creciente formalización del mercado de trabajo. En la transición desde el sector informal al formal y en las reglas que regulan las relaciones laborales y la determinación de los salarios en ambos sectores se encuentran las explicaciones del gran incremento de las remuneraciones que experimentaron los trabajadores de menores ingresos durante los últimos años.

Esos resultados abren nuevas líneas de investigación que permitirán comprender cómo incide la formalidad en la formación de los salarios y en la apropiación de las ganancias del crecimiento económico por parte de los trabajadores con menores ventajas relativas. En el contexto de la región, caracterizada por altos y persistentes niveles de desigualdad e informalidad, constituye un desafío de primer orden comprender cómo la segmentación del mercado de trabajo incide en la dispersión salarial, en tanto ambos rasgos son parte de los problemas estructurales que afronta la región de América Latina y se encuentran en la base de los persistentes problemas sociales y económicos que la caracterizan.

A su vez, los resultados aquí presentados indican que las estrategias tendientes a una mayor igualdad entrañan la necesidad de considerar la formalidad como un canal privilegiado para el accionar de las políticas públicas. Esto es en añadidura a otros espacios, como la educación, que suelen señalarse acertadamente como elementos clave para superar las restricciones al crecimiento y la igualdad.

Anexos

Anexo I.A1

**Desigualdad de las remuneraciones
e informalidad: breve revisión de
la literatura y marco analítico**

Efecto de composición

Según la ecuación (8), el efecto de composición es:

$$\begin{aligned}
 L^{1,x_2}(x^2, p) - L(p, x^1) &= \left[\frac{x^2 \mu_a^1}{\mu^{1,x^2}} L_a^1(F_a^1(z^{1,x^2})) + \frac{(1-x^2)\mu_b^1}{\mu^{1,x^2}} L_b^1(F_b^1(z^{1,x^2})) \right] \\
 &- \left[\frac{x^1 \mu_a^1}{\mu^1} L_a^1(F_a^1(z^1)) + \frac{(1-x^1)\mu_b^1}{\mu^1} L_b^1(F_b^1(z^1)) \right] \quad (A.1)
 \end{aligned}$$

Para que el efecto de un incremento de la formalización resulte inequívocamente igualador, (A.1) debe ser mayor o igual que cero para todo p . La expresión se puede reordenar como:

$$\begin{aligned}
 &\left[\frac{x^2}{\mu^{1,x^2}} L_a^1(F_a^1(z^{1,x^2})) - \frac{x^1}{\mu^1} L_a^1(F_a^1(z^1)) \right] \mu_a^1 \\
 &+ \left[\frac{(1-x^2)}{\mu^{1,x^2}} (F_b^1(z^{1,x^2})) - \frac{(1-x^1)}{\mu^1} L_b^1(F_b^1(z^1)) \right] \mu_b^1 \geq 0 \quad (A.2)
 \end{aligned}$$

A su vez, extrayendo como factor común $L_a^1(F_a^1(z^1))$ y $L_b^1(F_b^1(z^1))$ en cada término, se obtiene:

$$\begin{aligned}
 &\left[\frac{x^2}{\mu^{1,x^2}} \frac{L_a^1(F_a^1(z^{1,x^2}))}{L_a^1(F_a^1(z^1))} - \frac{x^1}{\mu^1} \right] \mu_a^1 L_a^1(F_a^1(z^1)) \\
 &+ \left[\frac{(1-x^2)}{\mu^{1,x^2}} \frac{L_b^1(F_b^1(z^{1,x^2}))}{L_b^1(F_b^1(z^1))} - \frac{(1-x^1)}{\mu^1} \right] \mu_b^1 L_b^1(F_b^1(z^1)) \geq 0 \quad (A.3)
 \end{aligned}$$

La condición puede resumirse como:

$$\frac{\left[\frac{x^2}{\mu^{1,x^2}} \frac{L_a^1(F_a^1(z^{1,x^2}))}{L_a^1(F_a^1(z^1))} - \frac{x^1}{\mu^1} \right]}{\left[\frac{(1-x^2)}{\mu^{1,x^2}} \frac{L_b^1(F_b^1(z^{1,x^2}))}{L_b^1(F_b^1(z^1))} - \frac{(1-x^1)}{\mu^1} \right]} + \frac{\mu_b^1 L_b^1(F_b^1(z^1))}{\mu_a^1 L_a^1(F_a^1(z^1))} \geq 0 \quad (A.4)$$

Simplificando la notación, es posible omitir el argumento de las curvas de Lorenz sin pérdida de generalidad: $L_i(F_i(z^1)) = L_i(z^1)$ y $L_i(F_i(z^{1,x^2})) = L_i(z^{1,x^2})$.

$$\frac{\left[\frac{x^2 \mu^1 L_a(z^{1,x^2}) - x^1 \mu^{1,x^2} L_a(z^1)}{\mu^{1,x^2} \mu^1} \right]}{\left[\frac{(1-x^2) \mu^1 L_b(z^{1,x^2}) - (1-x^1) \mu^{1,x^2} L_b(z^1)}{\mu^{1,x^2} \mu^1} \right]} + \frac{\mu_b^1 L_b^1(z^1)}{\mu_a^1 L_a^1(z^1)} \geq 0 \quad (\text{A.5})$$

$$\frac{x^2 \mu^1 L_a(z^{1,x^2}) - x^1 \mu^{1,x^2} L_a(z^1)}{(1-x^2) \mu^1 L_b(z^{1,x^2}) - (1-x^1) \mu^{1,x^2} L_b(z^1)} + \frac{\mu_b^1 L_b^1(z^1)}{\mu_a^1 L_a^1(z^1)} \geq 0 \quad (\text{A.6})$$

A su vez, denominando como β el cambio de la remuneración media asociada al incremento de la participación del sector formal, se debe verificar que $\mu^{1,x^2} = (1 + \beta) \mu^1$. Por lo tanto, la expresión anterior se resume en:

$$\frac{(x^2 L_a(z^{1,x^2}) - x^1(1 + \beta) L_a(z^1)) \mu^1}{((1-x^2) L_b(z^{1,x^2}) - (1 + \beta)(1-x^1) L_b(z^1)) \mu^1} + \frac{\mu_b^1 L_b(z^1)}{\mu_a^1 L_a(z^1)} \geq 0 \quad (\text{A.7})$$

Simplificando términos y recordando que la curva de Lorenz generalizada es $\mu_i L_i(z)$,

$$\frac{x^2 L_a(z^{1,x^2}) - x^1(1 + \beta) L_a(z^1)}{(1-x^2) L_b(z^{1,x^2}) - (1 + \beta)(1-x^1) L_b(z^1)} + \frac{L G_b(z^1)}{L G_a(z^1)} \geq 0 \quad (\text{A.8})$$

Efecto de la estructura salarial

$$\begin{aligned} L^{1,x^2, \mu_i^2}(x^2, p) - L^{1,x^2}(x^2, p) &= \left[\frac{x^2 \mu_a^2}{\mu^2} L_a^1(z^2) + \frac{(1-x^2) \mu_b^2}{\mu^2} L_b^1(z^2) \right] \\ &\quad - \left[\frac{x^2 \mu_a^1}{\mu^1} L_a^1(z^1) + \frac{(1-x^2) \mu_b^1}{\mu^1} L_b^1(z^1) \right] \quad (\text{A.9}) \end{aligned}$$

Reordenando términos,

$$\begin{aligned} L^{1,x^2, \mu_i^2}(x^2, p) - L^{1,x^2}(x^2, p) &= x^2 \left[\frac{\mu_a^2}{\mu^2} L_a^1(z^2) - \frac{\mu_a^1}{\mu^1} L_a^1(z^1) \right] + (1-x^2) \left[\frac{\mu_b^2}{\mu^2} L_b^1(z^2) - \frac{\mu_b^1}{\mu^1} L_b^1(z^1) \right] \quad (\text{A.10}) \end{aligned}$$

Sea α la tasa de crecimiento de las remuneraciones medias de todo el mercado de trabajo,

$$\begin{aligned} L^{1,x^2,\mu_i^2}(x^2, p) - L^{1,x_2}(x^2, p) \\ = \frac{x^2}{\mu^1} \left[\frac{\mu_a^2}{(1+\alpha)} L_a^1(z^2) - \mu_a^1 L_a^1(z^1) \right] \\ + \frac{(1-x^2)}{\mu^1} \left[\frac{\mu_b^2}{(1+\alpha)} L_b^1(z^2) - \mu_b^1 L_b^1(z^1) \right] \quad (\text{A.11}) \end{aligned}$$

La condición para que el efecto de los cambios en la estructura salarial redunde en una reducción de la desigualdad es $L^{1,x^2,\mu_i^2}(x^2, p) - L^{1,x_2}(x^2, p) \geq 0$, por lo tanto, y recordando la definición de la curva de Lorenz generalizada, el efecto de la estructura salarial tendrá un impacto favorable a la equidad si se cumple que:

$$x^2 \left[\frac{LG_a^1(z^2)}{(1+\alpha)} - LG_a^1(z^1) \right] + (1-x^2) \left[\frac{LG_b^1(z^2)}{(1+\alpha)} - LG_b^1(z^1) \right] \geq 0 \quad (\text{A.12})$$

Efecto intrasectorial

$$\begin{aligned} L^2(x^2, p) - L^{1,x^2,\mu_i^2}(x^2, p) \\ = \left[\frac{x^2 \mu_a^2}{\mu^2} L_a^2(z^2) + \frac{(1-x^2) \mu_b^2}{\mu^2} L_b^2(z^2) \right] \\ - \left[\frac{x^2 \mu_a^2}{\mu^2} L_a^1(z^1) + \frac{(1-x^2) \mu_b^2}{\mu^2} L_b^1(z^1) \right] \quad (\text{A.13}) \end{aligned}$$

$$\frac{x^2 \mu_a^2}{\mu^2} [L_a^2(z^2) - L_a^1(z^1)] - \frac{(1-x^2) \mu_b^2}{\mu^2} [L_b^2(z^2) - L_b^1(z^1)] \quad (\text{A.14})$$

Dado que $L^2(x^2, p) - L^{1,x^2,\mu_i^2}(x^2, p) \geq 0$ es la condición para que este efecto presente un impacto desconcentrador, debe cumplirse que:

$$\frac{x^2 \mu_a^2}{(1-x^2) \mu_b^2} \geq \frac{[L_b^2(z^2) - L_b^1(z^1)]}{[L_a^2(z^2) - L_a^1(z^1)]} \quad (\text{A.15})$$

Anexo II.A1

**Protección social y afiliación a los sistemas
de pensiones en América Latina**

Cuadro II.A.1
América Latina (cinco países): características generales
de las encuestas de hogares utilizadas

Nombre	Argentina	Brasil	Chile	Ecuador	Uruguay
	Encuesta Permanente de Hogares	<i>Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios</i>	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)	Encuesta de Empleo, Desempleo y Subempleo	Encuesta Continua de Hogares
Años	2004 y 2012	2002 y 2012	2000 y 2011	2002 y 2012	2002 y 2012
Cobertura	Urbana	Nacional	Nacional	Nacional	Urbana ^a
Número de hogares (cerca de 2002)	53 928	105 984	65 036	6 030	18 421
Número de individuos (cerca de 2002)	187 930	385 431	252 748	24 790	56 337
Número representativo de hogares (cerca de 2002)	6 894 362	48 144 099	3 901 612	2 042 092	858 494
Número representativo de individuos (cerca de 2002)	23 058 222	173 501 227	15 112 659	8 304 188	2 704 761
Número de hogares (cerca de 2012)	69 293	114 906	59 084	19 840	43 839
Número de individuos (cerca de 2012)	233 617	362 451	200 302	73 686	120 462
Número representativo de hogares (cerca de 2012)	8 040 739	62 995 600	4 966 890	3 940 904	1 145 165
Número representativo de individuos (cerca de 2012)	25 267 285	196 877 328	16 962 515	14 643 947	3 315 658

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de las encuestas de hogares de los respectivos países.

^a La encuesta de hogares del Uruguay pasó a tener cobertura nacional en 2006. Sin embargo, para mantener la comparabilidad en el tiempo, en ambos años se utilizan las zonas urbanas para realizar las estimaciones.

Cuadro II.A.2

América Latina (cinco países): construcción de la variable dependiente (formal) a partir de las encuestas de hogares de los respectivos países

País	Años de regresiones	Afiliación o cotización a pensiones	Pregunta	
			Primer año	Segundo año
Argentina	2004-2012	Afiliación	¿Por ese trabajo tiene descuento jubilatorio?	
Brasil	2002-2012	Cotización	¿Era contribuyente del Instituto de Previdência por este trabajo? ¿En septiembre de 2002, era contribuyente de alguna entidad de previsión privada? ¿Era contribuyente del Instituto de Previdência por este trabajo secundario? ¿Era contribuyente del Instituto de Previdência por otros trabajos?	
Chile	2000-2011	Cotización	¿Se encuentra cotizando en algún sistema previsional?	
Ecuador	2002-2012	Afiliación	¿Está afiliado o cubierto por...? (Alternativa 1). ¿Está afiliado o cubierto por...? (Alternativa 2).	
Uruguay	2002-2011	Cotización	¿En este trabajo tiene derecho a jubilación? En este otro trabajo, ¿tiene derecho a jubilación?	¿Aporta a una caja de jubilaciones por este trabajo? En este otro trabajo, ¿aporta a alguna caja de jubilaciones?

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Cuadro II.A.3
América Latina (cinco países): promedio de las variables en la muestra para
asalariados privados incluido el servicio doméstico, alrededor de 2002 y 2012
(En porcentajes)

Variable	Argentina		Brasil		Chile		Ecuador		Uruguay	
	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012	2002	2012
Contribuye a la seguridad social	47,5	59,2	63,3	75,5	74,6	81,3	31,5	53,4	69,5	82,1
Mujer	40,7	41,1	43,9	44,7	37,2	39,5	34,9	33,3	47,1	46,4
Raza/Etnia ^a			43,1	51,3	3,7	7,3	6,6	5,0		6,2
Educación										
Primaria incompleta	6,3	4,7	33,2	19,7	9,5	5,9	10,6	10,9	6,1	4,4
Baja secundaria incompleta	26,7	22,0	27,2	23,1	23,9	19,1	40,6	34,0	45,3	44,5
Hasta secundaria completa	39,2	43,6	30,4	42,8	41,3	48,1	26,8	31,8	30,3	29,1
Postsecundaria completa e incompleta	27,8	29,7	9,1	14,4	25,2	26,8	22,1	23,4	18,3	22,0
Edad										
15 a 29	20,5	18,3	30,4	24,0	15,8	16,0	30,7	22,7	18,8	19,9
30 a 44	62,7	64,1	61,2	63,5	70,7	62,5	59,6	60,9	61,6	61,0
45 a 64	16,8	17,6	8,4	12,5	13,5	21,4	9,8	16,4	19,6	19,1
Características del hogar										
Jefe de hogar	47,3	45,9	41,7	40,4	47,1	43,9	44,1	40,2	42,4	43,8
Logaritmo del tamaño del hogar	1,30	1,27	1,33	1,21	1,41	1,33	1,47	1,46	1,27	1,19
Logaritmo del ingreso del hogar sin incluir el del trabajador	6,44	8,21	6,40	7,26	12,19	12,74	5,40	6,00	8,73	9,75
Urbano			94,9	94,5	88,1	88,5				
Sector										
Agricultura	1,3	1,3	0,2	0,3	13,8	10,3	11,3	23,8	4,5	7,9
Minería	0,7	0,7			1,7	3,8	1,0	0,9	0,1	0,2
Industria	18,4	16,6	22,1	20,1	17,0	11,4	17,0	14,0	16,4	15,1
Electricidad	0,7	1,0	0,9	1,0	0,9	1,1	0,4	0,2	0,2	0,6
Construcción	7,1	8,6	7,6	8,8	8,7	10,3	9,5	10,9	5,7	8,3
Comercio	23,8	28,4	24,5	27,1	17,3	24,0	24,2	20,6	22,3	23,9
Transporte	10,5	4,9	6,2	7,1	7,8	8,4	6,8	6,3	6,8	8,1
Finanzas	8,8	6,5	10,5	12,8	9,3	9,9	8,6	9,7	10,0	2,4
Servicios	28,8	31,9	28,1	22,7	23,5	20,8	21,3	13,7	33,9	33,5
Categoría ocupacional										
Servicio doméstico	11,4	10,5	16,8	12,7	9,6	7,8	9,4	5,2	18,4	12,9
Horas de trabajo										
Tiempo parcial (<30)	23,3	20,8	8,8	9,0	6,6	9,0	9,8	8,2	16,0	14,6

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de las encuestas de hogares de los respectivos países.

^a La variable raza/etnia se refiere a la población afrodescendiente en el Brasil y a los indígenas en Chile y el Ecuador.

Cuadro II.A.4
América Latina (cinco países): resultados de la estimación mediante modelos probit corregidos por sesgo de selección

Variable	Argentina		Brasil		Chile		Ecuador		Uruguay	
	2004	2012	2002	2012	2000	2011	2002	2012	2002	2012
Sexo (mujer = 1)	0,0418 [0,0412]	0,0226 [0,0282]	0,0335 [0,00867]***	0,045 [0,00757]***	0,0316 [0,0139]**	0,0624 [0,0206]***	0,0649 [0,0354]*	0,0918 [0,0384]**	0,00482 [0,0275]	0,0438 [0,0158]***
Raza/etnia ^a			-0,0357 [0,00362]***	-0,0319 [0,00306]***	-0,0106 [0,00945]	0,0204 [0,00947]**	-0,00187 [0,0179]	-0,068 [0,0175]***		-0,00761 [0,00626]
Nivel educativo										
Baja secundaria incompleta	0,0405 [0,0201]**	0,0278 [0,0164]*	0,0383 [0,00570]***	0,0454 [0,00552]***	0,0552 [0,00779]***	0,0242 [0,0136]**	0,09 [0,0243]***	0,0563 [0,0167]**	0,0497 [0,0149]***	0,0632 [0,00969]***
Hasta secundaria completa	0,119 [0,0199]***	0,141 [0,0158]***	0,105 [0,00942]***	0,134 [0,00577]***	0,117 [0,00889]***	0,0961 [0,0145]***	0,189 [0,0293]***	0,155 [0,0221]***	0,135 [0,0196]***	0,124 [0,0107]***
Postsecundaria completa e incompleta	0,192 [0,0215]***	0,227 [0,0169]***	0,0946 [0,0114]***	0,13 [0,00868]***	0,147 [0,0114]***	0,116 [0,0165]***	0,243 [0,0321]***	0,253 [0,0298]***	0,233 [0,0286]***	0,169 [0,0126]***
Sexo* baja secundaria incompleta	-0,0252 [0,0441]	0,0097 [0,0296]	-0,0357 [0,00751]***	-0,0321 [0,00837]***	-0,0287 [0,0143]**	-0,0256 [0,0223]	-0,0308 [0,0353]	0,00859 [0,0375]	0,00515 [0,0220]	-0,0103 [0,0154]
Sexo* hasta secundaria completa	-0,00909 [0,0418]	-0,0181 [0,0284]	-0,0215 [0,00767]***	-0,0387 [0,00810]***	-0,0472 [0,0143]***	-0,052 [0,0211]**	-0,0512 [0,0367]	-0,0441 [0,0393]	-0,00993 [0,0235]	-0,0107 [0,0164]
Sexo* postsecundaria completa e incompleta	0,0378 [0,0423]	0,0193 [0,0293]	0,0208 [0,0119]*	-0,0126 [0,0116]	-0,0134 [0,0175]	-0,0416 [0,0232]*	-0,0179 [0,0381]	-0,0272 [0,0435]	0,00423 [0,0272]	-0,00709 [0,0183]

Cuadro II.A.4 (continuación)

Variable	Argentina		Brasil		Chile		Ecuador		Uruguay	
	2004	2012	2002	2012	2000	2011	2002	2012	2002	2012
Tramo de edad										
Tramo de edad de 30 a 44 años	0,158 [0,00973]***	0,163 [0,00658]***	0,157 [0,00383]***	0,132 [0,00350]***	0,103 [0,00590]***	0,079 [0,00783]***	0,231 [0,0119]***	0,173 [0,0110]***	0,141 [0,0119]***	0,0959 [0,00410]***
Tramo de edad de 45 a 64 años	0,171 [0,0179]***	0,243 [0,0111]***	0,19 [0,00958]***	0,147 [0,00658]***	0,139 [0,00965]***	0,0822 [0,0125]***	0,424 [0,0192]***	0,267 [0,0209]***	0,186 [0,0101]***	0,117 [0,00581]***
Características del hogar										
Jefe de hogar	0,0978 [0,0101]***	0,064 [0,00775]***	0,0895 [0,00682]***	0,0659 [0,00467]***	0,0815 [0,00732]***	0,0545 [0,00960]***	0,0577 [0,0138]***	0,0974 [0,0169]***	0,0718 [0,0171]***	0,0507 [0,00558]***
Sexo* jefe de hogar	-0,113 [0,0180]***	-0,0992 [0,0122]***	-0,0824 [0,00856]***	-0,0768 [0,00661]***	-0,0749 [0,0118]***	-0,0676 [0,0137]***	-0,0439 [0,0227]*	-0,125 [0,0282]***	-0,0766 [0,0206]***	-0,0708 [0,00744]***
Logaritmo del tamaño del hogar	-0,0431 [0,0108]***	-0,0509 [0,00760]***	-0,0474 [0,00574]***	-0,051 [0,00412]***	-0,029 [0,00561]***	-0,00185 [0,00749]	-0,0748 [0,0177]***	-0,0596 [0,0117]***	-0,0373 [0,0125]***	-0,0449 [0,00493]***
Logaritmo del ingreso del hogar sin incluir el del trabajador	0,0428	0,0376	0,0247	0,0359	0,0213	0,0101	0,0303	0,0458	0,0278	0,0229
Urbano	[0,00417]***	[0,00394]***	[0,00236]***	[0,00182]***	[0,00221]***	[0,00271]***	[0,00623]***	[0,00611]***	[0,00701]***	[0,00194]***
			0,0401 [0,00712]***	0,0669 [0,00592]***	0,0223 [0,00492]***	0,0352 [0,00644]***				
Tiempo parcial (<30 horas)	-0,311 [0,00857]***	-0,218 [0,0149]***	-0,225 [0,0166]***	-0,222 [0,00556]***	-0,197 [0,0156]***	-0,21 [0,0217]***	-0,0859 [0,0230]***	-0,151 [0,0233]***	-0,191 [0,0463]***	-0,18 [0,00740]***

Cuadro II.A.4 (conclusión)

Variable	Argentina		Brasil		Chile		Ecuador		Uruguay	
	2004	2012	2002	2012	2000	2011	2002	2012	2002	2012
Sector										
Agricultura	-0,13 [0,0256]***	0,00727 [0,0181]	0,000884 [0,0265]	-0,17 [0,0200]***	-0,077 [0,00822]***	-0,0856 [0,0130]***	-0,0666 [0,0188]***	-0,0795 [0,0157]***	-0,0732 [0,0223]***	-0,0362 [0,00790]***
Minería	0,268 [0,0539]***	0,227 [0,0358]***	0,0884 [0,0195]***	0,0921 [0,0527]	0,0884 [0,0216]***	0,0921 [0,0195]***	-0,0185 [0,0527]	0,00371 [0,0381]	-0,138 [0,0747]*	0,0265 [0,0353]
Electricidad	0,244 [0,0425]***	0,141 [0,0279]***	0,00457 [0,0153]	0,0486 [0,0168]***	0,0281 [0,0246]	0,0478 [0,0313]	0,224 [0,0809]***	0,224 [0,0984]**	0,126 [0,0695]*	0,0429 [0,0237]*
Construcción	-0,255 [0,0163]***	-0,164 [0,0146]***	-0,174 [0,0134]***	-0,158 [0,00640]***	-0,0641 [0,0103]***	-0,0361 [0,0140]***	-0,126 [0,0289]***	-0,194 [0,0257]***	-0,0372 [0,0151]**	-0,0285 [0,00706]***
Comercio	-0,078 [0,0104]***	-0,0497 [0,00802]***	-0,0711 [0,00608]***	-0,0911 [0,00480]***	-0,00632 [0,00825]	-0,0471 [0,0116]***	-0,0388 [0,0143]***	-0,0417 [0,0146]***	-0,0157 [0,00962]	-0,0146 [0,00553]***
Transporte	-0,0831 [0,0131]***	-0,0528 [0,0133]***	-0,0422 [0,00718]***	-0,0394 [0,00710]***	-0,0796 [0,0110]***	-0,0578 [0,0156]***	-0,0578 [0,0204]***	-0,0756 [0,0215]***	0,00207 [0,0134]	0,032 [0,00819]***
Finanzas	-0,0438 [0,0144]***	-0,0132 [0,0117]	-0,0211 [0,00607]***	-0,0259 [0,00617]***	0,00915 [0,0129]	0,0144 [0,0147]	0,0262 [0,0197]	0,0786 [0,0259]***	-0,00704 [0,0118]	0,121 [0,0215]***
Servicios	0,0236 [0,0118]**	0,0116 [0,00872]	-0,0782 [0,00734]***	-0,112 [0,00650]***	-0,00157 [0,00946]	-0,019 [0,0133]	-0,0185 [0,0173]	0,0207 [0,0193]	-0,0609 [0,0164]***	0,0235 [0,00653]***
Servicio doméstico	-0,447 [0,0194]***	-0,21 [0,0174]***	-0,165 [0,0131]***	-0,178 [0,00663]***	-0,129 [0,0121]***	-0,185 [0,0210]***	-0,113 [0,0307]***	-0,152 [0,0264]***	-0,0512 [0,0158]***	-0,138 [0,00763]***

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

^a La variable raza/etnia se refiere a la población afrodescendiente en el Brasil y a los indígenas en Chile y el Ecuador.

Cuadro II.A.5
**América Latina (cinco países): resultados de la prueba de Wald para comprobar la igualdad
 de los coeficientes estimados alrededor de 2002 y 2012**

Variable	Argentina		Brasil		Chile	
	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)
Sexo (mujer =1)	0,16	No rechazo H_0	2,50	No rechazo H_0	5,78	No rechazo H_0
Baja secundaria incompleta	0,23	No rechazo H_0	2,62	No rechazo H_0	15,39	Rechazo H_0
Hasta secundaria completa	3,53	No rechazo H_0	22,30	Rechazo H_0	3,95	No rechazo H_0
Postsecundaria completa e incompleta	7,73	Rechazo H_0	15,81	Rechazo H_0	5,82	No rechazo H_0
Sexo*baja secundaria incompleta	0,67	No rechazo H_0	0,15	No rechazo H_0	0,02	No rechazo H_0
Sexo*secundaria completa	0,07	No rechazo H_0	5,84	No rechazo H_0	0,22	No rechazo H_0
Sexo*postsecundaria completa e incompleta	0,15	No rechazo H_0	8,07	Rechazo H_0	2,90	No rechazo H_0
Jefe de hogar	6,96	Rechazo H_0	18,56	Rechazo H_0	12,63	Rechazo H_0
Sexo*jefe de hogar	0,03	No rechazo H_0	0,24	No rechazo H_0	0,17	No rechazo H_0
Tramo de edad entre 30 y 44	4,69	No rechazo H_0	17,66	Rechazo H_0	11,36	Rechazo H_0
Tramo de edad entre 45 y 64	28,70	Rechazo H_0	7,70	Rechazo H_0	26,16	Rechazo H_0
Trabajo a tiempo parcial (<30 horas)	49,84	Rechazo H_0	0,10	No rechazo H_0	2,35	No rechazo H_0
Logaritmo del tamaño del hogar	1,56	No rechazo H_0	1,09	No rechazo H_0	22,97	Rechazo H_0
Logaritmo del ingreso del hogar sin incluir el trabajador	0,05	No rechazo H_0	43,23	Rechazo H_0	23,90	Rechazo H_0
Sector de actividad = agricultura	29,28	Rechazo H_0	43,94	Rechazo H_0	2,22	No rechazo H_0
Sector de actividad = minería	0,08	No rechazo H_0	-	-	0,11	No rechazo H_0
Sector de actividad = electricidad	4,22	No rechazo H_0	8,81	No rechazo H_0	0,76	No rechazo H_0
Sector de actividad = construcción	20,01	Rechazo H_0	1,64	Rechazo H_0	7,05	Rechazo H_0

Cuadro II.A.5 (continuación)

Variable	Argentina		Brasil		Chile	
	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)
Sector de actividad = comercio	4,83	No rechazo H_0	22,72	No rechazo H_0	26,60	Rechazo H_0
Sector de actividad = transporte	3,45	No rechazo H_0	0,07	No rechazo H_0	3,44	No rechazo H_0
Sector de actividad = finanzas	4,09	No rechazo H_0	0,86	Rechazo H_0	0,20	No rechazo H_0
Sector de actividad = servicios	0,82	No rechazo H_0	37,65	No rechazo H_0	3,70	No rechazo H_0
Servicio doméstico	105,92	Rechazo H_0	4,06	Rechazo H_0	29,30	Rechazo H_0
Urbana	-	-	18,51	No rechazo H_0	8,50	Rechazo H_0
Raza	-	-	0,94	No rechazo H_0	11,27	Rechazo H_0
Porcentaje de no rechazo H_0	70		50		56	
Porcentaje de rechazo H_0	30		50		44	
Variable	Ecuador		Uruguay			
	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)
Sexo (mujer=1)	1,18	No rechazo H_0			3,80	No rechazo H_0
Baja secundaria incompleta	1,20	No rechazo H_0			5,33	No rechazo H_0
Hasta secundaria completa	0,22	No rechazo H_0			3,19	No rechazo H_0
Postsecundaria completa e incompleta	1,65	No rechazo H_0			0,20	No rechazo H_0
Sexo*baja secundaria incompleta	1,32	No rechazo H_0			0,74	No rechazo H_0
Sexo*secundaria completa	0,00	No rechazo H_0			0,03	No rechazo H_0
Sexo*postsecundaria completa e incompleta	0,11	No rechazo H_0			0,25	No rechazo H_0
Jefe de Hogar	14,20	Rechazo H_0			0,11	No rechazo H_0
Sexo*Jefe de Hogar	17,98	Rechazo H_0			1,04	No rechazo H_0

Cuadro II.A.5 (conclusión)

Variable	Ecuador		Uruguay	
	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)	Valor de Wald	Decisión (nivel del 1%)
Tramo de edad entre 30 y 44	7,84	Rechazo H_0	3,54	No rechazo H_0
Tramo de edad entre 45 y 64	32,05	Rechazo H_0	3,32	No rechazo H_0
Trabajo a tiempo parcial (<30 horas)	13,43	Rechazo H_0	1,92	No rechazo H_0
Logaritmo del tamaño del hogar	0,19	No rechazo H_0	4,33	No rechazo H_0
Logaritmo del ingreso del hogar sin incluir el trabajador	11,91	Rechazo H_0	0,22	No rechazo H_0
Sector de actividad = agricultura	1,50	No rechazo H_0	1,75	No rechazo H_0
Sector de actividad = minería	0,19	No rechazo H_0	5,90	No rechazo H_0
Sector de actividad = electricidad	0,12	No rechazo H_0	1,07	No rechazo H_0
Sector de actividad = construcción	10,44	Rechazo H_0	0,00	No rechazo H_0
Sector de actividad = comercio	0,33	No rechazo H_0	0,15	No rechazo H_0
Sector de actividad = transporte	1,79	No rechazo H_0	9,10	Rechazo H_0
Sector de actividad = finanzas	9,98	Rechazo H_0	204,74	Rechazo H_0
Sector de actividad = servicios	5,82	No rechazo H_0	46,77	Rechazo H_0
Servicio doméstico	3,67	No rechazo H_0	97,19	Rechazo H_0
Urbana	-		-	
Raza	17,49	Rechazo H_0	-	
Porcentaje de no rechazo H_0	63		83	
Porcentaje de rechazo H_0	38		17	

Fuente: Elaboración propia.

Anexo III.A1

**Enfoque metodológico para el análisis del
impacto distributivo de la formalización laboral**

Cuadro III.A.1
Resumen de las metodologías de descomposición

Metodología	Autores	Supuestos	Descomposición detallada	Ventajas	Limitaciones
Imputación de residuos con regresiones lineales	Juhn, Murphy y Pierce (1993)	$E(Y X)$ lineal Preservación condicional del ranking	Descomposición detallada del efecto estructura salarial.	Linealidad y facilidad de implementación.	No permite descomposición del efecto composición. Dependencia de la trayectoria. Unicidad de retornos.
Métodos de ponderación	DiNardo, Fortin, y Lemieux (1996)	Invariancia de distribución condicional.	Descomposición detallada del efecto composición y del efecto precio en el caso de variables binarias.	Simplicidad. Estimador eficiente bajo el supuesto de ignorabilidad.	
Regresiones lineales ponderadas	Lemieux (2002)	$E(Y X)$ lineal	Descomposición detallada de ambos efectos.	Facilidad de interpretación e instrumentación.	Dependencia de la trayectoria. Unicidad de retornos.
Métodos de regresiones cuantílicas	Machado y Mata (2005)	$Q_{\tau}(Y X)$ lineal Preservación condicional del ranking	Descomposición detallada de ambos efectos.	Permite retornos múltiples a lo largo de la distribución.	Dependencia de la trayectoria Computacionalmente demandante. Interpretación problemática de los resultados de descomposición detallados.
Estimaciones de distribuciones condicionales	Chernozhukov, Fernández-Val, Melly (2009)	$Q_{\tau}(Y X)$ lineal Preservación condicional del ranking. Invariancia de la distribución condicional.	Descomposición detallada de ambos efectos.	Permite retornos múltiples a lo largo de la distribución.	Dependencia de la trayectoria. Computacionalmente demandante.
Regresiones RIF con ponderación	Firpo, Fortin y Lemieux (2007,2009)	Invariancia de la distribución condicional.	Descomposición detallada de ambos efectos.	Permite retornos múltiples a lo largo de la distribución. Simplicidad del cálculo. Independencia de la trayectoria.	Aproximación lineal local.

Fuente: Elaboración propia sobre la base de la literatura consultada.

Anexo IV.A1

**Desigualdad e informalidad
en América Latina: el caso
de la Argentina**

Argentina: evolución de los principales indicadores del mercado de trabajo, 2003-2013

Cuadro IV.A.1

A. Según sexo

Año	Hombres				Mujeres					
	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo (en porcentajes)	Tasa de formalidad	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo	Tasa de actividad (en porcentajes)	Tasa de empleo (en porcentajes)	Tasa de formalidad
2003	3 980	16,88	54,60	45,39	58,71	2 908	26,06	38,68	28,60	52,32
2004	4 200	14,13	55,18	47,39	58,65	2 961	24,02	38,53	29,28	53,21
2005	4 468	11,54	55,28	48,90	59,54	3 160	19,89	38,05	30,48	53,22
2006	4 996	9,51	55,37	50,10	61,97	3 476	16,58	38,64	32,23	54,80
2007	5 254	7,30	55,32	51,28	64,04	3 644	13,40	37,82	32,75	56,09
2008	5 121	6,73	55,01	51,30	66,70	3 634	10,80	37,45	33,40	59,00
2009	5 229	8,02	55,25	50,82	67,02	3 907	10,52	38,17	34,16	60,79
2010	5 258	7,14	55,34	51,39	68,05	3 848	9,94	37,40	33,68	61,43
2011	5 502	6,83	55,61	51,82	68,99	3 995	9,43	37,64	34,09	62,28
2012	5 495	6,47	55,17	51,59	68,33	4 084	9,57	37,94	34,30	62,67
2013	5 614	6,66	55,05	51,39	68,31	4 148	9,38	37,61	34,08	64,49

Cuadro IV.A.1 (continuación)

B. Según edad

Año	Menos de 25 años				25 a 45 años				Más de 45 años				
	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de formalidad
2003	1 943	37,21	20,27	12,73	3 597	18,23	82,03	67,08	4 109	15,25	52,38	44,39	62,66
2004	2 031	32,60	20,07	13,53	3 777	16,62	82,06	68,42	4 274	13,00	52,56	45,73	61,48
2005	2 308	28,35	19,18	13,74	3 999	13,10	81,37	70,71	4 510	11,07	53,05	47,18	61,80
2006	2 549	25,00	19,22	14,42	4 475	10,49	81,38	72,84	4 955	9,11	53,31	48,46	64,35
2007	2 759	21,03	18,83	14,87	4 811	8,18	80,79	74,18	5 042	6,75	52,36	48,83	65,22
2008	2 798	18,92	18,02	14,61	4 689	7,12	80,80	75,05	4 917	5,37	52,10	49,30	68,23
2009	2 857	21,31	17,95	14,12	4 786	7,44	81,24	75,19	5 184	5,81	52,42	49,37	67,77
2010	2 906	20,30	17,41	13,87	4 783	6,77	81,17	75,67	5 162	5,19	51,64	48,96	68,41
2011	3 086	20,07	17,20	13,74	5 081	6,51	81,21	75,92	5 200	4,63	52,47	50,04	69,04
2012	3 101	19,12	17,23	13,94	5 119	6,63	81,16	75,77	5 235	4,46	52,00	49,68	69,93
2013	3 185	20,38	17,09	13,61	5 165	6,57	81,06	75,73	5 380	4,08	51,40	49,30	71,16

Cuadro IV.A.1 (conclusión)

C. Según nivel educativo

Año	Hasta primario completo				Secundario incompleto				Secundario completo						
	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo (en porcentajes)	Tasa de actividad (en porcentajes)	Tasa de formalidad	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo (en porcentajes)	Tasa de actividad (en porcentajes)	Tasa de formalidad	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo (en porcentajes)	Tasa de actividad (en porcentajes)	Tasa de formalidad			
													empleo	empleo	empleo
2003	2 233	26,28	27,77	20,47	39,07	2 604	25,50	53,58	39,92	42,60	3 527	20,32	67,68	53,93	59,50
2004	2 387	22,55	28,34	21,95	39,91	2 829	23,06	51,96	39,98	43,26	3 654	18,97	68,14	55,21	60,84
2005	2 538	18,44	28,10	22,92	39,20	2 999	19,74	48,94	39,28	43,07	3 880	15,42	67,99	57,51	62,56
2006	2 840	14,71	27,61	23,55	41,23	3 429	16,80	48,08	40,10	44,78	4 306	13,50	68,32	59,10	63,75
2007	3 047	10,54	26,48	23,69	42,62	3 513	13,37	46,64	40,40	46,25	4 486	10,84	67,41	60,10	65,42
2008	3 056	9,25	25,90	23,50	44,50	3 545	11,57	45,46	40,20	49,78	4 469	8,94	67,02	61,02	68,17
2009	3 146	9,89	25,68	23,14	45,43	3 630	12,47	45,59	39,91	49,45	4 591	9,66	68,02	61,45	68,22
2010	3 159	8,74	24,90	22,73	46,48	3 640	11,55	44,00	38,92	50,02	4 564	9,15	67,17	61,03	67,86
2011	3 327	8,32	24,69	22,64	47,09	3 866	11,23	44,90	39,86	51,01	4 736	8,71	67,53	61,65	68,98
2012	3 451	7,46	24,61	22,78	46,18	3 902	10,93	43,79	39,01	50,06	4 879	9,29	67,63	61,35	69,16
2013	3 513	7,60	23,35	21,58	47,43	3 923	11,19	43,41	38,56	50,10	4 861	8,79	67,43	61,50	69,03
Año	Terciario incompleto				Terciario completo										
	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo (en porcentajes)	Tasa de actividad (en porcentajes)	Tasa de formalidad (en porcentajes)	Salario real medio (en pesos)	Tasa de desempleo (en porcentajes)	Tasa de actividad (en porcentajes)	Tasa de formalidad (en porcentajes)							
									empleo	empleo	empleo	empleo			
2003	4 079	19,29	67,46	64,58	6 251	7,12	84,63	78,61	81,08						
2004	4 224	16,02	66,67	64,48	6 450	6,14	84,24	79,07	81,11						
2005	4 453	13,18	65,73	66,30	6 909	5,40	84,46	79,90	80,99						
2006	4 947	12,17	67,09	68,48	7 362	4,00	85,01	81,61	82,11						
2007	5 278	10,46	66,59	71,18	7 602	3,91	84,72	81,41	83,29						
2008	5 077	8,46	65,50	71,81	7 186	3,92	83,99	80,69	85,24						
2009	5 168	9,48	66,33	72,53	7 472	4,10	83,96	80,52	86,60						
2010	5 210	9,98	65,10	75,03	7 293	3,08	83,96	81,38	86,28						
2011	5 432	8,87	65,20	75,57	7 527	3,01	83,76	81,24	86,57						
2012	5 461	8,67	64,32	74,32	7 207	3,05	82,52	80,00	87,27						
2013	5 544	8,81	64,35	75,75	7 340	3,39	82,81	80,00	86,86						

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Cuadro IV.A.2
Argentina: incidencia de la informalidad y contribución a esta
de diferentes categorías de ocupados, 2003-2013
(En porcentajes)

A. Según sexo

Año	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
2003	53,19	46,81	41,29	47,68
2004	54,72	45,28	41,35	46,79
2005	53,85	46,15	40,46	46,78
2006	52,31	47,69	38,03	45,20
2007	51,76	48,24	35,96	43,91
2008	51,02	48,98	33,30	41,00
2009	51,23	48,77	32,98	39,21
2010	51,50	48,50	31,95	38,57
2011	51,66	48,34	31,01	37,72
2012	52,21	47,79	31,67	37,33
2013	53,42	46,58	31,69	35,51

B. Según edad

Año	Contribución a la informalidad			Incidencia de la informalidad		
	Menos de 25 años	25 a 45 años	Más de 45 años	Menos de 25 años	25 a 45 años	Más de 45 años
2003	27,13	46,45	26,42	71,12	39,33	37,34
2004	27,28	45,45	27,26	68,74	38,31	38,52
2005	26,02	46,72	27,26	65,57	38,70	38,20
2006	27,03	46,78	26,19	64,96	36,55	35,65
2007	26,55	46,75	26,70	60,89	35,04	34,78
2008	26,56	47,09	26,34	57,75	32,76	31,77
2009	25,64	46,57	27,79	57,71	31,24	32,23
2010	25,41	46,70	27,88	57,26	30,27	31,59
2011	25,70	46,24	28,07	57,25	29,04	30,96
2012	26,39	46,60	27,01	58,76	29,47	30,07
2013	26,15	47,05	26,80	58,34	29,04	28,84

Cuadro IV.A.2 (continuación)

C. Según nivel educativo

Año	Contribución a la informalidad				
	Hasta primario completo	Secundario incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
2003	37,50	23,02	20,67	10,20	8,61
2004	38,63	21,74	20,59	10,85	8,20
2005	38,79	22,10	20,34	10,43	8,33
2006	37,87	22,20	21,22	10,23	8,48
2007	36,85	23,66	21,53	9,61	8,35
2008	36,66	22,89	22,17	10,07	8,22
2009	35,78	23,27	23,01	9,99	7,95
2010	34,40	23,29	24,23	9,47	8,60
2011	33,35	24,24	24,03	9,58	8,80
2012	33,40	23,82	24,79	9,76	8,24
2013	31,10	24,52	25,79	9,54	9,04
Año	Incidencia de la informalidad				
	Hasta primario completo	Secundario incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
2003	60,93	57,40	40,50	35,42	18,92
2004	60,09	56,74	39,16	35,52	18,89
2005	60,80	56,93	37,44	33,70	19,01
2006	58,77	55,22	36,25	31,52	17,89
2007	57,38	53,75	34,58	28,82	16,71
2008	55,50	50,22	31,83	28,19	14,76
2009	54,57	50,55	31,78	27,47	13,40
2010	53,52	49,98	32,14	24,97	13,72
2011	52,91	48,99	31,02	24,43	13,43
2012	53,82	49,94	30,84	25,68	12,73
2013	52,57	49,90	30,97	24,26	13,14

Cuadro IV.A.2 (conclusión)

D. Según categoría ocupacional

Año	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
	Asalariados privados	Asalariados públicos	Asalariados privados	Asalariados públicos
2003	93,71	6,29	52,89	12,63
2004	94,89	5,11	51,92	11,03
2005	94,67	5,33	50,96	11,60
2006	95,26	4,74	48,95	9,79
2007	95,36	4,64	46,58	9,45
2008	95,65	4,35	43,59	8,16
2009	95,21	4,79	42,79	8,37
2010	94,69	5,31	41,52	9,03
2011	94,81	5,19	40,55	8,51
2012	94,77	5,23	41,14	8,37
2013	95,20	4,80	40,33	7,54

E. Según rama de actividad

Año	Contribución a la informalidad								
	Industria	Construcción	Comercio	Transporte	Servicios financieros	Servicios personales	Servicio doméstico	Administración pública	Otros
2003	13,54	9,56	23,94	7,94	6,87	4,07	23,02	5,20	5,85
2004	13,39	10,46	23,60	8,75	7,41	3,88	21,99	4,03	6,48
2005	13,35	10,99	22,09	8,53	6,97	3,72	22,93	4,33	7,07
2006	13,34	12,21	22,10	7,39	6,61	4,24	23,43	4,05	6,62
2007	13,15	12,18	22,03	7,71	7,02	4,30	23,59	3,78	6,23
2008	12,24	12,67	22,42	7,63	6,80	4,41	23,76	3,67	6,39
2009	12,04	12,28	22,24	7,62	6,91	3,87	24,29	4,11	6,64
2010	12,01	11,94	22,43	7,96	6,80	3,89	23,84	4,26	6,87
2011	11,91	12,93	22,26	7,28	6,66	4,09	23,52	4,45	6,92
2012	12,25	12,91	18,97	8,02	6,08	3,86	23,90	4,50	9,52
2013	12,33	13,60	19,07	7,63	5,99	4,05	23,00	4,15	10,17

Año	Incidencia de la informalidad								
	Industria	Construcción	Comercio	Transporte	Servicios financieros	Servicios personales	Servicio doméstico	Administración pública	Otros
2003	42,58	77,58	55,73	45,40	32,84	26,01	95,37	11,40	36,96
2004	39,16	76,51	52,83	49,24	36,72	25,71	95,01	9,42	37,02
2005	38,08	74,03	51,45	47,88	32,46	24,72	95,61	10,13	40,15
2006	36,48	71,06	48,44	42,74	29,16	26,20	92,33	9,03	38,34
2007	34,72	66,61	46,26	41,00	28,35	25,67	90,37	8,37	34,26
2008	31,10	66,29	42,98	37,66	25,94	23,61	87,26	7,33	33,03
2009	31,20	64,16	43,41	37,11	24,60	19,56	85,78	7,64	33,72
2010	29,51	63,71	41,29	37,75	23,87	20,01	84,47	7,80	33,44
2011	28,73	64,61	40,14	33,86	21,86	21,54	83,60	7,90	31,53
2012	30,17	64,04	37,78	35,61	21,54	20,02	84,03	7,79	38,40
2013	29,31	66,89	37,63	33,71	21,31	19,43	80,10	7,03	38,21

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Cuadro IV.A.3
Argentina: composición del empleo asalariado en promedio, 2003-2013
(En porcentajes)

Atributos	Asalariados					
	Total		Hombres		Mujeres	
	2003	2013	2003	2013	2003	2013
Formalidad	59,6	66,9	62,3	69,1	56,1	64,0
Nivel educativo						
Hasta primario completo	26,0	19,5	29,4	22,5	21,6	15,4
Secundario incompleto	18,5	17,8	22,5	20,8	13,4	13,7
Secundario completo	23,2	29,4	23,4	30,8	22,9	27,5
Terciario incompleto	13,6	13,1	13,0	12,0	14,4	14,4
Terciario completo	18,7	20,4	11,6	13,9	27,8	28,9
Tramo etario						
Menos de 25 años	16,2	14,7	17,1	16,6	15,0	12,2
25 a 45 años	55,0	56,6	54,9	55,9	55,1	57,4
Más de 45 años	28,8	28,7	28,0	27,5	29,9	30,3
Categoría ocupacional						
Asalariados privados	70,4	72,1	73,7	75,7	66,0	67,4
Asalariados públicos	29,6	27,9	26,3	24,3	34,0	32,6
Rama de actividad	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Industria	11,2	11,0	15,7	15,4	5,4	5,2
Construcción	5,6	8,7	9,5	14,8	0,5	0,6
Comercio	18,4	16,4	22,0	17,2	13,9	15,4
Transporte	6,3	5,9	9,7	9,1	1,9	1,7
Servicios financieros	7,1	7,0	8,0	7,1	6,0	7,0
Servicios personales	6,0	5,4	2,6	2,4	10,3	9,3
Servicio doméstico	10,8	10,4	0,5	0,3	24,2	23,7
Administración pública	26,9	26,1	22,4	21,9	32,8	31,8
Otros	7,5	8,9	9,5	11,7	5,0	5,1
Casados	60,7	58,7	68,7	64,5	50,4	50,9
Hombres	56,3	57,0	100,0	100,0	0,0	0,0
Región						
Gran Buenos Aires	19,2	13,4	19,1	13,3	19,2	13,5
Noroeste	20,7	22,6	20,5	22,7	21,1	22,5
Noreste	9,5	11,3	9,6	11,2	9,3	11,5
Cuyo	10,5	11,3	10,7	11,7	10,3	10,7
Pampeana	31,1	29,9	30,7	29,5	31,7	30,5
Patagónica	9,0	11,4	9,5	11,5	8,4	11,3

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Cuadro IV.A.4
Argentina: descomposiciones de DiNardo y otros (1996)
de los ingresos horarios, 2003-2013

A. Total de asalariados ^a

Estadísticas	Densidad 2003	Densidad contrafactual (¥) ^b	Densidad 2013	Variaciones absolutas ^c	Variaciones relativas (en porcentajes)	Cambio total debido a la formalización (en porcentajes)
Media	22,70	22,95	32,51	0,25***	1	3
	0,177	0,180	0,126	0,043		
Percentil 10	6,55	7,02	12,03	0,47***	7	9
	0,100	0,065	0,029	0,076		
Percentil 20	9,36	9,74	16,52	0,38***	4	5
	0,071	0,114	0,117	0,095		
Percentil 30	11,60	11,91	19,97	0,31***	3	4
	0,036	0,129	0,054	0,111		
Percentil 40	13,68	14,17	23,29	0,49***	4	5
	0,024	0,152	0,085	0,148		
Percentil 50	16,37	16,58	26,62	0,21	1	2
	0,185	0,038	0,097	0,174		
Percentil 60	19,65	19,65	30,79	0,00	0	0
	0,161	0,189	0,140	0,097		
Percentil 70	24,35	24,56	35,50	0,21**	1	2
	0,155	0,183	0,159	0,090		
Percentil 80	30,65	31,11	43,39	0,46***	2	4
	0,232	0,214	0,166	0,095		
Percentil 90	43,66	43,66	56,17	0,00	0	0
	0,655	0,645	0,476	0,186		
Percentil 90/ percentil 10	6,67	6,22	4,67	-0,44***	-7	22
	0,159	0,119	0,045	0,090		
Percentil 50/ percentil 10	2,50	2,36	2,21	-0,14***	-5	48
	0,049	0,025	0,010	0,043		
Percentil 90/ percentil 50	2,67	2,63	2,11	-0,03	-1	6
	0,040	0,038	0,017	0,029		
Índice de Gini	0,416	0,410	0,347	-0,005***	-1	8
	0,003	0,003	0,002	0,001		
Índice de Theil	0,329	0,321	0,232	-0,008***	-2	8
	0,011	0,011	0,005	0,003		
Número de observaciones	16 804	16 804	45 690			

Cuadro IV.A.4 (continuación)

B. Hombres^a

Estadísticas	Densidad 2003	Densidad contrafactual (¥) ^b	Densidad 2013	Variaciones absolutas ^c	Variaciones relativas (en porcentajes)	Cambio total debido a la formalización (en porcentajes)
Media	21,92	22,32	32,63	0,40***	2	4
	0,228	0,228	0,177	0,058		
Percentil 10	6,55	6,89	12,40	0,34***	5	6
	0,102	0,120	0,057	0,086		
Percentil 20	9,09	9,36	16,53	0,27***	3	4
	0,081	0,067	0,043	0,053		
Percentil 30	10,92	11,54	19,83	0,63***	6	7
	0,123	0,038	0,170	0,111		
Percentil 40	13,26	13,64	23,09	0,38***	3	4
	0,109	0,060	0,120	0,113		
Percentil 50	16,12	16,23	26,62	0,11	1	1
	0,133	0,167	0,104	0,092		
Percentil 60	18,71	19,10	30,42	0,39***	2	3
	0,186	0,167	0,195	0,091		
Percentil 70	22,51	22,92	35,12	0,41**	2	3
	0,091	0,240	0,201	0,197		
Percentil 80	29,22	29,52	43,26	0,30**	1	2
	0,366	0,384	0,255	0,134		
Percentil 90	43,29	43,29	56,17	0,00	0	0
	0,511	0,777	0,252	0,481		
Percentil 90/ percentil 10	6,61	6,28	4,53	-0,33***	-5	16
	0,136	0,158	0,030	0,114		
Percentil 50/ percentil 10	2,46	2,36	2,15	-0,11***	-4	34
	0,044	0,049	0,013	0,034		
Percentil 90/ percentil 50	2,69	2,67	2,11	-0,02	-1	3
	0,035	0,050	0,012	0,032		
Índice de Gini	0,420	0,415	0,349	-0,005***	-1	7
	0,005	0,005	0,003	0,001		
Índice de Theil	0,345	0,338	0,246	-0,007**	-2	7
	0,017	0,017	0,009	0,004		
Número de observaciones	9 467	9 467	26 049			

Cuadro IV.A.4 (conclusión)

C. Mujeres^a

Estadísticas	Densidad 2003	Densidad contrafactual (¥) ^b	Densidad 2013	Variaciones absolutas ^c	Variaciones relativas (en porcentajes)	Cambio total debido a la formalización (en porcentajes)
Media	23,73	23,73	32,35	0,00	0	0
	0,228	0,224	0,171	0,075		
Percentil 10	6,79	7,28	11,55	0,49 ***	7	10
	0,127	0,040	0,125	0,113		
Percentil 20	9,82	10,08	16,36	0,25 **	3	4
	0,168	0,182	0,121	0,133		
Percentil 30	12,34	12,63	19,97	0,29 ***	2	4
	0,181	0,171	0,071	0,096		
Percentil 40	14,76	14,79	23,40	0,03	0	0
	0,243	0,243	0,116	0,146		
Percentil 50	17,46	17,46	26,75	0,00	0	0
	0,161	0,221	0,161	0,130		
Percentil 60	21,83	21,64	30,99	-0,19	-1	-2
	0,390	0,376	0,170	0,146		
Percentil 70	25,97	25,97	36,16	0,00	0	0
	0,468	0,428	0,375	0,168		
Percentil 80	32,47	32,47	44,07	0,00	0	0
	0,475	0,478	0,389	0,123		
Percentil 90	45,45	45,45	57,74	0,00	0	0
	0,692	0,670	0,289	0,228		
Percentil 90/ percentil 10	6,69	6,25	5,00	-0,45 ***	-7	26
	0,164	0,106	0,074	0,126		
Percentil 50/ percentil 10	2,57	2,40	2,32	-0,17 ***	-7	67
	0,051	0,034	0,032	0,055		
Percentil 90/ percentil 50	2,60	2,60	2,16	0,00	0	0
	0,041	0,044	0,015	0,024		
Índice de Gini	0,408	0,404	0,343	-0,004 ***	-1	7
	0,004	0,004	0,002	0,001		
Índice de Theil	0,307	0,301	0,213	-0,007 ***	-2	7
	0,011	0,010	0,005	0,003		
Número de observaciones	7 337	7 337	19 641			

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

^a Los errores estándares obtenidos mediante la técnica de *bootstrapping* se presentan debajo de cada estimación (200 submuestras).

^b Densidad de 2003 estimada asumiendo la tasa de formalidad de 2013.

^c *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Cuadro IV.A.5
Argentina: regresiones de la función de influencia recentrada (RIF) sobre los
percentiles de la distribución salarial, 2003-2013

A. Total de asalariados^a

Variables	2003					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Formal	0,696*** [0,0255]	0,660*** [0,0206]	0,627*** [0,0180]	0,445*** [0,0155]	0,180*** [0,0158]	0,141*** [0,0214]
Nivel educativo						
Secundario incompleto	0,110*** [0,0354]	0,0970*** [0,0260]	0,0694*** [0,0213]	0,0797*** [0,0181]	0,152*** [0,0169]	0,139*** [0,0207]
Secundario completo	0,253*** [0,0306]	0,226*** [0,0234]	0,227*** [0,0198]	0,221*** [0,0180]	0,310*** [0,0187]	0,298*** [0,0244]
Terciario incompleto	0,397*** [0,0321]	0,396*** [0,0253]	0,411*** [0,0223]	0,463*** [0,0211]	0,547*** [0,0258]	0,559*** [0,0360]
Terciario completo	0,258*** [0,0273]	0,322*** [0,0218]	0,390*** [0,0198]	0,640*** [0,0197]	1,069*** [0,0271]	1,254*** [0,0434]
Tramo etario						
Menos de 25 años	-0,324*** [0,0378]	-0,252*** [0,0268]	-0,242*** [0,0216]	-0,170*** [0,0172]	-0,0709*** [0,0166]	-0,00481 [0,0213]
Más de 45 años	0,0579*** [0,0195]	0,0790*** [0,0157]	0,0900*** [0,0138]	0,140*** [0,0135]	0,276*** [0,0181]	0,339*** [0,0274]
Categoría ocupacional						
Asalariado público	0,171*** [0,0335]	0,209*** [0,0286]	0,160*** [0,0263]	0,159*** [0,0286]	0,0378 [0,0424]	-0,0292 [0,0634]
Rama de actividad						
Construcción	-0,111* [0,0638]	-0,224*** [0,0459]	-0,186*** [0,0356]	-0,0846*** [0,0283]	-0,0151 [0,0286]	-0,0134 [0,0385]
Comercio	-0,0513 [0,0397]	-0,101*** [0,0302]	-0,107*** [0,0255]	-0,144*** [0,0221]	-0,161*** [0,0222]	-0,152*** [0,0293]
Transporte	-0,0648 [0,0508]	-0,0943** [0,0389]	-0,0581* [0,0324]	-0,0217 [0,0290]	-0,0485 [0,0327]	-0,0685 [0,0435]
Servicios financieros	0,00256 [0,0435]	0,00760 [0,0343]	0,00476 [0,0306]	0,0490* [0,0289]	0,109*** [0,0353]	0,175*** [0,0519]
Servicios personales	0,113*** [0,0404]	0,150*** [0,0326]	0,142*** [0,0298]	0,127*** [0,0307]	-0,00366 [0,0410]	-0,0469 [0,0601]
Servicio doméstico	0,108* [0,0575]	0,0336 [0,0420]	0,0766** [0,0343]	0,135*** [0,0281]	0,0668** [0,0273]	0,0981*** [0,0359]
Administración pública	-0,0178 [0,0440]	0,00510 [0,0358]	0,0429 [0,0324]	0,108*** [0,0342]	0,152*** [0,0481]	0,141** [0,0705]
Otros	-0,0262 [0,0465]	-0,00866 [0,0358]	0,0132 [0,0304]	0,109*** [0,0279]	0,198*** [0,0350]	0,224*** [0,0505]
Casados	0,132*** [0,0214]	0,101*** [0,0163]	0,0932*** [0,0140]	0,124*** [0,0129]	0,129*** [0,0156]	0,150*** [0,0223]
Hombre	-0,0150 [0,0206]	-0,0186 [0,0162]	0,00417 [0,0143]	0,0470*** [0,0137]	0,0781*** [0,0182]	0,137*** [0,0266]

Cuadro IV.A.5 (continuación)

Variables	2003					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Región						
Noroeste	-0,518*** [0,0308]	-0,531*** [0,0231]	-0,466*** [0,0197]	-0,375*** [0,0182]	-0,319*** [0,0224]	-0,373*** [0,0326]
Noreste	-0,696*** [0,0442]	-0,651*** [0,0309]	-0,526*** [0,0251]	-0,433*** [0,0224]	-0,361*** [0,0270]	-0,417*** [0,0375]
Cuyo	-0,258*** [0,0354]	-0,314*** [0,0285]	-0,289*** [0,0246]	-0,304*** [0,0223]	-0,247*** [0,0265]	-0,285*** [0,0389]
Pampeana	-0,102*** [0,0230]	-0,145*** [0,0196]	-0,172*** [0,0179]	-0,177*** [0,0175]	-0,232*** [0,0217]	-0,294*** [0,0315]
Patagónica	-0,0714*** [0,0270]	-0,0598** [0,0239]	-0,00964 [0,0221]	0,117*** [0,0230]	0,241*** [0,0335]	0,301*** [0,0529]
Constante	1,391*** [0,0507]	1,787*** [0,0382]	1,988*** [0,0327]	2,266*** [0,0285]	2,839*** [0,0322]	3,154*** [0,0460]
Número de observaciones	16,804	16,804	16,804	16,804	16,804	16,804
R ² ajustado	0,174	0,270	0,318	0,337	0,254	0,162
Variables	2013					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Formal	0,713*** [0,0162]	0,755*** [0,0130]	0,636*** [0,0104]	0,375*** [0,00740]	0,133*** [0,00773]	0,0392*** [0,00779]
Nivel educativo						
Secundario incompleto	0,0477** [0,0213]	0,0635*** [0,0162]	0,0733*** [0,0127]	0,0565*** [0,00918]	0,0823*** [0,00945]	0,0824*** [0,00932]
Secundario completo	0,137*** [0,0182]	0,173*** [0,0141]	0,187*** [0,0113]	0,166*** [0,00868]	0,184*** [0,00959]	0,156*** [0,00953]
Terciario incompleto	0,244*** [0,0201]	0,299*** [0,0160]	0,315*** [0,0133]	0,305*** [0,0109]	0,356*** [0,0139]	0,317*** [0,0146]
Terciario completo	0,220*** [0,0172]	0,320*** [0,0140]	0,388*** [0,0118]	0,477*** [0,0101]	0,789*** [0,0146]	0,674*** [0,0166]
Tramo etario						
Menos de 25 años	-0,218*** [0,0204]	-0,214*** [0,0152]	-0,164*** [0,0117]	-0,111*** [0,00838]	-0,0559*** [0,00911]	-0,0202** [0,00908]
Más de 45 años	0,0139 [0,0111]	0,0415*** [0,00901]	0,0634*** [0,00762]	0,0820*** [0,00656]	0,178*** [0,00961]	0,198*** [0,0111]
Categoría ocupacional						
Asalariado público	0,0915*** [0,0205]	0,109*** [0,0186]	0,117*** [0,0173]	0,190*** [0,0163]	0,311*** [0,0288]	0,254*** [0,0349]
Rama de actividad						
Construcción	0,111*** [0,0267]	-0,0566*** [0,0216]	-0,139*** [0,0171]	-0,127*** [0,0124]	-0,135*** [0,0140]	-0,118*** [0,0150]
Comercio	-0,0755*** [0,0195]	-0,109*** [0,0158]	-0,116*** [0,0133]	-0,111*** [0,0112]	-0,231*** [0,0132]	-0,199*** [0,0141]
Transporte	-0,116*** [0,0258]	-0,0955*** [0,0202]	-0,0487*** [0,0169]	0,0218 [0,0146]	-0,0643*** [0,0193]	-0,132*** [0,0201]
Servicios financieros	0,0202 [0,0212]	0,0171 [0,0184]	-0,0200 [0,0163]	0,00654 [0,0143]	-0,105*** [0,0189]	-0,135*** [0,0201]
Servicios personales	0,0614*** [0,0217]	0,0543*** [0,0189]	0,0496*** [0,0170]	0,0409*** [0,0158]	-0,0352 [0,0233]	-0,0527** [0,0262]

Cuadro IV.A.5 (continuación)

Variables	2013					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Categoría ocupacional						
Servicio doméstico	-0,315*** [0,0326]	-0,234*** [0,0242]	-0,187*** [0,0189]	-0,153*** [0,0135]	-0,153*** [0,0150]	-0,119*** [0,0161]
Administración pública	-0,0134 [0,0251]	-0,0246 [0,0222]	-0,0110 [0,0202]	-0,0228 [0,0189]	-0,158*** [0,0314]	-0,168*** [0,0376]
Otros	-0,0564** [0,0230]	-0,0423** [0,0182]	-0,0318** [0,0152]	0,00343 [0,0128]	-0,0397** [0,0171]	-0,0157 [0,0197]
Casados	0,0831*** [0,0112]	0,100*** [0,00895]	0,0918*** [0,00734]	0,0726*** [0,00599]	0,0664*** [0,00814]	0,0761*** [0,00893]
Hombre	0,0531*** [0,0110]	0,0446*** [0,00893]	0,0353*** [0,00765]	0,0262*** [0,00676]	0,0616*** [0,00981]	0,0729*** [0,0111]
Región						
Noroeste	-0,434*** [0,0183]	-0,444*** [0,0145]	-0,375*** [0,0121]	-0,268*** [0,01000]	-0,226*** [0,0128]	-0,196*** [0,0138]
Noreste	-0,467*** [0,0233]	-0,475*** [0,0178]	-0,409*** [0,0145]	-0,302*** [0,0115]	-0,290*** [0,0142]	-0,223*** [0,0150]
Cuyo	-0,134*** [0,0193]	-0,230*** [0,0166]	-0,219*** [0,0140]	-0,194*** [0,0116]	-0,183*** [0,0147]	-0,155*** [0,0156]
Pampeana	-0,0283* [0,0145]	-0,0655*** [0,0127]	-0,0574*** [0,0112]	-0,0473*** [0,00971]	-0,0719*** [0,0128]	-0,0662*** [0,0140]
Patagónica	-0,00779 [0,0148]	0,0338** [0,0132]	0,121*** [0,0119]	0,284*** [0,0110]	0,632*** [0,0186]	0,625*** [0,0230]
Constante	1,950*** [0,0307]	2,206*** [0,0243]	2,425*** [0,0197]	2,837*** [0,0157]	3,387*** [0,0194]	3,743*** [0,0208]
Número de observaciones	45,690	45,690	45,690	45,690	45,690	45,690
R ² ajustado	0,186	0,294	0,342	0,352	0,270	0,174
Variables	2003 (¥) ^b					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Formal	0,683*** [0,0298]	0,703*** [0,0250]	0,612*** [0,0211]	0,407*** [0,0170]	0,140*** [0,0166]	0,127*** [0,0228]
Nivel educativo						
Secundario incompleto	0,0872** [0,0378]	0,0879*** [0,0295]	0,0874*** [0,0236]	0,0950*** [0,0195]	0,160*** [0,0180]	0,160*** [0,0228]
Secundario completo	0,231*** [0,0318]	0,230*** [0,0266]	0,231*** [0,0224]	0,227*** [0,0193]	0,314*** [0,0202]	0,330*** [0,0279]
Terciario incompleto	0,355*** [0,0326]	0,396*** [0,0281]	0,421*** [0,0245]	0,462*** [0,0231]	0,537*** [0,0281]	0,551*** [0,0398]
Terciario completo	0,258*** [0,0291]	0,364*** [0,0251]	0,439*** [0,0221]	0,658*** [0,0212]	1,030*** [0,0303]	1,230*** [0,0487]
Tramo etario						
Menos de 25 años	-0,314*** [0,0383]	-0,263*** [0,0298]	-0,234*** [0,0236]	-0,180*** [0,0185]	-0,0688*** [0,0174]	-0,00594 [0,0235]
Más de 45 años	0,0617*** [0,0192]	0,0895*** [0,0170]	0,101*** [0,0151]	0,157*** [0,0148]	0,307*** [0,0207]	0,377*** [0,0323]

Cuadro IV.A.5 (continuación)

Variables	2003 (¥) ^b					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Categoría ocupacional						
Asalariado público	0,150*** [0,0305]	0,211*** [0,0297]	0,172*** [0,0280]	0,147*** [0,0338]	-0,0168 [0,0514]	-0,1000 [0,0775]
Rama de actividad						
Construcción	-0,105* [0,0579]	-0,262*** [0,0493]	-0,185*** [0,0387]	-0,0932*** [0,0328]	-0,0339 [0,0369]	-0,0342 [0,0549]
Comercio	-0,0587* [0,0344]	-0,122*** [0,0307]	-0,148*** [0,0269]	-0,161*** [0,0243]	-0,176*** [0,0256]	-0,184*** [0,0354]
Transporte	-0,0879* [0,0454]	-0,0822** [0,0388]	-0,0654* [0,0336]	0,0162 [0,0317]	-0,0572 [0,0370]	-0,0789 [0,0515]
Servicios financieros	-0,00575 [0,0390]	-0,0255 [0,0366]	-0,00908 [0,0331]	0,0404 [0,0315]	0,115*** [0,0392]	0,149** [0,0587]
Servicios personales	0,0736** [0,0354]	0,114*** [0,0332]	0,122*** [0,0315]	0,116*** [0,0331]	-0,0204 [0,0443]	-0,0764 [0,0657]
Servicio doméstico	-0,0389 [0,0602]	-0,129*** [0,0463]	-0,0648* [0,0387]	0,0335 [0,0310]	0,0173 [0,0301]	0,0663 [0,0417]
Administración pública	-0,0408 [0,0397]	-0,0378 [0,0372]	0,0357 [0,0345]	0,145*** [0,0394]	0,207*** [0,0571]	0,176** [0,0854]
Otros	-0,0198 [0,0403]	0,00471 [0,0358]	0,0401 [0,0316]	0,140*** [0,0305]	0,218*** [0,0405]	0,238*** [0,0618]
Casados	0,118*** [0,0207]	0,111*** [0,0177]	0,120*** [0,0154]	0,137*** [0,0142]	0,137*** [0,0177]	0,139*** [0,0259]
Hombre	-0,0179 [0,0189]	-0,0197 [0,0171]	-0,0106 [0,0155]	0,0326** [0,0151]	0,0874*** [0,0199]	0,159*** [0,0296]
Región						
Noroeste	-0,441*** [0,0286]	-0,494*** [0,0239]	-0,451*** [0,0206]	-0,370*** [0,0199]	-0,338*** [0,0255]	-0,408*** [0,0391]
Noreste	-0,576*** [0,0417]	-0,591*** [0,0329]	-0,512*** [0,0268]	-0,433*** [0,0244]	-0,388*** [0,0301]	-0,473*** [0,0433]
Cuyo	-0,209*** [0,0330]	-0,285*** [0,0303]	-0,305*** [0,0262]	-0,310*** [0,0247]	-0,272*** [0,0300]	-0,369*** [0,0442]
Pampeana	-0,0710*** [0,0208]	-0,160*** [0,0201]	-0,200*** [0,0186]	-0,189*** [0,0188]	-0,265*** [0,0244]	-0,334*** [0,0369]
Patagónica	-0,0291 [0,0244]	-0,0278 [0,0240]	0,00978 [0,0229]	0,131*** [0,0246]	0,235*** [0,0378]	0,289*** [0,0612]
Constante	1,451*** [0,0483]	1,749*** [0,0407]	1,970*** [0,0350]	2,253*** [0,0313]	2,877*** [0,0379]	3,228*** [0,0570]
Número de observaciones	16,804	16,804	16,804	16,804	16,804	16,804
R ² ajustado	0,177	0,282	0,324	0,341	0,243	0,155

Cuadro IV.A.5 (continuación)

B. Hombres^a

Variables	2003					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Formal	0,754*** [0,0330]	0,717*** [0,0257]	0,665*** [0,0224]	0,489*** [0,0192]	0,231*** [0,0207]	0,150*** [0,0278]
Nivel educativo						
Secundario incompleto	0,153*** [0,0432]	0,116*** [0,0303]	0,0521** [0,0250]	0,0683*** [0,0215]	0,166*** [0,0229]	0,173*** [0,0273]
Secundario completo	0,299*** [0,0382]	0,243*** [0,0278]	0,213*** [0,0241]	0,226*** [0,0223]	0,343*** [0,0264]	0,390*** [0,0350]
Terciario incompleto	0,439*** [0,0401]	0,402*** [0,0304]	0,416*** [0,0271]	0,466*** [0,0266]	0,663*** [0,0372]	0,726*** [0,0535]
Terciario completo	0,309*** [0,0346]	0,341*** [0,0265]	0,373*** [0,0248]	0,582*** [0,0250]	1,235*** [0,0424]	1,633*** [0,0720]
Tramo etario						
Menos de 25 años	-0,333*** [0,0519]	-0,222*** [0,0352]	-0,220*** [0,0286]	-0,167*** [0,0226]	-0,0956*** [0,0228]	0,00151 [0,0302]
Más de 45 años	0,0792*** [0,0270]	0,114*** [0,0206]	0,116*** [0,0184]	0,156*** [0,0180]	0,278*** [0,0254]	0,371*** [0,0380]
Categoría ocupacional						
Asalariado público	0,155*** [0,0429]	0,187*** [0,0341]	0,193*** [0,0312]	0,186*** [0,0343]	0,0720 [0,0535]	0,0379 [0,0785]
Rama de actividad						
Construcción	-0,126* [0,0689]	-0,198*** [0,0477]	-0,208*** [0,0376]	-0,0857*** [0,0299]	-0,0231 [0,0331]	-0,0136 [0,0432]
Comercio	-0,0512 [0,0459]	-0,0798** [0,0336]	-0,112*** [0,0289]	-0,126*** [0,0254]	-0,193*** [0,0278]	-0,180*** [0,0364]
Transporte	-0,128** [0,0569]	-0,125*** [0,0415]	-0,0973*** [0,0348]	-0,0334 [0,0310]	-0,0562 [0,0378]	-0,0465 [0,0515]
Servicios financieros	-0,110** [0,0542]	-0,0769* [0,0400]	-0,113*** [0,0363]	-0,00487 [0,0341]	0,0590 [0,0451]	0,147** [0,0670]
Servicios personales	-0,0254 [0,0662]	0,0460 [0,0515]	0,0511 [0,0478]	0,159*** [0,0481]	0,0816 [0,0769]	0,0154 [0,122]
Servicio doméstico	-0,313 [0,307]	-0,428** [0,182]	-0,219 [0,134]	-0,0131 [0,101]	0,0587 [0,0928]	-0,0668 [0,0786]
Administración pública	-0,0811 [0,0530]	-0,0539 [0,0409]	-0,0513 [0,0375]	0,0371 [0,0407]	0,0464 [0,0613]	0,0202 [0,0879]
Otros	-0,0979* [0,0540]	-0,0732* [0,0399]	-0,0460 [0,0340]	0,0847*** [0,0313]	0,216*** [0,0436]	0,268*** [0,0645]
Casados	0,119*** [0,0340]	0,0752*** [0,0241]	0,0622*** [0,0204]	0,0908*** [0,0183]	0,136*** [0,0226]	0,189*** [0,0319]
Región						
Noroeste	-0,517*** [0,0433]	-0,488*** [0,0305]	-0,432*** [0,0262]	-0,351*** [0,0240]	-0,339*** [0,0310]	-0,413*** [0,0444]
Noreste	-0,650*** [0,0601]	-0,635*** [0,0405]	-0,508*** [0,0333]	-0,453*** [0,0294]	-0,382*** [0,0361]	-0,462*** [0,0502]
Cuyo	-0,272*** [0,0491]	-0,335*** [0,0374]	-0,324*** [0,0325]	-0,331*** [0,0298]	-0,338*** [0,0361]	-0,401*** [0,0507]

Cuadro IV.A.5 (continuación)

Variables	2003					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Región						
Pampeana	-0,101***	-0,149***	-0,201***	-0,200***	-0,212***	-0,270***
	[0,0328]	[0,0260]	[0,0239]	[0,0227]	[0,0298]	[0,0436]
Patagónica	-0,00842	-0,0310	0,00828	0,0983***	0,266***	0,360***
	[0,0345]	[0,0304]	[0,0287]	[0,0294]	[0,0464]	[0,0731]
Constante	1,352***	1,723***	2,005***	2,337***	2,865***	3,170***
	[0,0595]	[0,0432]	[0,0377]	[0,0332]	[0,0395]	[0,0551]
Número de observaciones	9,467	9,467	9,467	9,467	9,467	9,467
R ² ajustado	0,177	0,272	0,317	0,327	0,262	0,192
Variables	2013					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Formal	0,752***	0,775***	0,671***	0,416***	0,155***	0,0510***
	[0,0198]	[0,0155]	[0,0125]	[0,00930]	[0,00992]	[0,0109]
Nivel educativo						
Secundario incompleto	0,0502**	0,0642***	0,0636***	0,0483***	0,0781***	0,0852***
	[0,0234]	[0,0176]	[0,0142]	[0,0110]	[0,0121]	[0,0130]
Secundario completo	0,146***	0,163***	0,180***	0,166***	0,196***	0,178***
	[0,0200]	[0,0155]	[0,0129]	[0,0106]	[0,0125]	[0,0137]
Terciario incompleto	0,244***	0,279***	0,304***	0,298***	0,382***	0,381***
	[0,0225]	[0,0180]	[0,0156]	[0,0138]	[0,0190]	[0,0224]
Terciario completo	0,205***	0,296***	0,355***	0,441***	0,783***	0,804***
	[0,0191]	[0,0155]	[0,0138]	[0,0129]	[0,0209]	[0,0270]
Tramo etario						
Menos de 25 años	-0,198***	-0,201***	-0,159***	-0,119***	-0,0724***	-0,0347***
	[0,0243]	[0,0180]	[0,0140]	[0,0105]	[0,0115]	[0,0127]
Más de 45 años	0,0225*	0,0529***	0,0733***	0,0945***	0,176***	0,217***
	[0,0133]	[0,0109]	[0,00965]	[0,00879]	[0,0128]	[0,0159]
Categoría ocupacional						
Asalariado público	0,118***	0,114***	0,107***	0,179***	0,326***	0,323***
	[0,0230]	[0,0202]	[0,0195]	[0,0186]	[0,0336]	[0,0448]
Rama de actividad						
Construcción	0,0513*	-0,0599***	-0,122***	-0,133***	-0,122***	-0,144***
	[0,0275]	[0,0214]	[0,0172]	[0,0131]	[0,0151]	[0,0174]
Comercio	-0,0748***	-0,0884***	-0,101***	-0,105***	-0,228***	-0,246***
	[0,0215]	[0,0172]	[0,0149]	[0,0130]	[0,0153]	[0,0175]
Transporte	-0,146***	-0,0990***	-0,0576***	0,0123	-0,0368*	-0,148***
	[0,0268]	[0,0204]	[0,0172]	[0,0153]	[0,0208]	[0,0239]
Servicios financieros	-0,0579**	-0,0463**	-0,0766***	-0,0433**	-0,104***	-0,139***
	[0,0263]	[0,0220]	[0,0194]	[0,0173]	[0,0233]	[0,0278]
Servicios personales	0,0448	0,0508*	0,0308	0,0370	0,0286	-0,0103
	[0,0331]	[0,0288]	[0,0275]	[0,0265]	[0,0421]	[0,0534]
Servicio doméstico	-0,522**	-0,213*	-0,160*	-0,141**	-0,207***	-0,263***
	[0,204]	[0,126]	[0,0922]	[0,0624]	[0,0517]	[0,0359]
Administración pública	-0,0929***	-0,0831***	-0,0554**	-0,0748***	-0,220***	-0,299***
	[0,0277]	[0,0240]	[0,0226]	[0,0215]	[0,0367]	[0,0485]
Otros	-0,118***	-0,0647***	-0,0404**	-0,00641	-0,0154	-0,00652
	[0,0251]	[0,0190]	[0,0161]	[0,0140]	[0,0192]	[0,0245]

Cuadro IV.A.5 (continuación)

Variables	2013					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Casados	0,1000***	0,0802***	0,0713***	0,0440***	0,0452***	0,0684***
	[0,0148]	[0,0116]	[0,00962]	[0,00817]	[0,0111]	[0,0132]
Región						
Noroeste	-0,345***	-0,352***	-0,302***	-0,254***	-0,269***	-0,221***
	[0,0224]	[0,0175]	[0,0150]	[0,0129]	[0,0167]	[0,0192]
Noreste	-0,413***	-0,400***	-0,350***	-0,291***	-0,307***	-0,235***
	[0,0291]	[0,0218]	[0,0182]	[0,0149]	[0,0185]	[0,0212]
Cuyo	-0,101***	-0,185***	-0,173***	-0,180***	-0,230***	-0,197***
	[0,0235]	[0,0200]	[0,0172]	[0,0150]	[0,0189]	[0,0212]
Pampeana	-0,00195	-0,0349**	-0,0213	-0,0355***	-0,101***	-0,0787***
	[0,0180]	[0,0154]	[0,0138]	[0,0124]	[0,0170]	[0,0199]
Patagónica	0,00300	0,0528***	0,152***	0,307***	0,693***	0,803***
	[0,0179]	[0,0156]	[0,0142]	[0,0138]	[0,0246]	[0,0333]
Constante	1,993***	2,210***	2,438***	2,866***	3,461***	3,798***
	[0,0333]	[0,0262]	[0,0217]	[0,0181]	[0,0227]	[0,0258]
Número de observaciones	26,049	26,049	26,049	26,049	26,049	26,049
R ² ajustado	0,181	0,290	0,339	0,333	0,273	0,199
Variables	2003 (¥) ^b					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Formal	0,787***	0,715***	0,678***	0,463***	0,192***	0,174***
	[0,0375]	[0,0308]	[0,0265]	[0,0212]	[0,0233]	[0,0313]
Nivel educativo						
Secundario incompleto	0,120***	0,106***	0,0611**	0,0740***	0,197***	0,189***
	[0,0457]	[0,0341]	[0,0284]	[0,0235]	[0,0248]	[0,0297]
Secundario completo	0,241***	0,207***	0,228***	0,223***	0,396***	0,424***
	[0,0397]	[0,0322]	[0,0280]	[0,0246]	[0,0297]	[0,0411]
Terciario incompleto	0,397***	0,396***	0,445***	0,488***	0,694***	0,674***
	[0,0396]	[0,0330]	[0,0297]	[0,0291]	[0,0425]	[0,0589]
Terciario completo	0,308***	0,363***	0,420***	0,613***	1,223***	1,535***
	[0,0362]	[0,0302]	[0,0285]	[0,0280]	[0,0495]	[0,0812]
Tramo etario						
Menos de 25 años	-0,262***	-0,206***	-0,210***	-0,169***	-0,0773***	0,0257
	[0,0518]	[0,0390]	[0,0322]	[0,0255]	[0,0265]	[0,0366]
Más de 45 años	0,0673**	0,107***	0,116***	0,173***	0,358***	0,452***
	[0,0267]	[0,0224]	[0,0203]	[0,0199]	[0,0314]	[0,0488]
Categoría ocupacional						
Asalariado público	0,129***	0,196***	0,188***	0,132***	-0,0433	-0,186*
	[0,0370]	[0,0337]	[0,0341]	[0,0410]	[0,0688]	[0,104]
Rama de actividad						
Construcción	-0,122*	-0,274***	-0,262***	-0,124***	-0,0352	-0,0111
	[0,0639]	[0,0508]	[0,0415]	[0,0345]	[0,0428]	[0,0609]
Comercio	-0,0605	-0,107***	-0,141***	-0,171***	-0,217***	-0,210***
	[0,0410]	[0,0334]	[0,0306]	[0,0284]	[0,0330]	[0,0439]
Transporte	-0,103**	-0,101**	-0,109***	-0,0394	-0,0760*	-0,0256
	[0,0509]	[0,0406]	[0,0367]	[0,0344]	[0,0446]	[0,0633]
Servicios financieros	-0,0781	-0,0858**	-0,123***	-0,0309	0,0703	0,0900
	[0,0480]	[0,0416]	[0,0399]	[0,0380]	[0,0525]	[0,0760]

Cuadro IV.A.5 (continuación)

Variables	2003 (¥) ^b					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Rama de actividad						
Servicios personales	0,00355 [0,0548]	0,0392 [0,0508]	0,00692 [0,0529]	0,103* [0,0542]	-0,0675 [0,0830]	-0,0160 [0,129]
Servicio doméstico	-0,275 [0,297]	-0,406** [0,184]	-0,221 [0,152]	-0,0553 [0,0997]	-0,0446 [0,0805]	-0,109 [0,0990]
Administración pública	-0,0641 [0,0463]	-0,0830** [0,0400]	-0,0751* [0,0406]	0,0445 [0,0475]	0,120 [0,0768]	0,147 [0,115]
Otros	-0,0370 [0,0458]	-0,0322 [0,0389]	-0,0291 [0,0357]	0,0895** [0,0347]	0,242*** [0,0522]	0,280*** [0,0801]
Casados	0,102*** [0,0323]	0,104*** [0,0262]	0,103*** [0,0230]	0,109*** [0,0207]	0,178*** [0,0279]	0,171*** [0,0401]
Región						
Noroeste	-0,431*** [0,0397]	-0,424*** [0,0306]	-0,413*** [0,0282]	-0,336*** [0,0268]	-0,375*** [0,0375]	-0,430*** [0,0571]
Noreste	-0,548*** [0,0565]	-0,595*** [0,0435]	-0,518*** [0,0372]	-0,447*** [0,0325]	-0,398*** [0,0431]	-0,516*** [0,0622]
Cuyo	-0,230*** [0,0465]	-0,319*** [0,0401]	-0,358*** [0,0360]	-0,333*** [0,0330]	-0,353*** [0,0432]	-0,468*** [0,0619]
Pampeana	-0,0715** [0,0294]	-0,168*** [0,0260]	-0,214*** [0,0249]	-0,193*** [0,0248]	-0,217*** [0,0361]	-0,299*** [0,0543]
Patagónica	0,00300 [0,0324]	-0,0230 [0,0299]	0,0295 [0,0289]	0,149*** [0,0312]	0,328*** [0,0558]	0,315*** [0,0884]
Constante	1,362*** [0,0574]	1,735*** [0,0458]	1,968*** [0,0410]	2,369*** [0,0368]	2,847*** [0,0484]	3,266*** [0,0718]
Número de observaciones	9,467	9,467	9,467	9,467	9,467	9,467
R ² ajustado	0,187	0,275	0,324	0,322	0,257	0,181

C. Mujeres^a

Variables	2003					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Formal	0,529*** [0,0402]	0,588*** [0,0364]	0,524*** [0,0309]	0,378*** [0,0275]	0,126*** [0,0258]	0,114*** [0,0341]
Nivel educativo						
Secundario incompleto	0,0281 [0,0618]	0,0120 [0,0514]	0,114*** [0,0396]	0,112*** [0,0336]	0,118*** [0,0264]	0,0944*** [0,0327]
Secundario completo	0,200*** [0,0514]	0,210*** [0,0443]	0,223*** [0,0352]	0,222*** [0,0311]	0,224*** [0,0266]	0,152*** [0,0327]
Terciario incompleto	0,301*** [0,0552]	0,342*** [0,0485]	0,376*** [0,0396]	0,419*** [0,0364]	0,366*** [0,0354]	0,335*** [0,0471]
Terciario completo	0,177*** [0,0457]	0,290*** [0,0407]	0,410*** [0,0347]	0,677*** [0,0332]	0,827*** [0,0351]	0,852*** [0,0516]
Tramo etario						
Menos de 25 años	-0,359*** [0,0554]	-0,353*** [0,0446]	-0,246*** [0,0336]	-0,190*** [0,0278]	-0,0432* [0,0240]	-0,000288 [0,0295]
Más de 45 años	0,0263 [0,0282]	0,0344 [0,0255]	0,0649*** [0,0210]	0,119*** [0,0209]	0,255*** [0,0260]	0,276*** [0,0390]

Cuadro IV.A.5 (continuación)

Variables	2003					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Categoría ocupacional						
Asalariado público	0,140*** [0,0533]	0,181*** [0,0519]	0,0515 [0,0474]	0,104** [0,0515]	0,0680 [0,0771]	-0,0183 [0,114]
Rama de actividad						
Construcción	0,299* [0,165]	0,0698 [0,175]	0,315** [0,133]	0,107 [0,126]	0,0644 [0,139]	0,218 [0,226]
Comercio	0,00199 [0,0836]	-0,0210 [0,0701]	-0,0466 [0,0541]	-0,110** [0,0448]	-0,0788** [0,0400]	-0,101* [0,0529]
Transporte	0,0969 [0,121]	0,130 [0,105]	0,127 [0,0833]	0,210*** [0,0802]	0,0337 [0,0875]	-0,213** [0,0877]
Servicios financieros	0,281*** [0,0809]	0,280*** [0,0731]	0,344*** [0,0590]	0,257*** [0,0555]	0,225*** [0,0589]	0,254*** [0,0853]
Servicios personales	0,291*** [0,0746]	0,366*** [0,0651]	0,356*** [0,0529]	0,235*** [0,0495]	0,0889* [0,0526]	0,00896 [0,0740]
Servicio doméstico	0,152* [0,0879]	0,0523 [0,0724]	0,161*** [0,0545]	0,202*** [0,0445]	0,0832** [0,0383]	0,0400 [0,0500]
Administración pública	0,207** [0,0848]	0,266*** [0,0768]	0,410*** [0,0644]	0,372*** [0,0641]	0,238*** [0,0861]	0,237* [0,127]
Otros	0,136 [0,0972]	0,192** [0,0831]	0,219*** [0,0662]	0,217*** [0,0587]	0,188*** [0,0616]	0,174** [0,0838]
Casados	0,134*** [0,0270]	0,133*** [0,0240]	0,122*** [0,0197]	0,147*** [0,0190]	0,112*** [0,0215]	0,116*** [0,0301]
Región						
Noroeste	-0,499*** [0,0433]	-0,622*** [0,0376]	-0,552*** [0,0299]	-0,437*** [0,0282]	-0,287*** [0,0328]	-0,351*** [0,0469]
Noreste	-0,706*** [0,0645]	-0,651*** [0,0502]	-0,600*** [0,0382]	-0,464*** [0,0356]	-0,347*** [0,0406]	-0,364*** [0,0561]
Cuyo	-0,238*** [0,0506]	-0,265*** [0,0463]	-0,262*** [0,0372]	-0,303*** [0,0343]	-0,167*** [0,0399]	-0,201*** [0,0583]
Pampeana	-0,0978*** [0,0322]	-0,134*** [0,0321]	-0,188*** [0,0278]	-0,190*** [0,0278]	-0,281*** [0,0313]	-0,328*** [0,0447]
Patagónica	-0,122*** [0,0418]	-0,0743* [0,0403]	-0,0523 [0,0356]	0,0807** [0,0378]	0,171*** [0,0486]	0,248*** [0,0761]
Constante	1,462*** [0,0914]	1,693*** [0,0758]	1,866*** [0,0582]	2,160*** [0,0499]	2,910*** [0,0481]	3,341*** [0,0674]
Número de observaciones	7,337	7,337	7,337	7,337	7,337	7,337
R ² ajustado	0,165	0,283	0,335	0,364	0,234	0,138

Cuadro IV.A.5 (continuación)

Variables	2013					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Formal	0,695*** [0,0283]	0,707*** [0,0228]	0,562*** [0,0182]	0,309*** [0,0122]	0,0912*** [0,0118]	0,0214* [0,0119]
Nivel educativo						
Secundario incompleto	0,101** [0,0454]	0,0659** [0,0330]	0,0842*** [0,0252]	0,0750*** [0,0162]	0,0795*** [0,0142]	0,0761*** [0,0135]
Secundario completo	0,204*** [0,0383]	0,185*** [0,0284]	0,184*** [0,0221]	0,166*** [0,0150]	0,150*** [0,0139]	0,134*** [0,0133]
Terciario incompleto	0,316*** [0,0408]	0,311*** [0,0311]	0,312*** [0,0249]	0,313*** [0,0180]	0,276*** [0,0190]	0,253*** [0,0192]
Terciario completo	0,284*** [0,0356]	0,342*** [0,0274]	0,413*** [0,0223]	0,509*** [0,0167]	0,707*** [0,0196]	0,567*** [0,0208]
Tramo etario						
Menos de 25 años	-0,262*** [0,0377]	-0,240*** [0,0272]	-0,176*** [0,0207]	-0,0990*** [0,0139]	-0,0333** [0,0140]	-0,00157 [0,0137]
Más de 45 años	-0,0125 [0,0195]	0,0318** [0,0152]	0,0482*** [0,0126]	0,0632*** [0,00992]	0,167*** [0,0141]	0,191*** [0,0163]
Categoría ocupacional						
Asalariado público	0,00949 [0,0441]	0,0132 [0,0369]	0,101*** [0,0344]	0,179*** [0,0314]	0,258*** [0,0513]	0,120** [0,0589]
Rama de actividad						
Construcción	0,352*** [0,0890]	0,0924 [0,0874]	0,0249 [0,0799]	0,156*** [0,0595]	-0,131* [0,0768]	-0,0839 [0,0912]
Comercio	0,00157 [0,0462]	-0,0869** [0,0350]	-0,0914*** [0,0292]	-0,0636*** [0,0225]	-0,241*** [0,0262]	-0,228*** [0,0296]
Transporte	0,0105 [0,0705]	0,0227 [0,0533]	0,0571 [0,0481]	0,0615 [0,0401]	-0,180*** [0,0484]	-0,197*** [0,0518]
Servicios financieros	0,229*** [0,0436]	0,164*** [0,0357]	0,151*** [0,0321]	0,141*** [0,0267]	-0,126*** [0,0330]	-0,195*** [0,0353]
Servicios personales	0,192*** [0,0427]	0,119*** [0,0341]	0,155*** [0,0298]	0,128*** [0,0251]	-0,0552* [0,0326]	-0,101*** [0,0368]
Servicio doméstico	-0,139*** [0,0527]	-0,237*** [0,0391]	-0,183*** [0,0313]	-0,105*** [0,0220]	-0,179*** [0,0249]	-0,185*** [0,0280]
Administración pública	0,226*** [0,0575]	0,178*** [0,0465]	0,152*** [0,0424]	0,135*** [0,0373]	-0,0596 [0,0568]	-0,0322 [0,0657]
Otros	0,148*** [0,0555]	0,0968** [0,0427]	0,0554 [0,0364]	0,0600** [0,0286]	-0,163*** [0,0336]	-0,198*** [0,0364]
Casados	0,0536*** [0,0179]	0,0983*** [0,0140]	0,0987*** [0,0115]	0,0979*** [0,00895]	0,0857*** [0,0116]	0,0898*** [0,0127]

Cuadro IV.A.5 (continuación)

Variables	2013					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Región						
Noroeste	-0,544***	-0,566***	-0,473***	-0,285***	-0,168***	-0,168***
	[0,0311]	[0,0242]	[0,0201]	[0,0158]	[0,0190]	[0,0206]
Noreste	-0,586***	-0,570***	-0,497***	-0,316***	-0,263***	-0,216***
	[0,0396]	[0,0296]	[0,0237]	[0,0180]	[0,0210]	[0,0223]
Cuyo	-0,209***	-0,282***	-0,282***	-0,216***	-0,121***	-0,113***
	[0,0337]	[0,0282]	[0,0238]	[0,0183]	[0,0224]	[0,0244]
Pampeana	-0,0751***	-0,104***	-0,102***	-0,0654***	-0,0297	-0,0406**
	[0,0241]	[0,0212]	[0,0188]	[0,0154]	[0,0186]	[0,0207]
Patagónica	-0,0186	0,00624	0,0844***	0,251***	0,508***	0,479***
	[0,0254]	[0,0230]	[0,0207]	[0,0181]	[0,0268]	[0,0326]
Constante	1,820***	2,231***	2,428***	2,775***	3,444***	3,839***
	[0,0645]	[0,0473]	[0,0378]	[0,0275]	[0,0313]	[0,0341]
Número de observaciones	19,641	19,641	19,641	19,641	19,641	19,641
R ² ajustado	0,185	0,305	0,351	0,386	0,269	0,156
Variables	2003 (¥) ^b					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Formal	0,523***	0,552***	0,398***	0,266***	0,0494**	0,0379
	[0,0574]	[0,0451]	[0,0386]	[0,0317]	[0,0251]	[0,0332]
Nivel educativo						
Secundario incompleto	0,0186	0,0545	0,117***	0,120***	0,118***	0,103***
	[0,0760]	[0,0573]	[0,0443]	[0,0365]	[0,0268]	[0,0335]
Secundario completo	0,206***	0,231***	0,223***	0,223***	0,203***	0,153***
	[0,0607]	[0,0481]	[0,0400]	[0,0335]	[0,0267]	[0,0326]
Terciario incompleto	0,275***	0,341***	0,354***	0,388***	0,351***	0,306***
	[0,0627]	[0,0521]	[0,0443]	[0,0396]	[0,0367]	[0,0471]
Terciario completo	0,191***	0,321***	0,419***	0,675***	0,809***	0,841***
	[0,0541]	[0,0457]	[0,0381]	[0,0353]	[0,0373]	[0,0544]
Tramo etario						
Menos de 25 años	-0,371***	-0,348***	-0,237***	-0,175***	-0,0248	-0,00447
	[0,0597]	[0,0468]	[0,0354]	[0,0293]	[0,0245]	[0,0291]
Más de 45 años	0,0398	0,0438	0,0717***	0,135***	0,269***	0,285***
	[0,0318]	[0,0266]	[0,0230]	[0,0229]	[0,0281]	[0,0422]
Categoría ocupacional						
Asalariado público	0,141***	0,148***	0,0715	0,125**	0,0764	-0,0104
	[0,0458]	[0,0532]	[0,0437]	[0,0559]	[0,0864]	[0,123]
Rama de actividad						
Construcción	0,225	0,178	0,331***	0,197	0,0788	0,205
	[0,137]	[0,141]	[0,119]	[0,142]	[0,153]	[0,236]
Comercio	-0,0159	-0,0202	-0,0486	-0,0868*	-0,0843*	-0,102*
	[0,0782]	[0,0703]	[0,0560]	[0,0483]	[0,0450]	[0,0594]
Transporte	0,0867	0,160	0,123	0,260***	0,0438	-0,226***
	[0,106]	[0,100]	[0,0853]	[0,0916]	[0,0927]	[0,0850]
Servicios financieros	0,220***	0,253***	0,273***	0,283***	0,244***	0,266***
	[0,0769]	[0,0749]	[0,0626]	[0,0599]	[0,0647]	[0,0924]
Servicios personales	0,224***	0,363***	0,345***	0,308***	0,111*	0,0261
	[0,0707]	[0,0651]	[0,0542]	[0,0527]	[0,0582]	[0,0801]

Cuadro IV.A.5 (conclusión)

Variables	2003 (₺) ^b					
	D1	D2	D3	D5	D8	D9
Rama de actividad						
Servicio doméstico	-0,0360	-0,0431	-0,0306	0,0929*	0,0195	-0,0190
	[0,0952]	[0,0765]	[0,0625]	[0,0508]	[0,0429]	[0,0555]
Administración pública	0,135*	0,282***	0,391***	0,438***	0,294***	0,280**
	[0,0790]	[0,0791]	[0,0637]	[0,0694]	[0,0958]	[0,135]
Otros	0,0733	0,165**	0,215***	0,201***	0,185***	0,160*
	[0,0954]	[0,0835]	[0,0670]	[0,0633]	[0,0669]	[0,0896]
Casados	0,136***	0,135***	0,140***	0,158***	0,115***	0,111***
	[0,0297]	[0,0254]	[0,0215]	[0,0209]	[0,0229]	[0,0320]
Región						
Noroeste	-0,480***	-0,590***	-0,498***	-0,415***	-0,316***	-0,386***
	[0,0471]	[0,0386]	[0,0321]	[0,0310]	[0,0357]	[0,0519]
Noreste	-0,621***	-0,577***	-0,519***	-0,430***	-0,387***	-0,421***
	[0,0631]	[0,0496]	[0,0406]	[0,0387]	[0,0441]	[0,0605]
Cuyo	-0,189***	-0,264***	-0,218***	-0,273***	-0,179***	-0,248***
	[0,0488]	[0,0476]	[0,0391]	[0,0386]	[0,0433]	[0,0626]
Pampeana	-0,0867***	-0,141***	-0,177***	-0,208***	-0,308***	-0,353***
	[0,0327]	[0,0324]	[0,0305]	[0,0309]	[0,0337]	[0,0488]
Patagónica	-0,107**	-0,0626	-0,0353	0,0751*	0,150***	0,199**
	[0,0419]	[0,0404]	[0,0403]	[0,0429]	[0,0512]	[0,0779]
Constante	1,517***	1,706***	1,947***	2,206***	2,978***	3,430***
	[0,0968]	[0,0782]	[0,0653]	[0,0566]	[0,0539]	[0,0756]
Número de observaciones	7,337	7,337	7,337	7,337	7,337	7,337
R ² ajustado	0,164	0,288	0,330	0,363	0,236	0,137

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

- ^a *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$. Los errores estándares se presentan entre corchetes. La categoría de base de nivel educativo es "hasta primario completo"; la de tramo etario, "25 a 45 años"; la de categoría ocupacional, "asalariado privado"; la de rama de actividad, "industria", y la de región "Gran Buenos Aires".
- ^b Corresponde a los casos observados en 2003 reponderados de forma tal de reflejar los atributos medios correspondientes a 2013.

Cuadro IV.A.6
Argentina: regresiones de la función de influencia recentrada (RIF)
sobre indicadores de desigualdad salarial, 2003-2013

A. Total de asalariados^a

Variables	ln(p90/p10)			ln(p50/p10)			ln(p90/p50)		
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b
Formal	-0,555***	-0,674***	-0,556***	-0,251***	-0,338***	-0,275***	-0,304***	-0,336***	-0,281***
	[0,0332]	[0,0179]	[0,0375]	[0,0277]	[0,0166]	[0,0317]	[0,0237]	[0,00953]	[0,0252]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,0293	0,0347	0,0729*	-0,0303	0,00884	0,00782	0,0596**	0,0259**	0,0651**
	[0,0409]	[0,0233]	[0,0441]	[0,0372]	[0,0220]	[0,0397]	[0,0247]	[0,0119]	[0,0271]
Secundario completo	0,0448	0,0184	0,0990**	-0,0324	0,0287	-0,00469	0,0772***	-0,0103	0,104***
	[0,0392]	[0,0206]	[0,0425]	[0,0333]	[0,0191]	[0,0350]	[0,0273]	[0,0118]	[0,0305]
Terciario incompleto	0,162***	0,0738***	0,196***	0,0652*	0,0618***	0,106***	0,0964**	0,0120	0,0894**
	[0,0484]	[0,0249]	[0,0515]	[0,0360]	[0,0215]	[0,0373]	[0,0381]	[0,0167]	[0,0420]
Terciario completo	0,996***	0,454***	0,972***	0,382***	0,257***	0,401***	0,614***	0,197***	0,571***
	[0,0516]	[0,0240]	[0,0571]	[0,0311]	[0,0186]	[0,0331]	[0,0444]	[0,0180]	[0,0495]
Tramo etario									
Menos de 25 años	0,319***	0,198***	0,308***	0,154***	0,107***	0,134***	0,165***	0,0907***	0,174***
	[0,0435]	[0,0225]	[0,0450]	[0,0392]	[0,0211]	[0,0404]	[0,0244]	[0,0112]	[0,0268]
Más de 45 años	0,280***	0,184***	0,315***	0,0823***	0,0681***	0,0953***	0,198***	0,116***	0,220***
	[0,0337]	[0,0157]	[0,0376]	[0,0218]	[0,0119]	[0,0222]	[0,0284]	[0,0119]	[0,0328]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	-0,200***	0,162***	-0,250***	-0,0117	0,0986***	-0,00333	-0,188***	0,0637*	-0,247***
	[0,0723]	[0,0412]	[0,0823]	[0,0414]	[0,0241]	[0,0406]	[0,0656]	[0,0358]	[0,0789]
Rama de actividad									
Construcción	0,0980	-0,229***	0,0707	0,0268	-0,239***	0,0117	0,0712	0,00942	0,0590
	[0,0747]	[0,0306]	[0,0800]	[0,0658]	[0,0283]	[0,0631]	[0,0436]	[0,0178]	[0,0582]
Comercio	-0,100**	-0,123***	-0,126**	-0,0923**	-0,0355*	-0,103**	-0,00803	-0,0879***	-0,0230
	[0,0495]	[0,0240]	[0,0495]	[0,0430]	[0,0214]	[0,0405]	[0,0333]	[0,0166]	[0,0388]
Transporte	-0,00364	-0,0162	0,00896	0,0431	0,138***	0,104**	-0,0467	-0,154***	-0,0952*
	[0,0667]	[0,0326]	[0,0681]	[0,0548]	[0,0276]	[0,0517]	[0,0472]	[0,0227]	[0,0551]
Servicios financieros	0,173**	-0,155***	0,155**	0,0464	-0,0136	0,0462	0,126**	-0,142***	0,109*
	[0,0679]	[0,0292]	[0,0705]	[0,0483]	[0,0238]	[0,0466]	[0,0538]	[0,0227]	[0,0601]
Servicios personales	-0,159**	-0,114***	-0,150**	0,0142	-0,0205	0,0420	-0,174***	-0,0936***	-0,192***
	[0,0724]	[0,0338]	[0,0745]	[0,0473]	[0,0250]	[0,0456]	[0,0624]	[0,0279]	[0,0680]
Servicio doméstico	-0,00951	0,196***	0,105	0,0271	0,162***	0,0723	-0,0366	0,0339*	0,0329
	[0,0678]	[0,0364]	[0,0732]	[0,0592]	[0,0332]	[0,0628]	[0,0414]	[0,0188]	[0,0462]
Administración pública	0,159*	-0,155***	0,217**	0,126**	-0,00936	0,186***	0,0324	-0,146***	0,0311
	[0,0837]	[0,0458]	[0,0935]	[0,0524]	[0,0291]	[0,0511]	[0,0736]	[0,0390]	[0,0874]

Cuadro IV.A.6 (continuación)

Variables	ln(p90/p10)			ln(p50/p10)			ln(p90/p50)		
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b
Rama de actividad									
Otros	0,250***	0,0408	0,258***	0,135***	0,0598**	0,160***	0,114**	-0,0191	0,0973
	[0,0686]	[0,0302]	[0,0737]	[0,0500]	[0,0247]	[0,0465]	[0,0523]	[0,0214]	[0,0626]
Casados	0,0172	-0,00699	0,0214	-0,00849	-0,0105	0,0196	0,0257	0,00350	0,00178
	[0,0309]	[0,0144]	[0,0331]	[0,0234]	[0,0120]	[0,0234]	[0,0237]	[0,00992]	[0,0271]
Hombres	0,152***	0,0199	0,177***	0,0620***	-0,0269**	0,0505**	0,0905***	0,0468***	0,126***
	[0,0337]	[0,0157]	[0,0351]	[0,0230]	[0,0121]	[0,0225]	[0,0279]	[0,0120]	[0,0309]
Región									
Noroeste	0,145***	0,238***	0,0326	0,143***	0,166***	0,0702**	0,00182	0,0721***	-0,0377
	[0,0450]	[0,0229]	[0,0484]	[0,0333]	[0,0194]	[0,0323]	[0,0344]	[0,0156]	[0,0402]
Noreste	0,279***	0,244***	0,102*	0,263***	0,165***	0,142***	0,0162	0,0784***	-0,0401
	[0,0584]	[0,0279]	[0,0604]	[0,0465]	[0,0245]	[0,0452]	[0,0401]	[0,0173]	[0,0458]
Cuyo	-0,0274	-0,0218	-0,160***	-0,0467	-0,0607***	-0,101***	0,0193	0,0389**	-0,0590
	[0,0526]	[0,0248]	[0,0550]	[0,0386]	[0,0210]	[0,0378]	[0,0414]	[0,0179]	[0,0464]
Pampeana	-0,192***	-0,0378*	-0,263***	-0,0754***	-0,0190	-0,118***	-0,117***	-0,0188	-0,145***
	[0,0389]	[0,0201]	[0,0422]	[0,0263]	[0,0160]	[0,0256]	[0,0332]	[0,0157]	[0,0381]
Patagónica	0,372***	0,633***	0,318***	0,188***	0,292***	0,160***	0,184***	0,341***	0,158**
	[0,0600]	[0,0276]	[0,0664]	[0,0321]	[0,0167]	[0,0318]	[0,0544]	[0,0238]	[0,0617]
Constante	1,763***	1,792***	1,777***	0,875***	0,886***	0,802***	0,888***	0,906***	0,975***
	[0,0684]	[0,0370]	[0,0748]	[0,0540]	[0,0322]	[0,0536]	[0,0495]	[0,0237]	[0,0594]
Núm. de observaciones	16,804	45,690	16,804	16,804	45,690	16,804	16,804	45,690	16,804
R ² ajustado	0,059	0,078	0,061	0,027	0,038	0,034	0,032	0,043	0,032
Variables	Índice de Gini			Índice de Theil					
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b			
Formal	-0,114***	-0,140***	-0,110***	-0,180***	-0,182***	-0,163***			
	[0,00969]	[0,00507]	[0,0106]	[0,0324]	[0,0175]	[0,0350]			
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,0113*	0,00480	0,0167**	0,0217	0,00893	0,0351			
	[0,00616]	[0,00354]	[0,00785]	[0,0147]	[0,00592]	[0,0214]			
Secundario completo	0,0127	0,00254	0,0162	0,0312	0,0130	0,0415			
	[0,00853]	[0,00383]	[0,0109]	[0,0288]	[0,00867]	[0,0358]			
Terciario incompleto	0,0223**	0,0137**	0,0270*	0,0383	0,0226*	0,0538			
	[0,0109]	[0,00533]	[0,0153]	[0,0282]	[0,0117]	[0,0459]			
Terciario completo	0,192***	0,0994***	0,186***	0,327***	0,151***	0,347***			
	[0,0200]	[0,0100]	[0,0330]	[0,0688]	[0,0354]	[0,114]			
Tramo etario									
Menos de 25 años	0,0525***	0,0301***	0,0505***	0,0772***	0,0281**	0,0721***			
	[0,00842]	[0,00422]	[0,00788]	[0,0253]	[0,0122]	[0,0219]			
Más de 45 años	0,0608***	0,0401***	0,0672***	0,107***	0,0553***	0,128**			
	[0,0106]	[0,00492]	[0,0160]	[0,0353]	[0,0138]	[0,0544]			

Cuadro IV.A.6 (continuación)

Variables	Índice de Gini			Índice de Theil		
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b
Categoría ocupacional						
Asalariado público	-0,0711***	0,0298*	-0,0829***	-0,151***	0,0319	-0,166***
	[0,0154]	[0,0169]	[0,0199]	[0,0423]	[0,0472]	[0,0560]
Rama de actividad						
Construcción	0,0287	-0,00209	0,0498	0,0676	0,0104	0,138
	[0,0190]	[0,00487]	[0,0363]	[0,0591]	[0,00802]	[0,124]
Comercio	-0,00693	-0,00242	-0,00170	0,00203	0,0203***	0,0182
	[0,0103]	[0,00425]	[0,0117]	[0,0249]	[0,00768]	[0,0285]
Transporte	-0,0136	0,0140	-0,0161	-0,0336	0,0918	-0,0341
	[0,0122]	[0,0161]	[0,0137]	[0,0248]	[0,0642]	[0,0277]
Servicios financieros	0,0365	-0,0187***	0,0292	0,133	-0,0130	0,109
	[0,0304]	[0,00626]	[0,0289]	[0,124]	[0,0119]	[0,115]
Servicios personales	-0,0589***	-0,00762	-0,0753***	-0,0847	0,0111	-0,136**
	[0,0221]	[0,0108]	[0,0202]	[0,0637]	[0,0288]	[0,0547]
Servicio doméstico	-0,00150	0,0440***	0,0301*	0,0123	0,0749***	0,0719
	[0,0137]	[0,00636]	[0,0164]	[0,0383]	[0,0142]	[0,0475]
Administración pública	0,0150	-0,0160	0,0165	0,0410	0,000214	0,0232
	[0,0171]	[0,0172]	[0,0177]	[0,0411]	[0,0469]	[0,0357]
Otros	0,0393**	0,0228***	0,0367*	0,0616	0,0398***	0,0491
	[0,0165]	[0,00633]	[0,0191]	[0,0375]	[0,0106]	[0,0443]
Casados	-0,00206	-0,000379	-0,00638	-0,00438	-0,00394	-0,0105
	[0,00717]	[0,00405]	[0,00767]	[0,0200]	[0,0127]	[0,0206]
Hombres	0,0456***	0,0229***	0,0526***	0,0970***	0,0450***	0,111***
	[0,00943]	[0,00499]	[0,0101]	[0,0290]	[0,0149]	[0,0303]
Región						
Noroeste	0,0104	0,0159*	0,00269	-0,0159	-0,0287	-0,0295
	[0,0113]	[0,00926]	[0,0136]	[0,0347]	[0,0340]	[0,0437]
Noreste	0,0258**	0,0138	0,0132	0,00459	-0,0309	-0,0184
	[0,0123]	[0,00941]	[0,0144]	[0,0366]	[0,0335]	[0,0452]
Cuyo	-0,00217	-0,0127	-0,0174	-0,0109	-0,0489	-0,0476
	[0,0151]	[0,0102]	[0,0153]	[0,0473]	[0,0359]	[0,0481]
Pampeana	-0,0263**	-0,0270***	-0,0281*	-0,0498	-0,0717**	-0,0539
	[0,0127]	[0,00919]	[0,0149]	[0,0425]	[0,0334]	[0,0500]
Patagónica	0,0390**	0,0903***	0,0420	0,0292	0,0470	0,0623
	[0,0185]	[0,0104]	[0,0316]	[0,0565]	[0,0320]	[0,108]
Constante	0,406***	0,382***	0,402***	0,302***	0,271***	0,273***
	[0,0170]	[0,00985]	[0,0294]	[0,0474]	[0,0311]	[0,0950]
Núm. de observaciones	16,804	45,690	16,804	16,804	45,690	16,804
R ² ajustado	0,034	0,037	0,035	0,009	0,007	0,011

Cuadro IV.A.6 (continuación)

B. Hombres^a

Variables	ln(p90/p10)			ln(p50/p10)			ln(p90/p50)		
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b
Formal	-0,603***	-0,701***	-0,613***	-0,264***	-0,335***	-0,324***	-0,339***	-0,365***	-0,289***
	[0,0431]	[0,0225]	[0,0493]	[0,0352]	[0,0202]	[0,0400]	[0,0307]	[0,0128]	[0,0344]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,0191	0,0350	0,0686	-0,0852*	-0,00192	-0,0464	0,104***	0,0369**	0,115***
	[0,0512]	[0,0268]	[0,0546]	[0,0454]	[0,0245]	[0,0483]	[0,0316]	[0,0156]	[0,0348]
Secundario completo	0,0906*	0,0322	0,183***	-0,0733*	0,0198	-0,0181	0,164***	0,0124	0,201***
	[0,0521]	[0,0242]	[0,0576]	[0,0416]	[0,0213]	[0,0441]	[0,0377]	[0,0159]	[0,0433]
Terciario incompleto	0,287***	0,136***	0,276***	0,0273	0,0533**	0,0906**	0,260***	0,0829***	0,186***
	[0,0673]	[0,0317]	[0,0712]	[0,0447]	[0,0246]	[0,0459]	[0,0549]	[0,0240]	[0,0608]
Terciario completo	1,324***	0,599***	1,227***	0,273***	0,236***	0,306***	1,052***	0,363***	0,921***
	[0,0812]	[0,0332]	[0,0904]	[0,0385]	[0,0212]	[0,0417]	[0,0724]	[0,0279]	[0,0813]
Tramo etario									
Menos de 25 años	0,334***	0,163***	0,287***	0,165***	0,0790***	0,0928*	0,169***	0,0840***	0,194***
	[0,0609]	[0,0276]	[0,0640]	[0,0539]	[0,0253]	[0,0550]	[0,0339]	[0,0150]	[0,0404]
Más de 45 años	0,292***	0,194***	0,385***	0,0770***	0,0720***	0,106***	0,215***	0,122***	0,279***
	[0,0467]	[0,0207]	[0,0558]	[0,0298]	[0,0147]	[0,0306]	[0,0391]	[0,0167]	[0,0487]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	-0,117	0,205***	-0,316***	0,0314	0,0612**	0,00242	-0,148*	0,143***	-0,318***
	[0,0901]	[0,0517]	[0,109]	[0,0506]	[0,0274]	[0,0490]	[0,0807]	[0,0456]	[0,104]
Rama de actividad									
Construcción	0,113	-0,195***	0,111	0,0404	-0,184***	-0,00186	0,0722	-0,0114	0,113*
	[0,0816]	[0,0326]	[0,0885]	[0,0707]	[0,0291]	[0,0685]	[0,0483]	[0,0200]	[0,0646]
Comercio	-0,129**	-0,171***	-0,149**	-0,0751	-0,0298	-0,111**	-0,0538	-0,141***	-0,0384
	[0,0590]	[0,0277]	[0,0603]	[0,0499]	[0,0238]	[0,0476]	[0,0405]	[0,0201]	[0,0477]
Transporte	0,0819	-0,00196	0,0779	0,0951	0,159***	0,0641	-0,0132	-0,161***	0,0138
	[0,0763]	[0,0356]	[0,0806]	[0,0606]	[0,0285]	[0,0572]	[0,0545]	[0,0259]	[0,0656]
Servicios financieros	0,256***	-0,0809**	0,168*	0,105*	0,0146	0,0473	0,151**	-0,0955***	0,121
	[0,0868]	[0,0384]	[0,0903]	[0,0595]	[0,0289]	[0,0565]	[0,0684]	[0,0300]	[0,0774]
Servicios personales	0,0407	-0,0550	-0,0196	0,184**	-0,00779	0,0993	-0,144	-0,0473	-0,119
	[0,137]	[0,0621]	[0,141]	[0,0738]	[0,0378]	[0,0712]	[0,123]	[0,0540]	[0,132]
Servicio doméstico	0,247	0,260	0,166	0,300	0,381*	0,220	-0,0537	-0,121*	-0,0537
	[0,319]	[0,212]	[0,310]	[0,301]	[0,198]	[0,293]	[0,122]	[0,0664]	[0,126]
Administración pública	0,101	-0,206***	0,211*	0,118*	0,0181	0,109*	-0,0169	-0,224***	0,103
	[0,103]	[0,0570]	[0,123]	[0,0620]	[0,0326]	[0,0600]	[0,0911]	[0,0496]	[0,115]
Otros	0,366***	0,111***	0,317***	0,183***	0,112***	0,126**	0,183***	-0,000118	0,190**
	[0,0845]	[0,0350]	[0,0927]	[0,0580]	[0,0268]	[0,0532]	[0,0656]	[0,0258]	[0,0801]

Cuadro IV.A.6 (continuación)

Variables	ln(p90/p10)			ln(p50/p10)			ln(p90/p50)		
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b
Casados	0,0698	-0,0316	0,0691	-0,0279	-0,0560***	0,00709	0,0978***	0,0244*	0,0620
	[0,0470]	[0,0198]	[0,0516]	[0,0364]	[0,0159]	[0,0359]	[0,0338]	[0,0143]	[0,0417]
Región									
Noroeste	0,103*	0,124***	0,000739	0,166***	0,0906***	0,0944**	-0,0629	0,0336	-0,0937
	[0,0624]	[0,0295]	[0,0695]	[0,0459]	[0,0241]	[0,0440]	[0,0468]	[0,0212]	[0,0580]
Noreste	0,188**	0,177***	0,0323	0,196***	0,122***	0,101	-0,00828	0,0555**	-0,0688
	[0,0791]	[0,0362]	[0,0850]	[0,0632]	[0,0307]	[0,0617]	[0,0536]	[0,0236]	[0,0652]
Cuyo	-0,130*	-0,0963***	-0,238***	-0,0595	-0,0797***	-0,102**	-0,0702	-0,0167	-0,135**
	[0,0705]	[0,0315]	[0,0772]	[0,0526]	[0,0259]	[0,0519]	[0,0542]	[0,0239]	[0,0647]
Pampeana	-0,168***	-0,0768***	-0,228***	-0,0982***	-0,0336*	-0,122***	-0,0702	-0,0432**	-0,106*
	[0,0544]	[0,0267]	[0,0616]	[0,0362]	[0,0201]	[0,0350]	[0,0456]	[0,0215]	[0,0553]
Patagónica	0,369***	0,800***	0,312***	0,107**	0,304***	0,146***	0,262***	0,497***	0,166*
	[0,0824]	[0,0380]	[0,0952]	[0,0417]	[0,0202]	[0,0412]	[0,0742]	[0,0338]	[0,0885]
Constante	1,819***	1,805***	1,904***	0,986***	0,874***	1,007***	0,833***	0,932***	0,898***
	[0,0814]	[0,0421]	[0,0921]	[0,0632]	[0,0353]	[0,0635]	[0,0590]	[0,0288]	[0,0741]
Número de observaciones	9,467	26,049	9,467	9,467	26,049	9,467	9,467	26,049	9,467
R ² ajustado	0,072	0,090	0,074	0,024	0,037	0,027	0,056	0,057	0,050
Variables	Índice de Gini			Índice de Theil					
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b			
Formal	-0,115***	-0,150***	-0,115***	-0,184***	-0,195***	-0,174***			
	[0,0130]	[0,00678]	[0,0144]	[0,0484]	[0,0248]	[0,0499]			
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,0173**	0,00909**	0,0218**	0,0361*	0,0156*	0,0466*			
	[0,00778]	[0,00444]	[0,00921]	[0,0197]	[0,00799]	[0,0253]			
Secundario completo	0,0229*	0,00556	0,0254*	0,0509	0,0154	0,0538			
	[0,0124]	[0,00489]	[0,0136]	[0,0451]	[0,0113]	[0,0445]			
Terciario incompleto	0,0329**	0,0241***	0,0374*	0,0268	0,0297**	0,0554			
	[0,0139]	[0,00676]	[0,0199]	[0,0319]	[0,0127]	[0,0577]			
Terciario completo	0,309***	0,158***	0,277***	0,582***	0,271***	0,567***			
	[0,0382]	[0,0187]	[0,0565]	[0,140]	[0,0696]	[0,201]			
Tramo etario									
Menos de 25 años	0,0538***	0,0296***	0,0553***	0,0842***	0,0310	0,0926***			
	[0,0106]	[0,00622]	[0,0117]	[0,0314]	[0,0204]	[0,0339]			
Más de 45 años	0,0787***	0,0467***	0,0932***	0,163***	0,0731***	0,202**			
	[0,0164]	[0,00729]	[0,0248]	[0,0589]	[0,0220]	[0,0866]			
Categoría ocupacional									
Asalariado público	-0,0761***	0,0353	-0,0974***	-0,186***	0,0333	-0,210***			
	[0,0208]	[0,0223]	[0,0270]	[0,0631]	[0,0660]	[0,0804]			

Cuadro IV.A.6 (continuación)

Variables	Índice de Gini			Índice de Theil		
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b
Rama de actividad						
Construcción	0,0409**	0,00646	0,0672*	0,103	0,0279**	0,183
	[0,0199]	[0,00561]	[0,0389]	[0,0654]	[0,0110]	[0,136]
Comercio	-0,00558	-0,00917*	0,00128	0,0201	0,0105	0,0375
	[0,0115]	[0,00483]	[0,0128]	[0,0296]	[0,00777]	[0,0321]
Transporte	0,00550	0,0252	0,00510	0,00637	0,115	0,00757
	[0,0131]	[0,0185]	[0,0145]	[0,0260]	[0,0738]	[0,0283]
Servicios financieros	0,0712	-0,00948	0,0543	0,257	-0,0166	0,212
	[0,0453]	[0,00806]	[0,0424]	[0,195]	[0,0147]	[0,179]
Servicios personales	-0,0705**	-0,0106	-0,0939***	-0,181***	-0,0402	-0,225***
	[0,0290]	[0,0182]	[0,0307]	[0,0652]	[0,0403]	[0,0808]
Servicio doméstico	0,0346	0,0282	0,0386	0,0523	0,0408	0,0651
	[0,0332]	[0,0244]	[0,0348]	[0,0549]	[0,0319]	[0,0641]
Administración pública	0,0291	-0,0181	0,0379*	0,0825*	0,00445	0,0716*
	[0,0208]	[0,0229]	[0,0217]	[0,0501]	[0,0661]	[0,0411]
Otros	0,0502***	0,0394***	0,0391*	0,0684*	0,0591***	0,0352
	[0,0184]	[0,00778]	[0,0234]	[0,0413]	[0,0134]	[0,0582]
Casados	0,0134	-0,00224	0,00710	0,0316	-0,00995	0,0204
	[0,0112]	[0,00614]	[0,0127]	[0,0347]	[0,0209]	[0,0358]
Región						
Noroeste	0,0113	-0,0141	0,00372	-0,00462	-0,0917	-0,0232
	[0,0154]	[0,0150]	[0,0201]	[0,0518]	[0,0579]	[0,0681]
Noreste	0,0241	-0,00903	0,0140	0,00571	-0,0829	-0,0230
	[0,0170]	[0,0152]	[0,0213]	[0,0558]	[0,0570]	[0,0720]
Cuyo	-0,0116	-0,0374**	-0,0199	-0,0272	-0,0990*	-0,0517
	[0,0180]	[0,0160]	[0,0217]	[0,0596]	[0,0596]	[0,0729]
Pampeana	-0,00350	-0,0500***	-0,00588	-0,00281	-0,127**	-0,0192
	[0,0186]	[0,0149]	[0,0221]	[0,0686]	[0,0571]	[0,0776]
Patagónica	0,0619**	0,0958***	0,0698	0,0852	0,0181	0,140
	[0,0281]	[0,0164]	[0,0507]	[0,0926]	[0,0552]	[0,180]
Constante	0,407***	0,414***	0,410***	0,305***	0,341***	0,284**
	[0,0169]	[0,0160]	[0,0373]	[0,0449]	[0,0613]	[0,126]
Núm. de observaciones	9,467	26,049	9,467	9,467	26,049	9,467
R ² ajustado	0,042	0,040	0,042	0,012	0,008	0,015

Cuadro IV.A.6 (continuación)

C. Mujeres^a

Variables	ln(p90/p10)			ln(p50/p10)			ln(p90/p50)		
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b
Formal	-0,415*** [0,0523]	-0,673*** [0,0306]	-0,485*** [0,0658]	-0,151*** [0,0449]	-0,385*** [0,0291]	-0,257*** [0,0599]	-0,264*** [0,0388]	-0,288*** [0,0149]	-0,228*** [0,0398]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,0663 [0,0696]	-0,0251 [0,0474]	0,0849 [0,0827]	0,0837 [0,0648]	-0,0263 [0,0458]	0,101 [0,0773]	-0,0174 [0,0412]	0,00114 [0,0190]	-0,0161 [0,0436]
Secundario completo	-0,0481 [0,0608]	-0,0702* [0,0407]	-0,0526 [0,0687]	0,0220 [0,0561]	-0,0373 [0,0393]	0,0168 [0,0647]	-0,0701* [0,0401]	-0,0329* [0,0181]	-0,0694* [0,0411]
Terciario incompleto	0,0335 [0,0725]	-0,0622 [0,0452]	0,0311 [0,0784]	0,117* [0,0619]	-0,00307 [0,0425]	0,113 [0,0699]	-0,0840 [0,0534]	-0,0592** [0,0239]	-0,0818 [0,0548]
Terciario completo	0,675*** [0,0687]	0,284*** [0,0414]	0,650*** [0,0765]	0,500*** [0,0524]	0,225*** [0,0373]	0,484*** [0,0603]	0,175*** [0,0553]	0,0586** [0,0245]	0,166*** [0,0579]
Tramo etario									
Menos de 25 años	0,358*** [0,0627]	0,261*** [0,0403]	0,367*** [0,0667]	0,169*** [0,0579]	0,163*** [0,0387]	0,196*** [0,0632]	0,190*** [0,0359]	0,0974*** [0,0176]	0,170*** [0,0368]
Más de 45 años	0,250*** [0,0481]	0,203*** [0,0256]	0,245*** [0,0525]	0,0927*** [0,0322]	0,0757*** [0,0206]	0,0950*** [0,0359]	0,157*** [0,0409]	0,127*** [0,0176]	0,151*** [0,0440]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	-0,158 [0,127]	0,111 [0,0734]	-0,151 [0,131]	-0,0355 [0,0717]	0,169*** [0,0494]	-0,0156 [0,0694]	-0,123 [0,118]	-0,0581 [0,0610]	-0,135 [0,126]
Rama de actividad									
Construcción	-0,0807 [0,270]	-0,436*** [0,128]	-0,0197 [0,266]	-0,192 [0,195]	-0,196* [0,103]	-0,0275 [0,188]	0,111 [0,229]	-0,240** [0,0996]	0,00784 [0,248]
Comercio	-0,103 [0,0982]	-0,230*** [0,0544]	-0,0863 [0,0980]	-0,112 [0,0885]	-0,0652 [0,0489]	-0,0709 [0,0881]	0,00897 [0,0628]	-0,165*** [0,0329]	-0,0154 [0,0690]
Transporte	-0,310** [0,151]	-0,207** [0,0884]	-0,313** [0,135]	0,113 [0,132]	0,0511 [0,0774]	0,174 [0,130]	-0,423*** [0,112]	-0,258*** [0,0602]	-0,486*** [0,116]
Servicios financieros	-0,0268 [0,117]	-0,425*** [0,0556]	0,0466 [0,120]	-0,0237 [0,0902]	-0,0881* [0,0486]	0,0635 [0,0924]	-0,00319 [0,0922]	-0,337*** [0,0397]	-0,0169 [0,0981]
Servicios personales	-0,282*** [0,104]	-0,293*** [0,0559]	-0,198* [0,107]	-0,0557 [0,0832]	-0,0640 [0,0470]	0,0844 [0,0841]	-0,226*** [0,0808]	-0,229*** [0,0397]	-0,282*** [0,0869]
Servicio doméstico	-0,112 [0,101]	-0,0457 [0,0592]	0,0170 [0,110]	0,0499 [0,0909]	0,0340 [0,0541]	0,129 [0,101]	-0,162*** [0,0607]	-0,0797** [0,0310]	-0,112* [0,0670]
Administración pública	0,0304 [0,153]	-0,258*** [0,0871]	0,146 [0,157]	0,166 [0,101]	-0,0900 [0,0637]	0,303*** [0,101]	-0,135 [0,133]	-0,168** [0,0683]	-0,158 [0,142]
Otros	0,0380 [0,126]	-0,345*** [0,0659]	0,0868 [0,129]	0,0806 [0,103]	-0,0875 [0,0587]	0,128 [0,106]	-0,0426 [0,0913]	-0,258*** [0,0414]	-0,0413 [0,0974]

Cuadro IV.A.6 (continuación)

Variables	ln(p90/p10)			ln(p50/p10)			ln(p90/p50)		
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b
Casados	-0,0176	0,0362	-0,0248	0,0138	0,0443**	0,0229	-0,0314	-0,00814	-0,0477
	[0,0403]	[0,0220]	[0,0436]	[0,0303]	[0,0189]	[0,0337]	[0,0328]	[0,0144]	[0,0348]
Región									
Noroeste	0,148**	0,375***	0,0948	0,0618	0,259***	0,0649	0,0860*	0,117***	0,0299
	[0,0640]	[0,0373]	[0,0700]	[0,0482]	[0,0327]	[0,0525]	[0,0502]	[0,0238]	[0,0545]
Noreste	0,341***	0,371***	0,200**	0,242***	0,270***	0,192***	0,0998*	0,101***	0,00835
	[0,0854]	[0,0459]	[0,0876]	[0,0678]	[0,0415]	[0,0692]	[0,0603]	[0,0261]	[0,0648]
Cuyo	0,0371	0,0966**	-0,0594	-0,0645	-0,00643	-0,0845	0,102	0,103***	0,0251
	[0,0772]	[0,0416]	[0,0795]	[0,0567]	[0,0361]	[0,0581]	[0,0622]	[0,0281]	[0,0670]
Pampeana	-0,231***	0,0345	-0,266***	-0,0917**	0,00968	-0,122***	-0,139***	0,0248	-0,144***
	[0,0549]	[0,0316]	[0,0587]	[0,0383]	[0,0262]	[0,0413]	[0,0483]	[0,0238]	[0,0523]
Patagónica	0,370***	0,497***	0,307***	0,203***	0,270***	0,182***	0,167**	0,227***	0,124
	[0,0871]	[0,0418]	[0,0890]	[0,0499]	[0,0284]	[0,0548]	[0,0804]	[0,0346]	[0,0831]
Constante	1,879***	2,019***	1,913***	0,699***	0,955***	0,689***	1,180***	1,064***	1,224***
	[0,113]	[0,0721]	[0,123]	[0,0960]	[0,0659]	[0,104]	[0,0761]	[0,0388]	[0,0848]
Número de observaciones	7,337	19,641	7,337	7,337	19,641	7,337	7,337	19,641	7,337
R ² ajustado	0,046	0,071	0,049	0,035	0,034	0,044	0,026	0,043	0,022
Variables	Índice de Gini			Índice de Theil					
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b			
Formal	-0,109***	-0,123***	-0,102***	-0,173***	-0,154***	-0,146***			
	[0,0146]	[0,00690]	[0,0126]	[0,0366]	[0,0184]	[0,0254]			
Nivel educativo									
Secundario incompleto	-0,00446	-0,00400	-0,00270	-0,0185	-0,00409	-0,0137			
	[0,00918]	[0,00581]	[0,0101]	[0,0149]	[0,00817]	[0,0148]			
Secundario completo	-0,0192**	-0,00846	-0,0212**	-0,0373**	-0,00295	-0,0388***			
	[0,00875]	[0,00575]	[0,00921]	[0,0148]	[0,0106]	[0,0144]			
Terciario incompleto	-0,0137	-0,0113	-0,0186	-0,00752	-0,0101	-0,0284			
	[0,0154]	[0,00790]	[0,0121]	[0,0404]	[0,0166]	[0,0231]			
Terciario completo	0,0837***	0,0353***	0,0764***	0,109***	0,0309*	0,0988***			
	[0,0160]	[0,00782]	[0,0157]	[0,0353]	[0,0159]	[0,0320]			
Tramo etario									
Menos de 25 años	0,0570***	0,0315***	0,0530***	0,0833**	0,0254**	0,0668***			
	[0,0139]	[0,00556]	[0,0100]	[0,0413]	[0,0106]	[0,0238]			
Más de 45 años	0,0310***	0,0285***	0,0312***	0,0245	0,0275**	0,0251			
	[0,0105]	[0,00597]	[0,0101]	[0,0229]	[0,0124]	[0,0193]			
Categoría ocupacional									
Asalariado público	-0,0652***	0,0185	-0,0588***	-0,110***	0,0202	-0,0978**			
	[0,0216]	[0,0224]	[0,0217]	[0,0396]	[0,0386]	[0,0389]			

Cuadro IV.A.6 (conclusión)

Variables	Índice de Gini			Índice de Theil		
	2003	2013	2003 (¥) ^b	2003	2013	2003 (¥) ^b
Rama de actividad						
Construcción	0,0306 [0,103]	-0,0317 [0,0227]	-0,00903 [0,0641]	0,0896 [0,226]	-0,0305 [0,0267]	-0,00900 [0,130]
Comercio	-0,0303 [0,0254]	-0,0113 [0,00783]	-0,0256 [0,0255]	-0,0699 [0,0603]	0,00682 [0,0126]	-0,0591 [0,0584]
Transporte	-0,0953*** [0,0304]	-0,0400*** [0,0125]	-0,0945*** [0,0299]	-0,184*** [0,0662]	-0,0381** [0,0156]	-0,172*** [0,0639]
Servicios financieros	-0,0485 [0,0301]	-0,0531*** [0,0106]	-0,0365 [0,0297]	-0,116* [0,0676]	-0,0419* [0,0230]	-0,0974 [0,0647]
Servicios personales	-0,0817** [0,0379]	-0,0237* [0,0135]	-0,0877*** [0,0319]	-0,102 [0,107]	0,0118 [0,0359]	-0,136* [0,0776]
Servicio doméstico	-0,0660*** [0,0249]	0,0132* [0,00778]	-0,0358 [0,0246]	-0,134** [0,0593]	0,0243** [0,0121]	-0,0869 [0,0554]
Administración pública	-0,0284 [0,0336]	-0,0253 [0,0234]	-0,0283 [0,0329]	-0,0493 [0,0748]	-0,0108 [0,0396]	-0,0628 [0,0695]
Otros	-0,00224 [0,0381]	-0,0371*** [0,00977]	0,00319 [0,0396]	0,00350 [0,0921]	-0,0311** [0,0136]	0,0150 [0,0963]
Casados	-0,0163* [0,00939]	0,00246 [0,00491]	-0,0204** [0,00879]	-0,0382* [0,0230]	0,00339 [0,0108]	-0,0415** [0,0190]
Región						
Noroeste	0,0139 [0,0161]	0,0549*** [0,00814]	0,00396 [0,0162]	-0,0231 [0,0421]	0,0550*** [0,0171]	-0,0356 [0,0397]
Noreste	0,0317* [0,0177]	0,0442*** [0,00834]	0,0134 [0,0176]	0,00592 [0,0438]	0,0388** [0,0159]	-0,0176 [0,0410]
Cuyo	0,0122 [0,0257]	0,0193* [0,0102]	-0,00902 [0,0208]	0,0181 [0,0768]	0,0179 [0,0245]	-0,0298 [0,0511]
Pampeana	-0,0488*** [0,0164]	0,00324 [0,00834]	-0,0502*** [0,0169]	-0,0942** [0,0426]	0,00169 [0,0184]	-0,0906** [0,0415]
Patagónica	0,0109 [0,0201]	0,0791*** [0,0112]	-0,00113 [0,0198]	-0,0381 [0,0458]	0,0768*** [0,0210]	-0,0520 [0,0429]
Constante	0,504*** [0,0305]	0,400*** [0,0118]	0,506*** [0,0318]	0,505*** [0,0779]	0,277*** [0,0229]	0,503*** [0,0774]
Número de observaciones	7,337	19,641	7,337	7,337	19,641	7,337
R ² ajustado	0,036	0,042	0,041	0,013	0,011	0,016

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

^a *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1. Los errores estándares se presentan entre corchetes. La categoría de base de nivel educativo es "hasta primario completo"; la de tramo etario, "25 a 45 años"; la de categoría ocupacional, "asalariado privado"; la de rama de actividad, "industria", y la de región "Gran Buenos Aires".

^b Corresponde a los casos observados en 2003 reponderados de forma tal de reflejar los atributos medios correspondientes a 2013.

Cuadro IV.A.7
Argentina: descomposición agregada del efecto composición
y el efecto retorno, 2003-2013

A. Total de asalariados^a

Concepto	ln(p90/p10)	ln(p50/p10)	ln(p90/p50)	Índice de Gini	Índice de Theil
2013	1,625***	0,843***	0,782***	0,353***	0,225***
	0,009	0,005	0,007	0,002	0,005
2003	1,903***	0,958***	0,945***	0,414***	0,320***
	0,020	0,016	0,017	0,004	0,012
Cambio	-0,278***	-0,115***	-0,163***	-0,061***	-0,095***
	0,022	0,016	0,019	0,004	0,013
Efecto composición	0,007	-0,017**	0,024***	0,001	0,002
	0,010	0,008	0,008	0,002	0,005
Efecto retorno	-0,285***	-0,098***	-0,187***	-0,062***	-0,097
	0,022	0,016	0,018	0,005	0,015

B. Hombres^a

Concepto	ln(p90/p10)	ln(p50/p10)	ln(p90/p50)	Índice de Gini	Índice de Theil
2013	1,579***	0,787***	0,792***	0,350***	0,226***
	0,008	0,007	0,006	0,003	0,008
2003	1,906***	0,943***	0,963***	0,423***	0,344***
	0,020	0,016	0,014	0,006	0,018
Cambio	-0,327***	-0,156***	-0,171***	-0,073***	-0,118***
	0,021	0,018	0,015	0,006	0,020
Efecto composición	0,025*	-0,006	0,031***	0,008***	0,017**
	0,015	0,010	0,011	0,003	0,008
Efecto retorno	-0,352***	-0,150***	-0,202***	-0,081***	-0,135***
	0,023	0,018	0,019	0,007	0,023

C. Mujeres^a

Concepto	ln(p90/p10)	ln(p50/p10)	ln(p90/p50)	Índice de Gini	Índice de Theil
2013	1,723***	0,937***	0,786***	0,357***	0,223***
	0,015	0,014	0,009	0,003	0,005
2003	1,875***	0,944***	0,931***	0,402***	0,289***
	0,031	0,024	0,020	0,005	0,011
Cambio	-0,151***	-0,007	-0,145***	-0,045***	-0,066***
	0,036	0,029	0,022	0,005	0,012
Efecto composición	-0,012	-0,004	-0,008	-0,008***	-0,018***
	0,016	0,013	0,011	0,003	0,007
Efecto retorno	-0,140***	-0,003	-0,137***	-0,037***	-0,047***
	0,033	0,028	0,022	0,005	0,010

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

^a Errores estándares estimados mediante la técnica de *bootstrapping* considerando 200 submuestras.

Cuadro IV.A.8
Argentina: descomposición desagregada del efecto composición
y el efecto retorno, 2003-2013

A. Total de asalariados

Concepto	ln(p90/p10)	ln(p50/p10)	ln(p90/p50)	Índice de Gini	Índice de Theil
2013	1,625***	0,843***	0,782***	0,353***	0,225***
	0,009	0,005	0,007	0,002	0,005
2003	1,903***	0,958***	0,945***	0,414***	0,320***
	0,020	0,016	0,017	0,004	0,012
Cambio	-0,278***	-0,115***	-0,163***	-0,061***	-0,095***
	0,022	0,016	0,019	0,004	0,013
Efecto composición					
Formalidad	-0,041***	-0,019***	-0,023***	-0,008***	-0,013***
	0,004	0,003	0,002	0,001	0,003
Educación	0,021***	0,005**	0,016***	0,004***	0,008***
	0,004	0,003	0,003	0,001	0,003
Edad	-0,005***	-0,003***	-0,003***	-0,001***	-0,001**
	0,002	0,001	0,001	0,000	0,001
Asalariado público	0,003**	0,000	0,003**	0,001***	0,002***
	0,001	0,001	0,001	0,000	0,001
Rama	0,009***	0,004*	0,005***	0,002***	0,003
	0,003	0,002	0,002	0,001	0,002
Casados	-0,000	0,000	-0,000	0,000	0,000
	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
Género	0,001	0,000	0,000	0,000	0,001
	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
Región	0,019***	0,013***	0,007***	0,002**	0,001
	0,003	0,002	0,002	0,001	0,002
Total de efecto composición	0,006	0,001	0,005	0,000	0,000
	0,008	0,005	0,005	0,002	0,005
Error de especificación	0,000	-0,019***	0,019**	0,001	0,002
	0,007	0,006	0,007	0,002	0,007
Efecto retorno					
Formalidad	-0,079**	-0,042	-0,037**	-0,020***	-0,013
	0,031	0,029	0,018	0,008	0,026
Educación	-0,152***	-0,025	-0,127***	-0,025***	-0,057*
	0,036	0,029	0,028	0,009	0,032
Edad	-0,054***	-0,012	-0,042***	-0,011**	-0,027*
	0,014	0,010	0,012	0,004	0,016
Asalariado público	0,115***	0,028**	0,087***	0,031***	0,055***
	0,028	0,013	0,025	0,007	0,020
Rama	-0,154***	-0,067*	-0,087**	-0,011	-0,011
	0,051	0,038	0,044	0,012	0,029
Casados	-0,017	-0,018	0,001	0,004	0,004
	0,022	0,016	0,018	0,005	0,014

Cuadro IV.A.8 (continuación)

Concepto	ln(p90/p10)	ln(p50/p10)	ln(p90/p50)	Índice de Gini	Índice de Theil
Efecto retorno					
Género	-0,090***	-0,044***	-0,045**	-0,017***	-0,037**
	0,023	0,015	0,019	0,006	0,018
Región	0,182***	0,074***	0,108***	0,009	-0,008
	0,042	0,026	0,037	0,015	0,051
Constante	0,015	0,084	-0,069	-0,020	-0,002
	0,092	0,068	0,075	0,028	0,085
Total de efecto retorno	-0,260***	-0,046***	-0,214***	-0,062***	-0,098***
	0,019	0,015	0,018	0,005	0,015
Error de reponderación	-0,025**	-0,052***	0,027**	-0,000	0,001
	0,011	0,011	0,013	0,001	0,004

B. Hombres^a

Concepto	ln(p90/p10)	ln(p50/p10)	ln(p90/p50)	Índice de Gini	Índice de Theil
2013	1,579***	0,787***	0,792***	0,350***	0,226***
	0,008	0,007	0,006	0,003	0,008
2003	1,906***	0,943***	0,963***	0,423***	0,344***
	0,020	0,016	0,014	0,006	0,018
Cambio	-0,327***	-0,156***	-0,171***	-0,073***	-0,118***
	0,021	0,018	0,015	0,006	0,020
Efecto composición					
Formalidad	-0,045***	-0,020***	-0,025***	-0,009***	-0,014***
	0,005	0,004	0,003	0,001	0,004
Educación	0,039***	0,003	0,035***	0,009***	0,018***
	0,008	0,004	0,006	0,002	0,005
Edad	-0,003*	-0,002	-0,002	-0,001	-0,001
	0,002	0,001	0,001	0,000	0,001
Asalariado público	0,002	-0,001	0,003	0,001***	0,004**
	0,002	0,001	0,002	0,001	0,001
Rama	0,019***	0,008**	0,010***	0,003**	0,003
	0,005	0,004	0,003	0,001	0,004
Casados	-0,002	0,001	-0,003**	-0,000	-0,001
	0,002	0,001	0,001	0,000	0,001
Región	0,014***	0,009***	0,004	0,002*	0,002
	0,004	0,003	0,003	0,001	0,003
Total de efecto composición	0,022*	-0,000	0,023***	0,006**	0,011
	0,012	0,008	0,009	0,003	0,008
Error de especificación	0,003	-0,006	0,009	0,002	0,006
	0,011	0,007	0,009	0,003	0,011

Cuadro IV.A.8 (continuación)

Concepto	ln(p90/p10)	ln(p50/p10)	ln(p90/p50)	Índice de Gini	Índice de Theil
Efecto retorno					
Formalidad	-0,060	-0,008	-0,053*	-0,024**	-0,015
	0,048	0,043	0,028	0,012	0,040
Educación	-0,157***	0,007	-0,164***	-0,027**	-0,062
	0,047	0,039	0,033	0,011	0,039
Edad	-0,073***	-0,012	-0,061***	-0,017**	-0,046
	0,022	0,015	0,018	0,008	0,029
Asalariado público	0,126***	0,014	0,112***	0,032***	0,059***
	0,028	0,014	0,027	0,008	0,023
Rama	-0,190***	-0,030	-0,159***	-0,024**	-0,042
	0,059	0,040	0,050	0,012	0,031
Casados	-0,065**	-0,041	-0,024	-0,006	-0,020
	0,032	0,026	0,027	0,009	0,025
Región	0,162***	0,048	0,113**	-0,019	-0,074
	0,057	0,033	0,048	0,021	0,075
Constante	-0,099	-0,133	0,034	0,003	0,057
	0,118	0,091	0,085	0,037	0,125
Total de efecto retorno	-0,326***	-0,121***	-0,205***	-0,081***	-0,135***
	0,027	0,023	0,020	0,007	0,023
Error de reponderación	-0,027	-0,029**	0,003	-0,001	0,000
	0,017	0,014	0,013	0,002	0,006

C. Mujeres^a

Concepto	ln(p90/p10)	ln(p50/p10)	ln(p90/p50)	Índice de Gini	Índice de Theil
2013	1,723***	0,937***	0,786***	0,357***	0,223***
	0,015	0,014	0,009	0,003	0,005
2003	1,875***	0,944***	0,931***	0,402***	0,289***
	0,031	0,024	0,020	0,005	0,011
Cambio	-0,151***	-0,007	-0,145***	-0,045***	-0,066***
	0,036	0,029	0,022	0,005	0,012
Efecto composición					
Formalidad	-0,031***	-0,011***	-0,020***	-0,008***	-0,013***
	0,005	0,004	0,003	0,001	0,003
Educación	0,008	0,008*	-0,001	0,000	-0,000
	0,006	0,005	0,003	0,001	0,001
Edad	-0,009***	-0,004**	-0,005***	-0,002***	-0,002
	0,003	0,002	0,002	0,001	0,001
Asalariado público	0,001	0,000	0,001	0,001	0,001
	0,002	0,001	0,002	0,000	0,001
Rama	0,002	-0,003	0,006***	0,001	0,001
	0,003	0,002	0,002	0,001	0,001
Casados	-0,000	0,000	-0,000	-0,000	-0,000
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Cuadro IV.A.8 (conclusión)

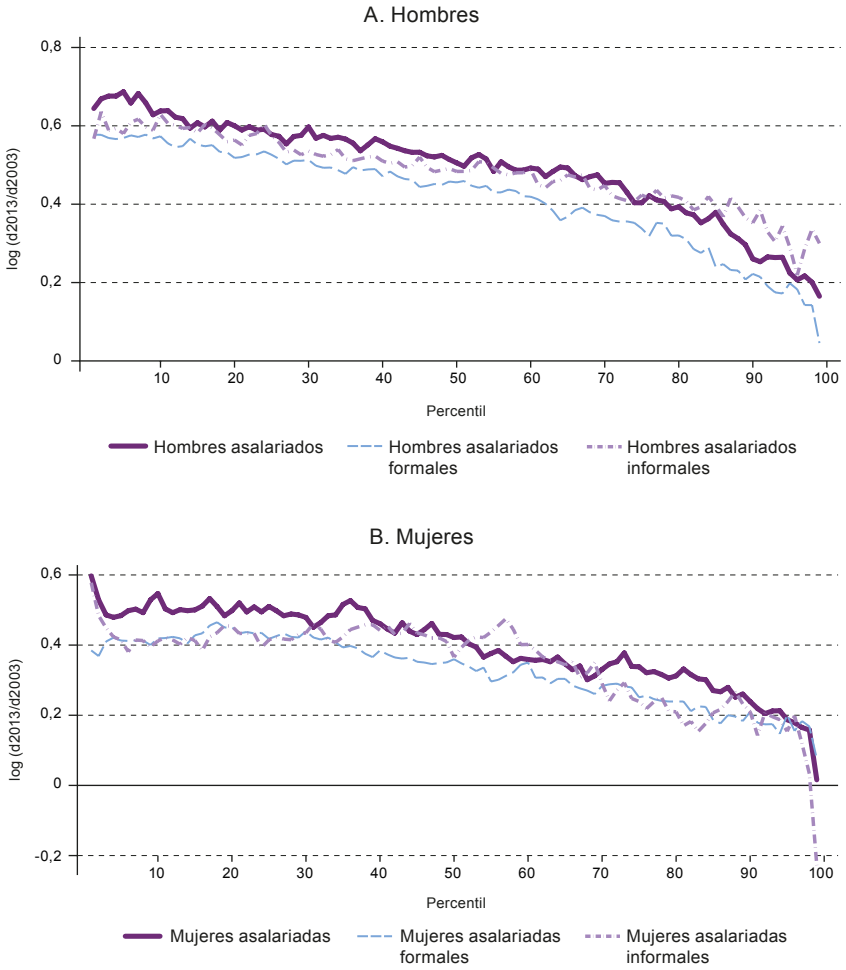
Concepto	ln(p90/p10)	ln(p50/p10)	ln(p90/p50)	Índice de Gini	Índice de Theil
Efecto retorno					
Región	0,022***	0,012***	0,010***	0,002*	0,000
	0,005	0,003	0,003	0,001	0,002
Total de efecto composición	-0,007	0,002	-0,009	-0,006***	-0,013***
	0,009	0,007	0,006	0,002	0,005
Error de especificación	-0,005	-0,006	0,000	-0,002	-0,005
	0,014	0,011	0,009	0,002	0,003
Efecto retorno					
Formalidad	-0,120**	-0,082	-0,038	-0,013	-0,005
	0,053	0,053	0,026	0,009	0,020
Educación	-0,139**	-0,124**	-0,015	-0,007	-0,006
	0,063	0,059	0,039	0,009	0,013
Edad	-0,026	-0,010	-0,016	-0,003	-0,004
	0,021	0,017	0,017	0,004	0,008
Asalariado público	0,085*	0,060**	0,025	0,025**	0,039**
	0,052	0,026	0,049	0,010	0,017
Rama	-0,230**	-0,185**	-0,045	0,018	0,070
	0,117	0,088	0,084	0,027	0,059
Casados	0,031	0,011	0,020	0,012**	0,023**
	0,023	0,019	0,019	0,005	0,011
Región	0,213***	0,111***	0,102**	0,043***	0,075**
	0,057	0,039	0,048	0,015	0,035
Constante	0,106	0,266*	-0,161*	-0,106***	-0,227***
	0,166	0,143	0,095	0,034	0,082
Total de efecto retorno	-0,142***	0,026	-0,168***	-0,037***	-0,048***
	0,030	0,032	0,024	0,005	0,010
Error de reponderación	0,003	-0,029	0,032*	0,000	0,001
	0,025	0,029	0,018	0,001	0,002

Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

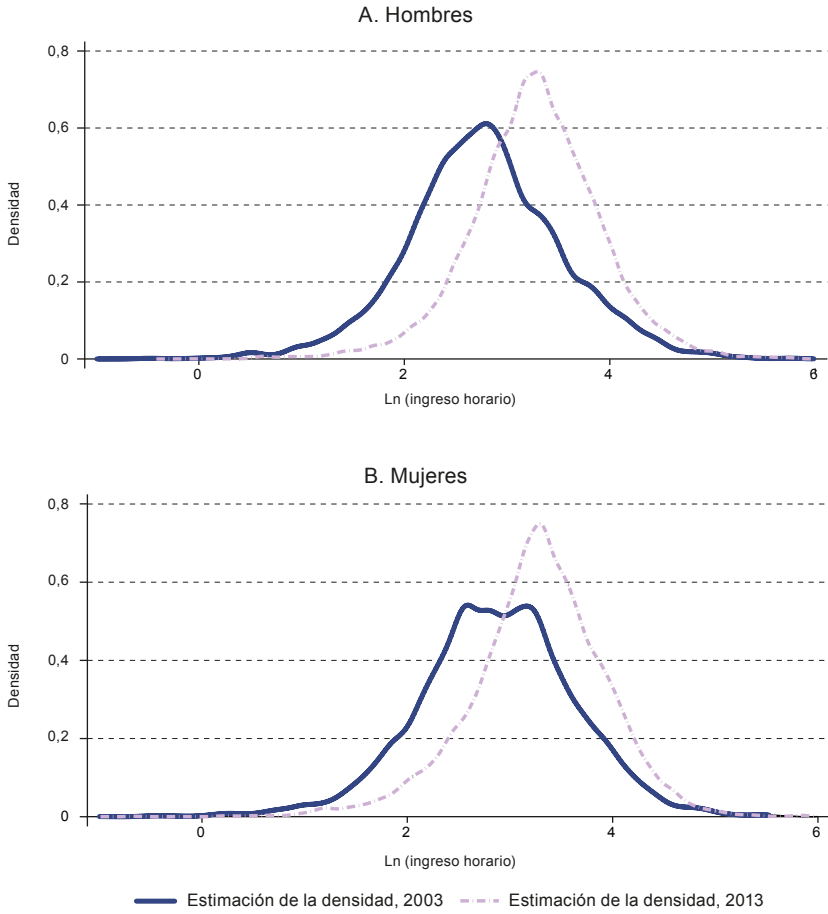
^a Errores estándares estimados mediante la técnica de *bootstrapping*, considerando 200 submuestras.

Gráfico IV.A.1
Argentina: variación del salario real según percentiles de la distribución, 2003-2013



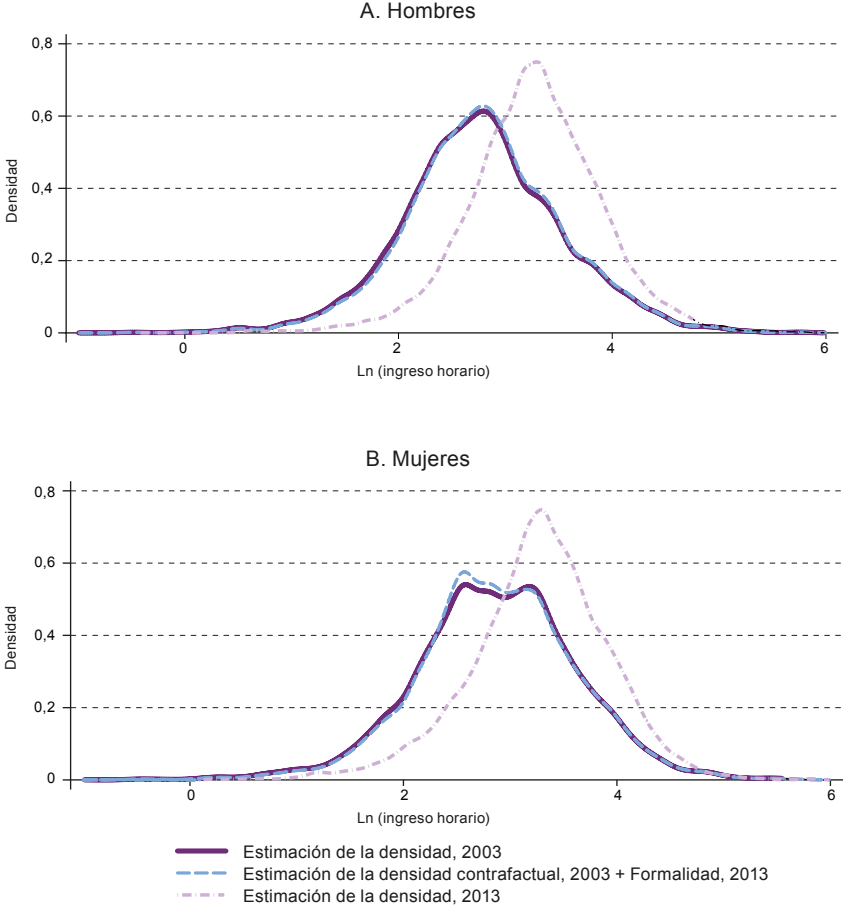
Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Gráfico IV.A.2
Argentina: curvas de densidad de Kernel de los salarios, 2003-2013



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

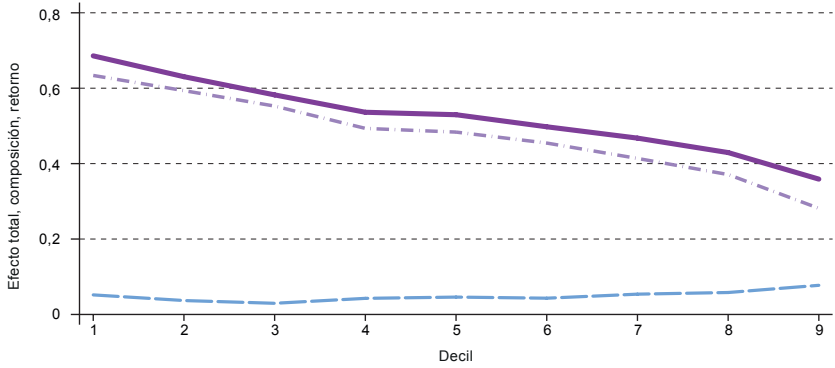
Gráfico IV.A.3
Argentina: impactos de la formalización laboral sobre la función de densidad salarial, 2003-2013



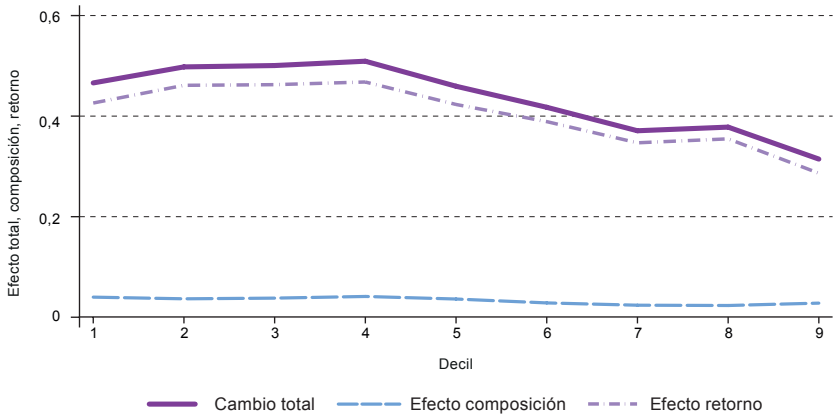
Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Gráfico IV.A.4
Argentina: descomposición agregada del efecto composición y el efecto retorno, 2003-2013

A. Hombres

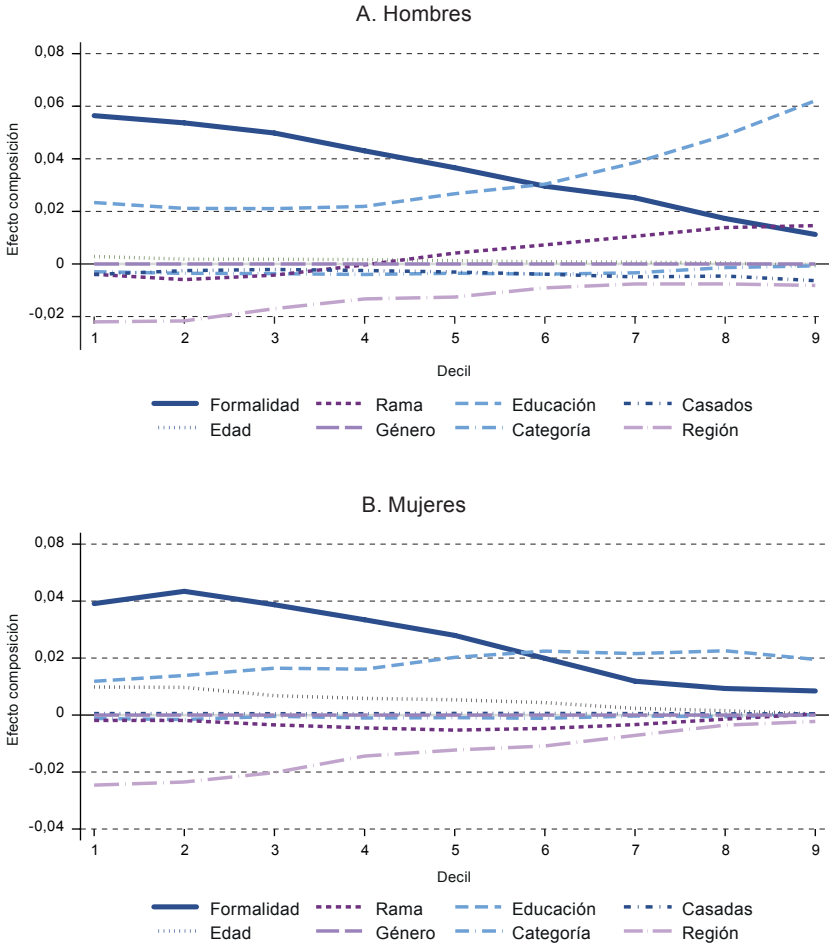


B. Mujeres



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

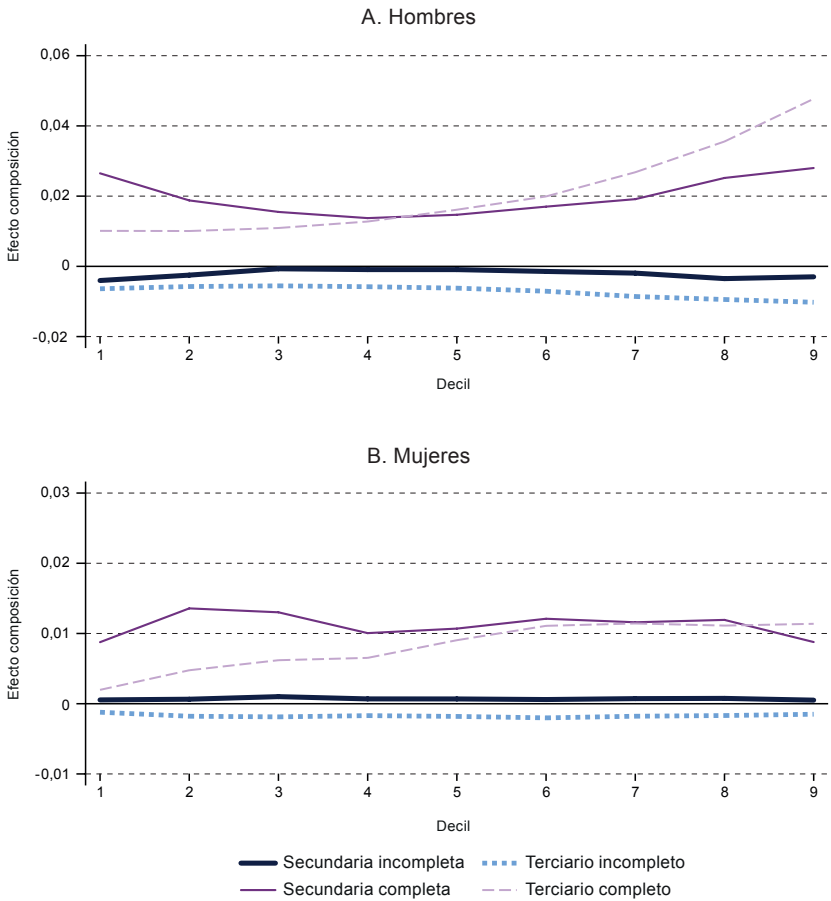
Gráfico IV.A.5
Argentina: contribución de cada atributo al efecto composición, 2003-2013



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

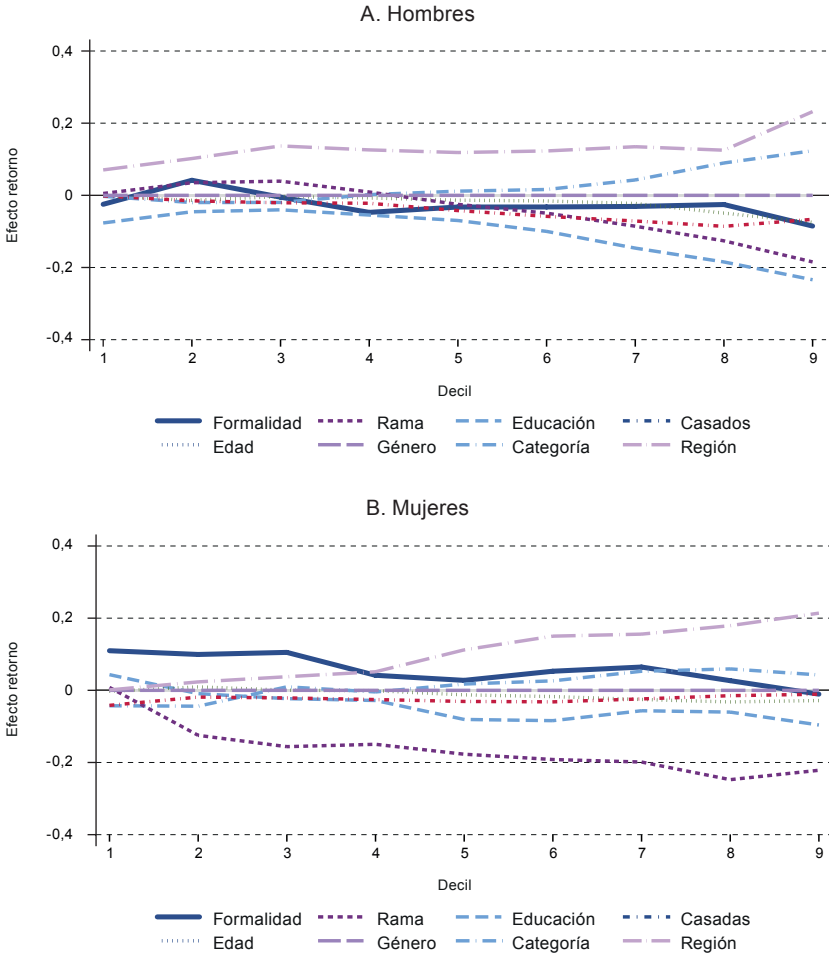
Gráfico IV.A.6

Argentina: contribución de cada nivel educativo al efecto composición, 2003-2013



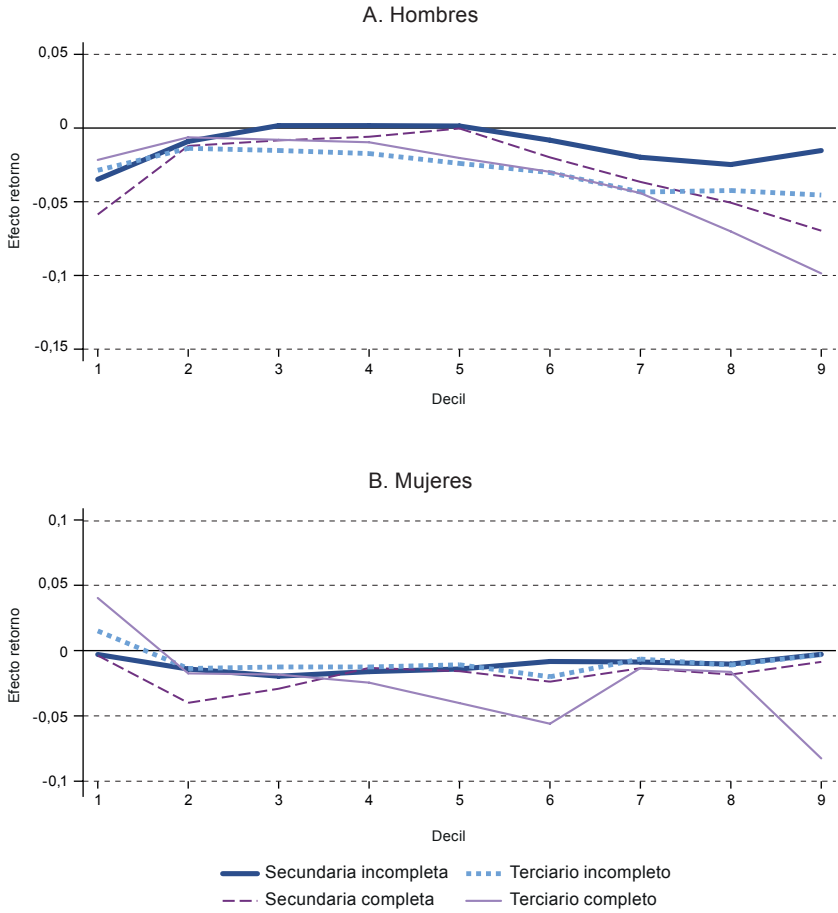
Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Gráfico IV.A.7
Argentina: contribución de cada atributo al efecto retorno, 2003-2013



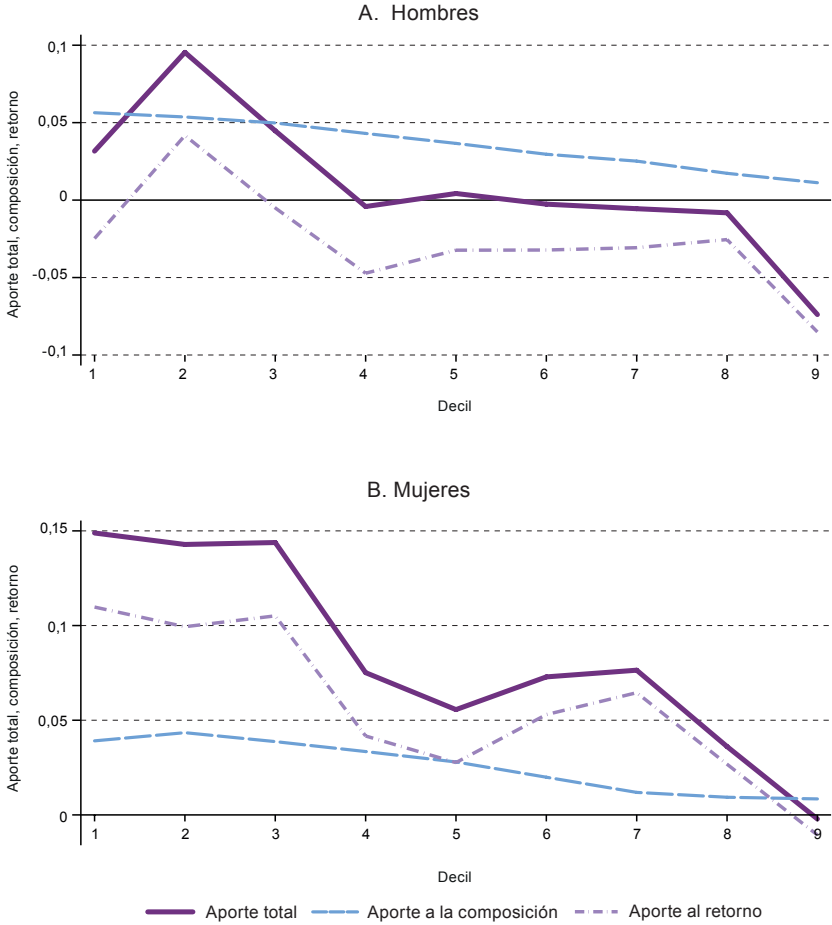
Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Gráfico IV.A.8
Argentina: contribución de cada nivel educativo al efecto retorno, 2003-2013



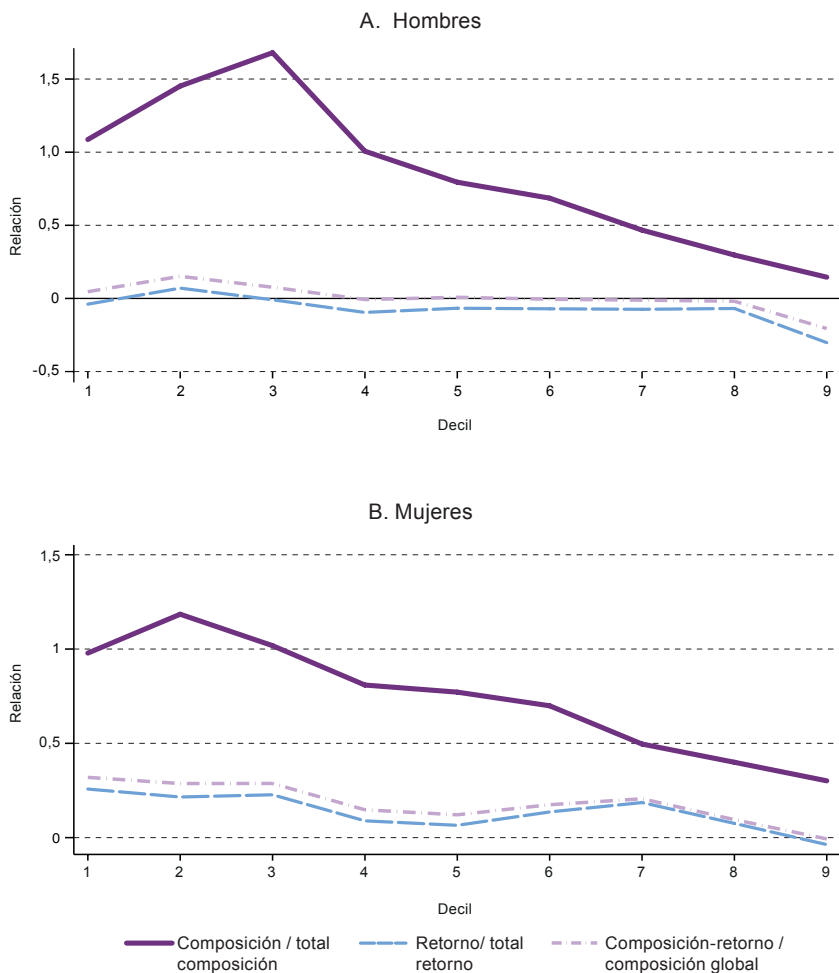
Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Gráfico IV.A.9
Argentina: aporte de la formalidad al efecto composición
y al efecto retorno, 2003-2013



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Gráfico IV.A.10
Argentina: aporte relativo de la formalidad, 2003-2013



Fuente: Elaboración propia sobre la base de información del Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC), Encuesta Permanente de Hogares (EPH).

Anexo V.A1

**Desigualdad e informalidad en América Latina:
el caso del Brasil**

Cuadro V.A.1
Brasil: comparación de estadísticas de ingreso laboral
por hora según fuente de datos, 1999-2010

	Encuesta nacional de hogares (PNAD) 1999	Censo de 2000	Diferencia	Encuesta nacional de hogares (PNAD) 2009	Censo de 2010	Diferencia
Ingreso por hora						
Promedio	6,2	7,1	1,0	7,1	9,5	2,4
Decil 1	1,4	1,5	0,1	2,2	2,5	0,3
Decil 5	3,5	3,7	0,2	4,2	4,7	0,5
Decil 9	12,8	14,7	1,9	13,2	18,8	5,5
Índice de Gini	0,529	0,563	0,034	0,482	0,554	0,072
Índice de Theil	0,570	0,686	0,116	0,562	0,735	0,173

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD) y de Integrated Public Use Microdata (IPUMS).

Cuadro V.A.2
Brasil: evolución de la cantidad de ocupados en puestos de
trabajo informales y del total de ocupados, 1999-2012^a
(En número de personas y porcentajes)

	Informales	Ocupados	Proporción
1999	36 973 911	68 030 871	54,35
2001	38 046 612	72 491 265	52,48
2002	40 029 263	75 298 342	53,16
2003	39 880 604	76 560 246	52,09
2004	41 189 636	80 284 864	51,30
2005	41 737 494	82 691 071	50,47
2006	41 770 994	84 608 741	49,37
2007	41 118 230	86 828 740	47,36
2008	41 044 327	88 844 065	46,20
2009	39 923 107	89 183 031	44,77
2011	35 660 098	89 988 642	39,63
2012	35 305 023	91 460 424	38,60

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

^a Datos expandidos a partir de la encuesta PNAD. Se considera al total de ocupados y trabajadores informales residentes en el Brasil mayores de 15 años, con excepción de aquellos que viven en la zona rural de la región norte.

Cuadro V.A.3
Brasil: evolución de los principales indicadores del mercado de trabajo, 1999-2012
 (En porcentajes)

A. Según sexo

Año	Hombres			Mujeres		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	83,19	76,79	7,69	55,21	48,65	11,88
2001	82,30	76,24	7,37	55,03	48,57	11,74
2002	82,41	76,50	7,17	56,42	49,99	11,40
2003	82,13	75,83	7,68	56,80	49,88	12,18
2004	82,26	76,70	6,77	57,76	51,04	11,63
2005	82,47	76,69	7,02	59,02	51,86	12,14
2006	82,03	76,83	6,34	58,89	52,43	10,97
2007	81,46	76,60	5,96	58,62	52,33	10,73
2008	81,61	77,43	5,13	58,52	52,94	9,53
2009	81,40	76,45	6,08	58,83	52,38	10,96
2011	79,50	75,69	4,79	55,92	50,87	9,04
2012	78,96	75,35	4,58	55,79	51,24	8,16

Cuadro V.A.3 (continuación)

B. Según tramos de edad

Año	Menos de 25 años			25 a 45 años			Más de 45 años		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	66,80	54,70	18,12	80,66	74,49	7,64	52,85	50,62	4,22
2001	65,46	53,82	17,79	80,56	74,54	7,47	52,18	49,99	4,19
2002	66,66	54,72	17,92	81,48	75,67	7,13	52,82	50,74	3,95
2003	66,71	54,04	19,00	81,76	75,39	7,80	53,02	50,74	4,30
2004	67,77	55,41	18,25	82,55	76,70	7,10	53,00	51,03	3,71
2005	69,18	55,76	19,41	83,31	77,28	7,25	53,63	51,56	3,87
2006	67,90	55,73	17,91	83,11	77,53	6,71	54,22	52,35	3,44
2007	67,82	56,40	16,83	83,05	77,43	6,77	53,45	51,61	3,43
2008	67,60	57,10	15,53	83,28	78,40	5,87	53,88	52,34	2,85
2009	67,35	55,35	17,82	83,92	78,03	7,02	53,58	51,73	3,47
2011	63,85	54,15	15,20	82,26	77,56	5,71	51,53	50,18	2,62
2012	63,72	54,43	14,59	82,32	78,10	5,13	51,33	50,05	2,48

Cuadro V.A.3 (continuación)

C. Según nivel educativo

Año	Primario incompleto			Primario completo			Secundario incompleto		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	64,64	59,41	8,08	73,50	66,28	9,82	63,75	51,10	19,83
2001	63,03	57,92	8,11	72,74	65,90	9,40	62,33	50,98	18,20
2002	63,34	58,61	7,47	73,55	66,94	9,01	62,82	51,25	18,42
2003	62,99	58,04	7,87	73,93	66,86	9,56	63,08	50,47	19,99
2004	63,00	58,51	7,14	74,26	68,00	8,46	64,19	52,40	18,38
2005	63,24	58,63	7,29	74,29	67,56	9,06	64,80	52,12	19,58
2006	62,52	58,46	6,50	73,63	67,79	7,94	64,49	53,00	17,82
2007	61,25	57,60	5,96	72,73	67,27	7,51	64,15	53,08	17,25
2008	60,85	57,72	5,15	73,02	68,08	6,76	62,60	53,52	14,51
2009	60,05	56,19	6,43	73,40	67,65	7,84	62,97	52,75	16,23
2011	56,12	53,19	5,22	71,28	66,84	6,23	58,43	50,52	13,53
2012	55,30	52,71	4,69	69,11	65,07	5,85	59,32	51,27	13,57
Año	Secundario completo			Superior incompleto			Superior completo		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	79,18	70,72	10,69	73,97	66,41	10,22	85,09	81,59	4,11
2001	79,38	71,54	9,87	74,51	67,19	9,83	85,80	82,81	3,49
2002	79,93	71,56	10,48	75,79	68,36	9,81	86,19	83,28	3,38
2003	79,73	70,94	11,03	75,82	68,05	10,28	85,56	82,29	3,84
2004	80,20	71,85	10,41	76,68	69,36	9,57	84,82	81,91	3,44
2005	81,67	73,10	10,50	77,15	68,95	10,65	85,77	82,47	3,86
2006	80,95	73,10	9,69	76,89	69,68	9,38	85,52	82,46	3,58
2007	80,31	72,26	10,02	77,41	70,88	8,43	84,67	80,77	4,61
2008	80,43	73,59	8,50	77,77	71,32	8,29	85,00	81,71	3,87
2009	80,80	72,86	9,83	77,78	70,36	9,55	84,64	81,36	3,88
2011	78,33	72,27	7,74	76,32	70,55	7,56	83,21	80,29	3,51
2012	78,48	73,09	6,87	74,99	69,86	6,84	83,39	80,59	3,35

Cuadro V.A.3 (continuación)

D. Según ascendencia racial

Año	Blancos			Mestizos			Indígenas		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	67,84	61,99	8,62	69,94	62,76	10,27	75,28	66,49	11,67
2001	67,42	61,98	8,08	68,88	61,78	10,30	70,34	63,55	9,67
2002	68,02	62,58	7,99	69,80	62,92	9,86	72,70	66,26	8,85
2003	68,24	62,33	8,67	69,84	62,62	10,34	71,30	62,18	12,79
2004	68,65	63,27	7,84	70,40	63,52	9,79	70,02	61,97	11,49
2005	69,39	63,78	8,10	71,00	63,70	10,29	70,25	63,50	9,61
2006	69,39	64,25	7,41	70,40	63,97	9,13	69,78	63,09	9,59
2007	68,82	63,92	7,11	70,24	64,00	8,88	71,66	65,00	9,29
2008	68,82	64,61	6,11	70,22	64,85	7,64	70,33	65,78	6,47
2009	68,76	63,86	7,13	70,27	63,84	9,16	72,33	65,44	9,52
2011	66,67	62,88	5,69	67,30	62,24	7,52	63,91	60,73	4,97
2012	66,39	62,99	5,11	67,04	62,35	7,00	66,90	62,54	6,51
Año	Afrodescendientes								
Año	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	68,50	60,30	11,98	63,47	60,06	5,37	60,06	59,70	6,04
2001	69,28	60,49	12,69	63,54	60,88	5,87	60,88	56,18	7,56
2002	70,74	62,05	12,30	64,68	60,78	6,68	65,97	60,18	8,01
2003	69,55	60,50	13,03	63,96	60,78	6,68	65,97	60,18	8,01
2004	70,50	62,07	11,96	63,96	60,78	6,68	65,97	60,18	8,01
2005	71,95	63,23	12,12	70,23	64,32	6,87	65,97	60,18	8,01
2006	71,59	63,79	10,89	64,32	61,00	6,87	65,97	60,18	8,01
2007	70,83	63,79	9,94	65,04	61,00	6,87	65,97	60,18	8,01
2008	70,88	64,31	9,28	64,33	61,00	6,87	65,97	60,18	8,01
2009	71,69	64,62	9,85	61,14	56,25	8,01	65,97	60,18	8,01
2011	69,54	64,02	7,94	62,16	58,44	5,97	65,97	60,18	8,01
2012	68,84	63,60	7,61	62,97	60,69	3,63	65,97	60,18	8,01

Cuadro V.A.3 (conclusión)

E. Según región de residencia

Año	Rural			Urbana		
	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de desempleo
1999	77,87	75,59	2,93	66,56	59,12	11,17
2001	76,22	74,26	2,58	66,66	59,64	10,53
2002	76,93	74,99	2,51	67,48	60,57	10,24
2003	76,77	74,82	2,56	67,59	60,17	10,97
2004	77,32	75,20	2,75	68,13	61,29	10,04
2005	78,08	75,82	2,90	68,90	61,68	10,48
2006	76,95	74,65	2,99	68,76	62,31	9,38
2007	75,45	73,28	2,88	68,57	62,40	8,99
2008	74,67	72,77	2,53	68,72	63,32	7,86
2009	73,86	71,52	3,16	68,91	62,63	9,11
2011	69,47	67,71	2,54	66,82	61,97	7,25
2012	68,15	66,10	3,01	66,67	62,27	6,60

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

Cuadro V.A.4
Brasil: incidencia de la informalidad y contribución a esta
de diferentes categorías de ocupados, 1999-2012
(En porcentajes)

A. Según sexo

Año	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
1999	58,15	41,85	53,22	56,01
2001	58,28	41,72	51,84	53,43
2002	57,65	42,35	52,47	54,14
2003	57,47	42,53	51,39	53,07
2004	56,59	43,41	50,26	52,74
2005	56,29	43,71	49,42	51,91
2006	55,96	44,04	48,29	50,81
2007	55,77	44,23	46,12	49,02
2008	55,70	44,30	44,99	47,81
2009	55,84	44,16	43,81	46,03
2011	57,53	42,47	39,65	39,60
2012	57,92	42,08	39,00	38,07

B. Según tramos de edad

Año	Contribución a la informalidad			Incidencia de la informalidad		
	Menos de 25 años	25 a 45 años	46 años y más	Menos de 25 años	25 a 45 años	46 años y más
1999	25,60	46,12	28,29	62,07	47,47	62,05
2001	24,88	46,87	28,25	59,23	46,20	60,04
2002	24,92	46,27	28,81	60,80	46,41	60,78
2003	24,35	46,40	29,25	59,39	45,83	58,82
2004	24,25	46,39	29,36	58,92	45,06	57,80
2005	23,73	46,14	30,13	57,31	44,26	57,42
2006	23,28	45,74	30,98	57,21	42,95	55,95
2007	22,19	46,38	31,43	53,90	41,57	53,78
2008	21,36	45,60	33,04	51,95	40,16	53,47
2009	20,49	45,94	33,57	50,34	38,95	51,86
2011	18,83	46,09	35,08	43,00	34,52	46,75
2012	19,44	44,64	35,93	43,77	32,81	45,71

Cuadro V.A.4 (continuación)

C. Según nivel educativo

Año	Contribución a la informalidad					
	Primario incompleto	Primario completo	Secundario incompleto	Secundario completo	Superior incompleto	Superior completo
1999	73,56	6,91	6,57	8,21	2,40	1,86
2001	69,28	7,36	7,25	10,21	3,06	2,15
2002	67,16	7,62	7,57	11,37	3,28	2,33
2003	65,31	8,11	8,19	11,98	3,46	2,36
2004	63,50	8,23	8,71	13,19	3,44	2,42
2005	62,46	8,16	8,55	14,02	3,73	2,55
2006	60,52	8,43	8,88	14,79	4,15	2,78
2007	58,06	9,46	8,64	14,60	4,44	4,33
2008	56,59	9,36	9,15	15,74	4,33	4,43
2009	55,82	8,76	9,02	16,60	4,39	4,42
2011	53,53	10,53	8,62	17,63	4,45	4,94
2012	52,02	10,29	8,86	17,82	5,34	5,35
Año	Incidencia de la informalidad					
	Primario incompleto	Primario completo	Secundario incompleto	Secundario completo	Superior incompleto	Superior completo
1999	69,22	44,76	50,63	30,47	25,96	15,45
2001	68,39	44,84	51,54	31,21	26,98	16,34
2002	69,40	47,35	54,81	32,76	27,80	17,24
2003	69,00	48,36	55,89	31,94	27,02	16,49
2004	68,96	47,53	56,52	32,25	26,56	16,07
2005	68,64	47,65	55,65	31,94	27,04	16,21
2006	67,98	47,82	55,94	31,65	27,30	16,23
2007	66,18	46,79	54,36	31,19	26,99	18,79
2008	65,86	46,93	53,25	30,29	25,19	19,01
2009	65,10	45,31	52,83	29,90	24,26	17,27
2011	61,19	41,56	47,73	26,17	21,02	15,29
2012	59,96	41,15	46,88	25,81	22,30	15,44

Cuadro V.A.4 (continuación)

D. Según ascendencia racial

Año	Contribución a la informalidad				
	Blancos	Mestizos	Indígenas	Afrodescendientes	Otros
1999	48,22	45,32	0,22	5,85	0,37
2001	48,06	45,34	0,16	6,04	0,38
2002	47,68	45,58	0,24	6,14	0,35
2003	46,17	47,03	0,24	6,20	0,34
2004	46,19	46,88	0,18	6,37	0,39
2005	44,75	47,79	0,22	6,80	0,42
2006	44,22	47,49	0,33	7,56	0,40
2007	43,97	46,90	0,37	8,23	0,47
2008	43,13	48,36	0,38	7,61	0,52
2009	42,24	49,18	0,28	7,92	0,37
2011	41,63	47,77	0,40	9,73	0,47
2012	39,98	50,26	0,29	9,04	0,44
Año	Incidencia de la informalidad				
	Blancos	Mestizos	Indígenas	Afrodescendientes	Otros
1999	47,08	64,70	73,46	57,26	38,11
2001	45,69	62,33	60,07	53,55	38,19
2002	46,27	62,86	63,77	54,55	39,13
2003	44,73	62,17	65,03	52,50	38,72
2004	44,27	60,81	52,51	52,07	42,54
2005	43,48	59,62	57,41	50,33	37,09
2006	42,25	58,43	57,75	50,58	36,90
2007	40,54	55,93	56,50	48,43	41,14
2008	39,80	53,82	57,98	46,87	38,44
2009	37,90	52,70	51,76	46,62	35,15
2011	33,30	46,76	47,90	42,44	32,98
2012	32,10	45,71	47,06	40,17	29,80

E. Según región de residencia

Año	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
	Rural	Urbano	Rural	Urbano
1999	33,68	66,32	81,14	46,55
2001	28,06	71,94	82,84	45,93
2002	27,36	72,64	83,15	46,80
2003	27,45	72,55	82,15	45,76
2004	26,69	73,31	80,97	45,27
2005	27,27	72,73	80,15	44,32
2006	26,41	73,59	78,56	43,56
2007	26,08	73,92	76,75	41,72
2008	25,39	74,61	75,13	40,85
2009	25,29	74,71	73,49	39,53
2011	24,75	75,25	72,81	34,46
2012	24,41	75,59	70,32	33,69

Cuadro V.A.4 (continuación)

F. Según rama de actividad

Año	Contribución a la informalidad					
	Agricultura, ganadería, caza y silvicultura	Pesca	Explotación de minas y canteras	Industrias manufactureras	Suministro de electricidad, gas y agua	Construcción
1999	35,75	1,07	0,27	6,56	0,17	9,04
2001	32,14	0,71	0,27	7,08	0,17	9,18
2002	31,63	0,68	0,26	9,43	0,06	9,69
2003	32,23	0,72	0,30	9,42	0,06	9,16
2004	31,06	0,76	0,24	9,29	0,06	8,99
2005	30,99	0,80	0,25	9,62	0,06	9,14
2006	29,90	0,66	0,21	9,53	0,08	9,29
2007	28,39	0,63	0,22	9,83	0,05	9,71
2008	28,12	0,69	0,16	9,49	0,06	10,55
2009	27,73	0,81	0,16	9,51	0,06	10,66
2011	27,58	0,74	0,17	7,73	0,06	12,59
2012	25,71	0,73	0,15	8,06	0,03	13,08
Año	Contribución a la informalidad					
	Comercio	Hoteles y restaurantes	Transporte, almacenamiento y comunicaciones	Intermediación financiera	Actividades inmobiliarias y empresariales	Administración pública y defensa
1999	16,44	3,81	3,20	0,22	1,91	1,57
2001	17,43	4,14	3,59	0,27	2,17	1,62
2002	16,84	3,99	3,70	0,40	3,21	1,49
2003	17,34	3,99	3,62	0,37	3,24	1,47
2004	17,40	4,06	3,61	0,34	3,30	1,55
2005	17,47	4,09	3,46	0,35	3,22	1,54
2006	17,09	4,26	3,52	0,38	3,69	1,56
2007	17,77	4,14	3,73	0,42	3,70	1,50
2008	17,06	4,50	3,75	0,31	4,11	1,10
2009	17,07	4,46	3,63	0,37	3,81	1,19
2011	16,66	5,43	4,04	0,28	3,95	1,23
2012	16,89	5,57	4,17	0,35	4,11	1,67
Año	Contribución a la informalidad					
	Enseñanza	Servicios sociales y de salud	Otras actividades de servicios comunitarios	Servicio doméstico	Organizaciones y órganos extraterritoriales	
1999	1,66	1,00	5,54	10,98	0,00	
2001	1,74	1,26	5,95	11,66	0,01	
2002	1,74	1,29	4,90	10,31	0,00	
2003	1,74	1,19	4,44	10,30	0,00	
2004	1,71	1,16	5,28	10,75	0,00	
2005	1,83	1,24	4,73	10,82	0,01	
2006	1,84	1,29	5,45	10,81	0,00	
2007	1,89	1,43	5,44	10,82	0,00	
2008	1,60	1,23	6,13	10,78	0,00	
2009	1,55	1,19	5,57	11,83	0,00	
2011	1,47	1,12	5,32	11,42	0,00	
2012	1,59	1,20	5,66	10,88	0,00	

Cuadro V.A.4 (continuación)

Año	Incidencia de la informalidad					
	Agricultura, ganadería, caza y silvicultura	Pesca	Explotación de minas y canteras	Industrias manufactureras	Suministro de electricidad, gas y agua	Construcción
1999	88,13	91,55	45,11	29,65	11,23	71,92
2001	88,09	91,09	41,10	29,01	10,76	71,99
2002	88,54	89,06	41,92	36,46	7,58	70,73
2003	87,85	89,43	39,06	35,65	7,20	71,65
2004	86,59	89,00	31,08	33,50	7,23	70,68
2005	86,44	85,43	34,11	34,01	7,59	69,17
2006	84,99	80,96	27,08	33,37	8,41	68,36
2007	82,80	78,66	24,52	31,78	5,52	66,99
2008	82,73	77,50	19,92	30,21	6,39	64,22
2009	81,96	76,14	17,63	30,30	5,85	62,96
2011	80,23	70,98	16,40	23,93	5,92	58,41
2012	78,31	68,92	14,38	23,32	3,44	56,90
Año	Incidencia de la informalidad					
	Comercio	Hoteles y restaurantes	Transporte, almacenamiento y comunicaciones	Intermediación financiera	Actividades inmobiliarias y empresariales	Administración pública y defensa
1999	52,95	57,77	38,41	10,96	38,38	17,80
2001	52,00	56,64	39,17	12,91	40,35	17,02
2002	52,09	57,59	41,11	16,40	30,65	15,66
2003	50,90	57,92	39,80	14,77	29,29	14,98
2004	50,76	57,87	38,94	14,04	29,09	15,32
2005	48,78	56,13	37,16	14,48	27,54	15,21
2006	47,35	55,13	37,10	14,89	28,96	14,88
2007	46,29	52,64	35,71	14,53	27,95	13,88
2008	44,90	53,49	33,98	11,14	28,48	10,07
2009	42,62	51,20	33,20	13,02	25,50	10,07
2011	36,55	43,75	28,43	8,14	20,56	8,73
2012	36,26	44,68	28,33	10,00	20,59	11,50
Año	Incidencia de la informalidad					
	Enseñanza	Servicios sociales y de salud	Otras actividades de servicios comunitarios	Servicio doméstico	Organizaciones y órganos extraterritoriales	
1999	16,33	15,35	65,30	62,63	17,52	
2001	16,48	17,28	65,17	60,69	55,12	
2002	16,49	19,00	64,30	70,86	8,03	
2003	16,20	17,10	60,93	69,70	15,06	
2004	15,71	16,91	63,75	70,97	15,33	
2005	16,63	17,54	61,14	70,25	34,28	
2006	16,22	17,39	61,88	69,38	39,21	
2007	15,61	17,84	61,67	68,43	15,59	
2008	13,01	14,85	62,85	68,91	18,15	
2009	12,03	13,88	57,82	67,70	16,44	
2011	10,55	11,29	54,47	62,84	23,11	
2012	10,87	11,06	53,90	61,46	34,82	

Cuadro V.A.4 (conclusión)

G. Según sector de actividad (solo asalariados)

Año	Total	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
		Asalariados públicos	Asalariados privados	Asalariados públicos	Asalariados privados
1999	35,35	7,87	92,13	14,41	40,36
2001	34,64	6,94	93,06	13,12	39,47
2002	34,98	6,28	93,72	12,04	40,10
2003	33,87	6,19	93,81	11,57	38,80
2004	33,83	6,20	93,80	11,82	38,57
2005	32,65	6,26	93,74	11,67	37,10
2006	32,11	6,24	93,76	11,36	36,56
2007	29,98	6,67	93,33	11,21	34,06
2008	28,81	4,01	95,99	6,61	33,51
2009	27,87	4,45	95,55	6,97	32,40
2011	23,75	5,16	94,84	6,84	27,44
2012	23,41	5,93	94,07	7,81	26,79

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

Cuadro V.A.5
Brasil: coeficiente de Gini de la distribución de ingresos laborales, 1999-2012^a

Año	Total de ocupados					
	Ingreso laboral			Ingreso laboral horario		
	Total	Formales	Informales	Total	Formales	Informales
1999	0,554	0,522	0,519	0,558	0,533	0,526
2001	0,554	0,520	0,536	0,564	0,538	0,547
2002	0,552	0,519	0,531	0,556	0,529	0,541
2003	0,544	0,509	0,520	0,562	0,542	0,530
2004	0,537	0,499	0,519	0,550	0,525	0,529
2005	0,533	0,500	0,508	0,544	0,521	0,523
2006	0,531	0,498	0,510	0,542	0,516	0,535
2007	0,518	0,484	0,512	0,538	0,518	0,532
2008	0,511	0,479	0,509	0,515	0,493	0,511
2009	0,508	0,473	0,508	0,521	0,501	0,514
2011	0,490	0,466	0,486	0,572	0,564	0,550
2012	0,486	0,461	0,490	0,562	0,557	0,536

Año	Asalariados					
	Ingreso laboral			Ingreso laboral horario		
	Total	Formales	Informales	Total	Formales	Informales
1999	0,517	0,487	0,455	0,529	0,505	0,470
2001	0,514	0,484	0,462	0,531	0,507	0,494
2002	0,514	0,485	0,452	0,524	0,500	0,479
2003	0,500	0,471	0,438	0,530	0,512	0,466
2004	0,493	0,461	0,434	0,514	0,494	0,453
2005	0,488	0,459	0,430	0,506	0,488	0,454
2006	0,483	0,454	0,424	0,500	0,481	0,453
2007	0,475	0,448	0,423	0,505	0,489	0,463
2008	0,468	0,442	0,426	0,477	0,461	0,431
2009	0,468	0,437	0,442	0,482	0,465	0,445
2011	0,452	0,432	0,408	0,553	0,550	0,480
2012	0,442	0,421	0,409	0,543	0,540	0,466

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

^a Universo restringido a la edad legal para trabajar: mujeres de zonas urbanas de 16 a 60 años, mujeres rurales de 16 a 55 años, hombres de zonas urbanas de 16 a 65 años y hombres de zonas rurales de 16 a 60 años.

Cuadro V.A.6
Brasil: evolución de los perfiles observables de los asalariados, 1999-2009
(En porcentajes)

	1999	2009	Diferencia
Formales	65	72	7,4 (0,20)
Edad (<25)	27,1	22,1	-5,0 (0,19)
Edad (>45)	16,4	21,0	4,6 (0,17)
Primaria completa	9,1	8,6	-0,5 (0,13)
Secundaria incompleta	8,6	8,3	-0,3 (0,12)
Secundaria completa	17,7	28,4	10,7 (0,19)
Superior incompleta	6,6	10,0	3,4 (0,12)
Superior completa	7,5	12,6	5,2 (0,14)
Urbanos	86,2	90,4	4,2 (0,14)
Mestizos	36,8	41,3	4,5 (0,22)
Indígenas	0,1	0,2	0,1 (0,02)
Afrodescendientes	6,3	8,3	1,9 (0,12)
Otras razas	0,40	0,39	-0,01 (0,03)
Hombres	57,8	55,2	-2,5 (0,22)
Sector agrícola y actividades primarias	10,9	8,1	-2,9 (0,13)
Construcción	5,8	5,9	0,02 (0,10)
Comercio minorista y turismo (hoteles y restaurantes)	16,6	19,9	3,2 (0,17)
Electricidad, gas, agua, transporte, comunicaciones	6,3	5,6	-0,7 (0,10)
Bancos, finanzas, seguros, servicios profesionales	4,1	9,1	4,9 (0,11)
Administración pública y defensa	7,9	7,8	-0,1 (0,12)
Educación, salud, servicios personales	16,9	16,3	-0,6 (0,17)
Servicio doméstico	15,1	11,6	-3,4 (0,15)
	.	.	

Fuente: propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

Cuadro V.A.7
Brasil: descomposiciones de los ingresos horarios
según DiNardo, Fortin y Lemieux (1996)^a

A. Encuestas nacionales de hogares (PNAD), 1999-2009

	Percentiles 90-10	Percentiles 50-10	Percentiles 90-50	Índice de Gini	Índice de Theil
Asalariados					
Brecha bruta	-0,405 (0,008)	-0,245 (0,008)	-0,161 (0,005)	-0,047 (0,004)	-0,008 (0,032)
Efecto composición	0,159 (0,014)	-0,002 (0,009)	0,160 (0,011)	0,031 (0,003)	0,038 (0,015)
Efecto estructura	-0,564 (0,014)	-0,243 (0,011)	-0,321 (0,012)	-0,077 (0,005)	-0,046 (0,029)
Asalariados hombres					
Brecha bruta	-0,444 (0,027)	-0,268 (0,008)	-0,176 (0,024)	-0,044 (0,008)	0,004 (0,053)
Efecto composición	0,145 (0,016)	0,004 (0,007)	0,141 (0,016)	0,035 (0,004)	0,067 (0,019)
Efecto estructura	-0,589 (0,023)	-0,272 (0,008)	-0,317 (0,022)	-0,079 (0,006)	-0,063 (0,039)
Asalariados mujeres					
Brecha bruta	-0,431 (0,026)	-0,244 (0,015)	-0,187 (0,022)	-0,049 (0,007)	-0,022 (0,035)
Efecto composición	0,143 (0,026)	-0,018 (0,017)	0,161 (0,021)	0,021 (0,005)	-0,008 (0,021)
Efecto estructura	-0,574 (0,031)	-0,225 (0,021)	-0,348 (0,022)	-0,070 (0,009)	-0,014 (0,047)

B. Integrated Public Use Microdata (IPUMS), 2000-2010

	Percentiles 90-10	Percentiles 50-10	Percentiles 90-50	Índice de Gini	Índice de Theil
Asalariados					
Brecha bruta	-0,281 (0,000)	-0,281 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,009 (0,003)	0,049 (0,021)
Efecto composición	0,095 (0,009)	0,069 (0,000)	0,026 (0,009)	0,005 (0,003)	-0,007 (0,018)
Efecto estructura	-0,376 (0,009)	-0,350 (0,000)	-0,026 (0,009)	-0,014 (0,004)	0,056 (0,027)
Asalariados hombres					
Brecha bruta	-0,249 (0,016)	-0,283 (0,006)	0,034 (0,017)	-0,010 (0,004)	0,037 (0,026)
Efecto composición	-0,002 (0,011)	0,004 (0,004)	-0,006 (0,011)	0,000 (0,003)	-0,011 (0,018)
Efecto estructura	-0,247 (0,016)	-0,287 (0,006)	0,040 (0,017)	-0,011 (0,005)	0,049 (0,032)
Asalariados mujeres					
Brecha bruta	-0,310 (0,013)	-0,301 (0,004)	-0,009 (0,012)	-0,007 (0,003)	0,071 (0,022)
Efecto composición	0,151 (0,010)	0,105 (0,008)	0,046 (0,008)	0,008 (0,004)	-0,009 (0,021)
Efecto estructura	-0,460 (0,011)	-0,406 (0,008)	-0,055 (0,014)	-0,015 (0,006)	0,080 (0,029)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD) y de Integrated Public Use Microdata (IPUMS).

^a Corresponde a los ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas.

Cuadro V.A.8
Brasil: regresiones de la función de influencia recentrada (RIF) del total de asalariados, 1999-2009^a

	q(10)		q(50)		q(90)		Índice de Gini		Índice de Theil	
	2009 ^b	2009	2009 ^b	2009	2009 ^b	2009	2009 ^b	2009	2009 ^b	2009
Formales	0,952*** (0,033)	1,020*** (0,022)	0,159*** (0,009)	0,175*** (0,007)	-0,006 (0,016)	0,009 (0,009)	-0,105*** (0,012)	-0,107*** (0,015)	-0,074 (0,123)	-0,127 (0,198)
Edad (<25)	-0,248*** (0,020)	-0,237*** (0,012)	-0,212*** (0,008)	-0,281*** (0,008)	-0,386*** (0,019)	-0,311*** (0,011)	-0,029*** (0,007)	-0,005 (0,008)	-0,574*** (0,070)	-0,599*** (0,110)
Edad (>45)	0,028* (0,016)	0,036*** (0,009)	0,059*** (0,008)	0,091*** (0,006)	0,305*** (0,018)	0,353*** (0,015)	0,081*** (0,017)	0,070*** (0,010)	0,568*** (0,128)	0,581*** (0,118)
Primaria completa	0,119*** (0,017)	0,185*** (0,018)	0,123*** (0,008)	0,150*** (0,008)	0,121*** (0,024)	0,101*** (0,011)	-0,020** (0,009)	-0,024*** (0,005)	0,055 (0,076)	0,102** (0,051)
Secundaria incompleta	0,115*** (0,023)	0,080*** (0,022)	0,070*** (0,010)	0,124*** (0,010)	0,210*** (0,022)	0,231*** (0,013)	0,004 (0,007)	0,013* (0,007)	0,133* (0,071)	0,289*** (0,056)
Secundaria completa	0,145*** (0,013)	0,221*** (0,014)	0,260*** (0,008)	0,315*** (0,007)	0,532*** (0,028)	0,350*** (0,011)	0,029*** (0,011)	0,004 (0,011)	0,594*** (0,111)	0,598*** (0,066)
Superior incompleta	0,194*** (0,014)	0,303*** (0,015)	0,481*** (0,010)	0,608*** (0,014)	1,474*** (0,070)	0,943*** (0,028)	0,152*** (0,028)	0,059*** (0,013)	1,694*** (0,191)	1,459*** (0,126)
Superior completa	0,022* (0,013)	0,151*** (0,015)	0,538*** (0,011)	0,716*** (0,013)	3,269*** (0,112)	2,329*** (0,046)	0,759*** (0,044)	0,493*** (0,026)	5,927*** (0,606)	5,046*** (0,481)
Urbanos	-0,085*** (0,022)	-0,042 (0,027)	-0,040*** (0,010)	-0,040*** (0,011)	0,048** (0,023)	0,111*** (0,012)	0,041*** (0,007)	0,043*** (0,005)	0,125*** (0,058)	0,223*** (0,033)
Mestizos	-0,065*** (0,011)	-0,049*** (0,008)	-0,064*** (0,007)	-0,077*** (0,006)	-0,121*** (0,014)	-0,161*** (0,011)	-0,006 (0,011)	-0,020* (0,011)	-0,128 (0,100)	-0,242* (0,144)
Indígenas	-0,020 (0,142)	-0,092 (0,063)	-0,150*** (0,053)	-0,074 (0,046)	-0,159** (0,074)	-0,055 (0,092)	-0,006 (0,024)	-0,007 (0,024)	-0,224* (0,117)	-0,220 (0,165)
Afrodescendientes	-0,055* (0,030)	-0,034** (0,016)	-0,086*** (0,012)	-0,099*** (0,007)	-0,128*** (0,019)	-0,191*** (0,016)	-0,014 (0,012)	-0,033*** (0,011)	-0,204** (0,096)	-0,376*** (0,095)
Otras razas	-0,011 (0,051)	-0,030 (0,038)	-0,005 (0,032)	0,005 (0,031)	0,417** (0,170)	0,422*** (0,138)	0,047 (0,063)	0,032 (0,055)	-0,008 (0,472)	-0,023 (0,442)
Hombres	0,107*** (0,016)	0,089*** (0,009)	0,169*** (0,007)	0,232*** (0,006)	0,370*** (0,024)	0,319*** (0,013)	0,066*** (0,013)	0,066*** (0,012)	0,667*** (0,128)	0,897*** (0,176)

Cuadro V.A.8 (conclusión)

	q(10)		q(50)		q(90)		Índice de Gini		Índice de Theil	
	2009 ^b	2009	2009 ^b	2009	2009 ^b	2009	2009 ^b	2009	2009 ^b	2009
Sector agrícola y actividades primarias	-0,439*** (0,035)	-0,499*** (0,023)	-0,228*** (0,013)	-0,203*** (0,009)	-0,145*** (0,027)	-0,034*** (0,013)	0,039*** (0,014)	0,056*** (0,009)	-0,276** (0,125)	-0,147 (0,110)
Construcción	0,134*** (0,033)	0,101*** (0,022)	-0,021 (0,014)	-0,008 (0,012)	-0,192*** (0,029)	-0,108*** (0,020)	-0,049*** (0,015)	-0,038*** (0,009)	-0,337** (0,138)	-0,310*** (0,099)
Comercio minorista y turismo (hoteles y restaurantes)	-0,021 (0,019)	-0,058*** (0,012)	-0,132*** (0,010)	-0,143*** (0,007)	-0,224*** (0,024)	-0,173*** (0,015)	-0,025** (0,011)	-0,013 (0,008)	-0,371*** (0,122)	-0,340*** (0,108)
Electricidad, gas, agua, transporte, comunicaciones	0,016 (0,019)	0,014 (0,012)	0,095*** (0,016)	0,136*** (0,012)	-0,093*** (0,042)	-0,033 (0,021)	-0,033** (0,013)	-0,030*** (0,011)	-0,134 (0,139)	-0,074 (0,102)
Bancos, finanzas, seguros, servicios profesionales	0,083*** (0,021)	0,078*** (0,010)	-0,011 (0,014)	0,024** (0,011)	-0,055 (0,038)	0,056** (0,024)	0,103* (0,061)	0,072* (0,040)	1,189 (0,756)	0,952* (0,577)
Administración pública y defensa	0,205*** (0,020)	0,140*** (0,008)	0,092*** (0,015)	0,174*** (0,014)	0,576*** (0,039)	0,670*** (0,025)	0,123*** (0,028)	0,161*** (0,014)	1,005*** (0,235)	1,557*** (0,204)
Educación, salud, servicios personales	0,137*** (0,021)	0,124*** (0,011)	0,034** (0,012)	0,116*** (0,012)	0,056* (0,031)	0,023 (0,019)	-0,027 (0,025)	-0,034*** (0,013)	-0,069 (0,232)	-0,010 (0,161)
Servicio doméstico	-0,357*** (0,033)	-0,473*** (0,022)	-0,093*** (0,016)	-0,078*** (0,012)	-0,094*** (0,023)	-0,043*** (0,011)	0,035** (0,016)	0,059*** (0,013)	-0,118 (0,173)	0,040 (0,177)
Constante	0,216*** (0,055)	0,129*** (0,034)	1,117*** (0,021)	0,978*** (0,016)	1,698*** (0,051)	1,772*** (0,048)	0,320*** (0,022)	0,345*** (0,017)	-0,824*** (0,208)	-1,375*** (0,207)
Número de observaciones	120 381	120 381	120 381	120 381	120 381	120 381	120 381	120 381	120 381	120 381

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

^a Corresponde a los ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 50 réplicas; ^b Estimación realizada con la distribución contrafactual de 2009 con las características de 1999, según la metodología de DiNardo, Fortin y Lemieux, "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach", *Econometrica*, vol. 64, Nº 5, 1996.

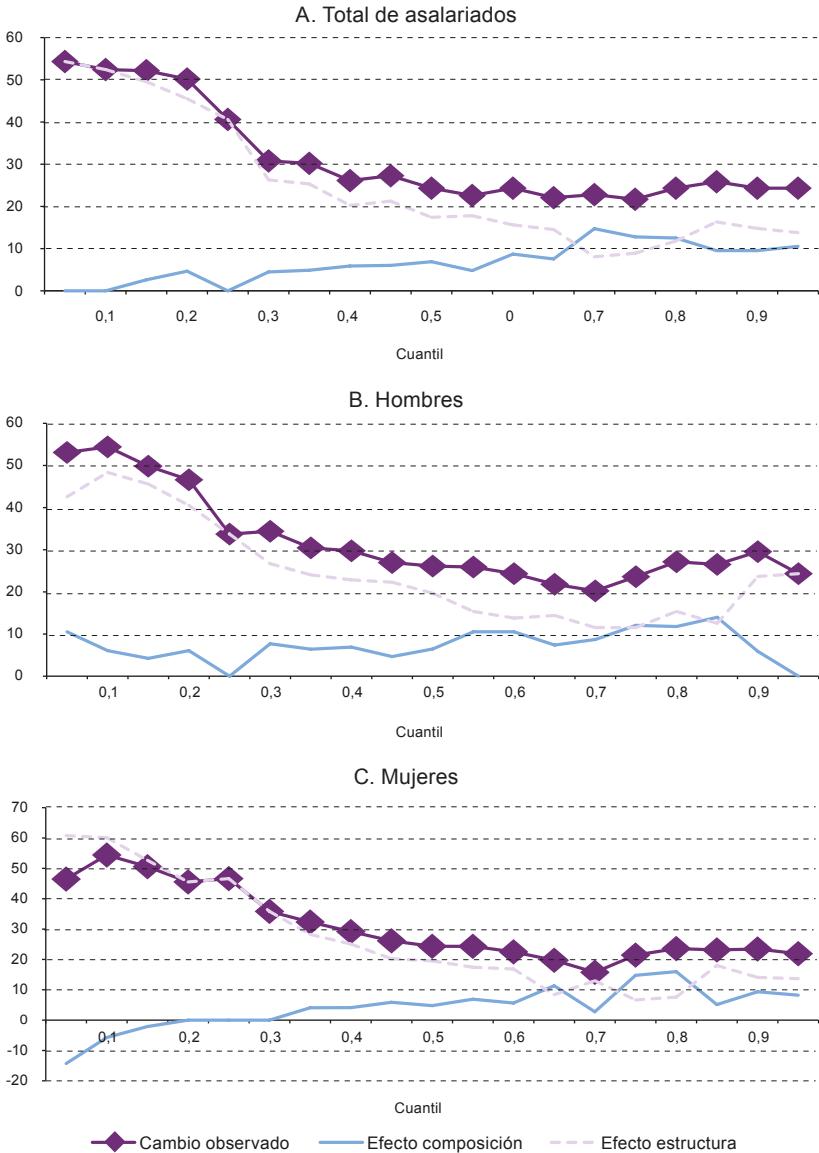
Brasil: descomposición desagregada de la distribución salarial, efecto composición, efecto estructura y efecto total, 1999-2009^a

	Efecto total			Efecto composición			Efecto estructura				
	Percentiles 90-10	Percentiles 50-10	Índice de Gini de Theil	Percentiles 90-10	Percentiles 50-10	Índice de Gini de Theil	Percentiles 90-10	Percentiles 50-10	Índice de Gini de Theil		
Formalidad	-0,463 (0,023)	0,035 (0,012)	-0,158 (0,148)	-0,461 (0,027)	0,036 (0,014)	-0,119 (0,101)	-0,039 (0,027)	-0,037 (0,025)	-0,001 (0,012)	-0,002 (0,006)	-0,038 (0,076)
Edad	0,085 (0,008)	0,042 (0,008)	-0,002 (0,039)	0,055 (0,007)	0,007 (0,009)	-0,003 (0,042)	0,023 (0,006)	-0,013 (0,004)	0,036 (0,005)	0,001 (0,003)	-0,003 (0,026)
Nivel educativo	-0,127 (0,021)	-0,060 (0,021)	0,005 (0,005)	-0,148 (0,029)	0,214 (0,012)	0,055 (0,009)	0,106 (0,079)	0,006 (0,008)	-0,281 (0,028)	-0,049 (0,005)	-0,116 (0,044)
Urbano o rural	0,096 (0,033)	-0,028 (0,021)	0,124 (0,006)	0,043 (0,051)	0,010 (0,028)	0,068 (0,025)	0,173 (0,067)	0,018 (0,028)	-0,039 (0,023)	0,056 (0,016)	0,002 (0,033)
Raza	0,002 (0,010)	0,001 (0,007)	-0,003 (0,006)	0,016 (0,012)	0,016 (0,009)	0,004 (0,005)	0,071 (0,051)	-0,030 (0,008)	-0,015 (0,005)	-0,007 (0,003)	-0,061 (0,031)
Hombre	-0,039 (0,015)	-0,020 (0,007)	-0,019 (0,007)	0,011 (0,018)	-0,064 (0,009)	0,044 (0,017)	-0,137 (0,078)	0,045 (0,006)	-0,063 (0,012)	0,004 (0,004)	0,127 (0,038)
Rama de actividad	0,032 (0,023)	0,039 (0,013)	-0,007 (0,024)	0,23 (0,010)	-0,024 (0,016)	-0,025 (0,028)	0,177 (0,118)	0,063 (0,013)	0,018 (0,012)	0,006 (0,006)	0,071 (0,051)
Estado administrativo	0,276 (0,088)	0,033 (0,053)	0,244 (0,087)	0,066 (0,018)	0,525 (0,160)	0,225 (0,088)	0,412 (0,151)	-0,019 (0,045)	0,019 (0,036)	0,002 (0,005)	0,113 (0,045)
Total	-0,405 (0,008)	-0,245 (0,008)	-0,161 (0,004)	-0,047 (0,032)	-0,002 (0,009)	0,160 (0,011)	0,038 (0,015)	-0,243 (0,011)	-0,321 (0,012)	-0,077 (0,005)	-0,046 (0,029)

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD), según metodología de S. Firpo, N. Fortin y T. Lemieux, "Decomposition methods in economics", *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, 2011.

^a Corresponde a los ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas.

Gráfico V.A.1
Brasil: descomposición agregada del cambio distributivo, 2000-2010^a
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Integrated Public Use Microdata (IPUMS), según metodología de DiNardo Fortin y Lemieux, "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach", *Econometrica*, vol. 64, N° 5, 1996.

^a Corresponde al total de ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas. La escala de los gráficos lo hace indistinguibles de la estimación puntual.

Gráfico V.A.2
Brasil: descomposición desagregada del cambio distributivo,
según cuantil de salarios, 1999-2009^a
(En porcentajes)

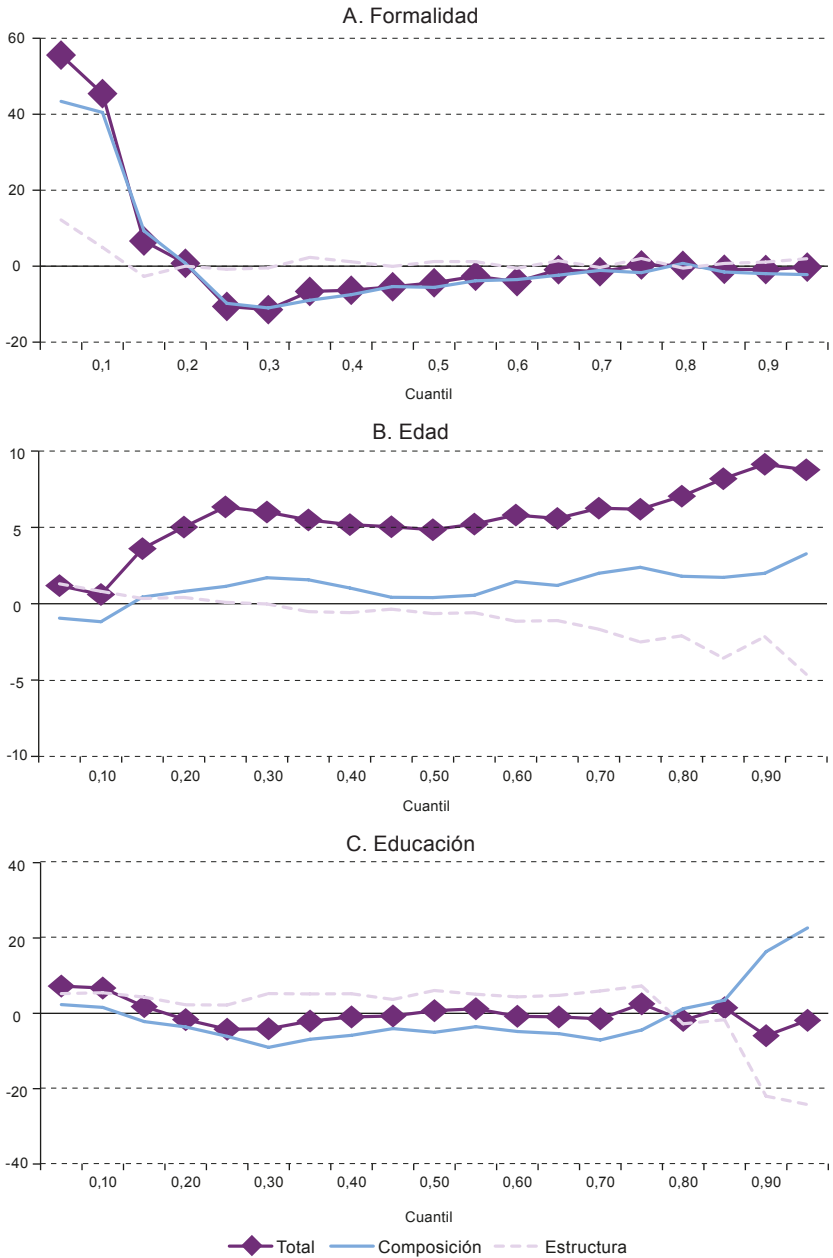


Gráfico V.A.2 (continuación)

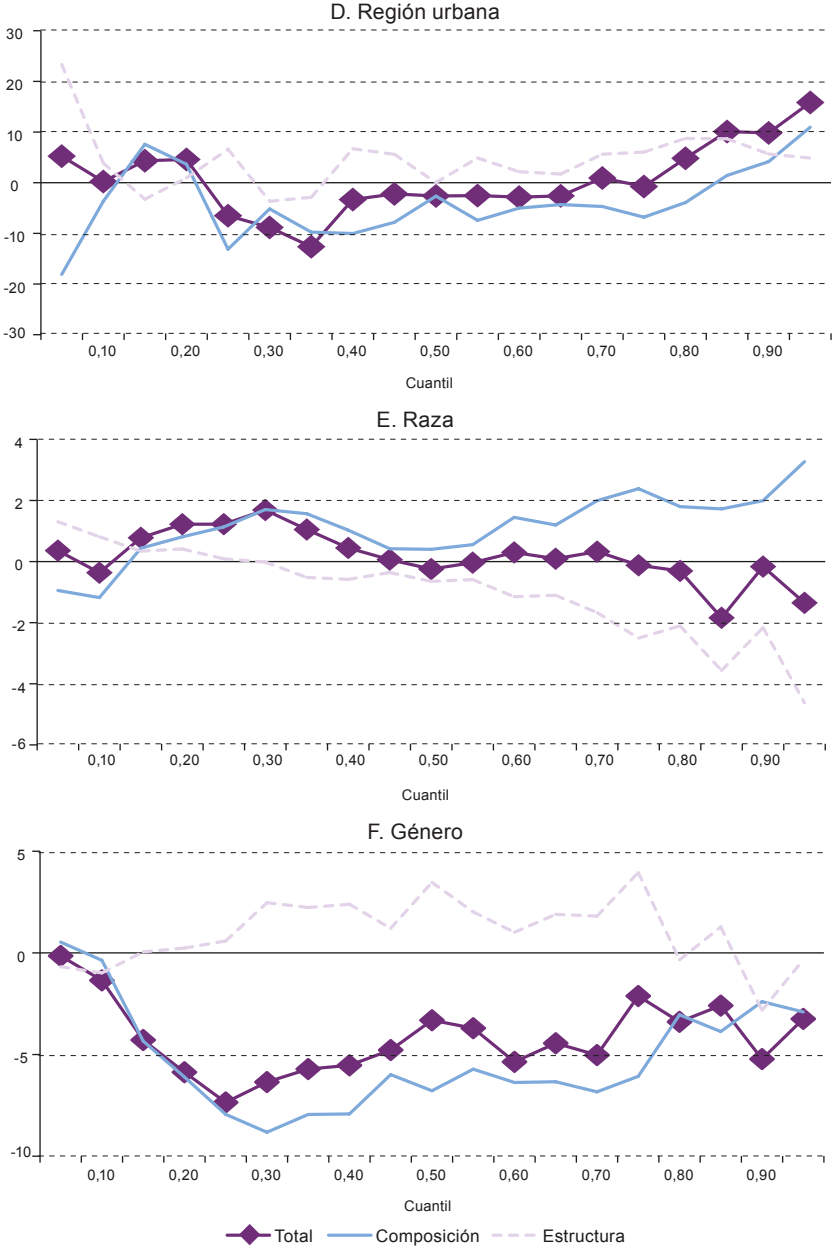
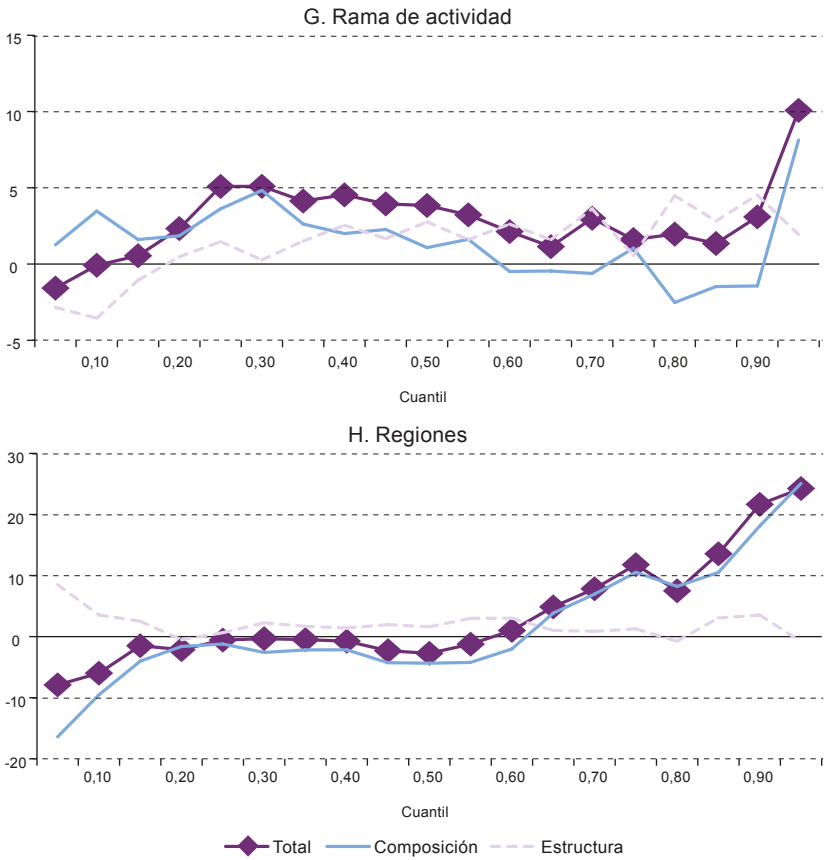


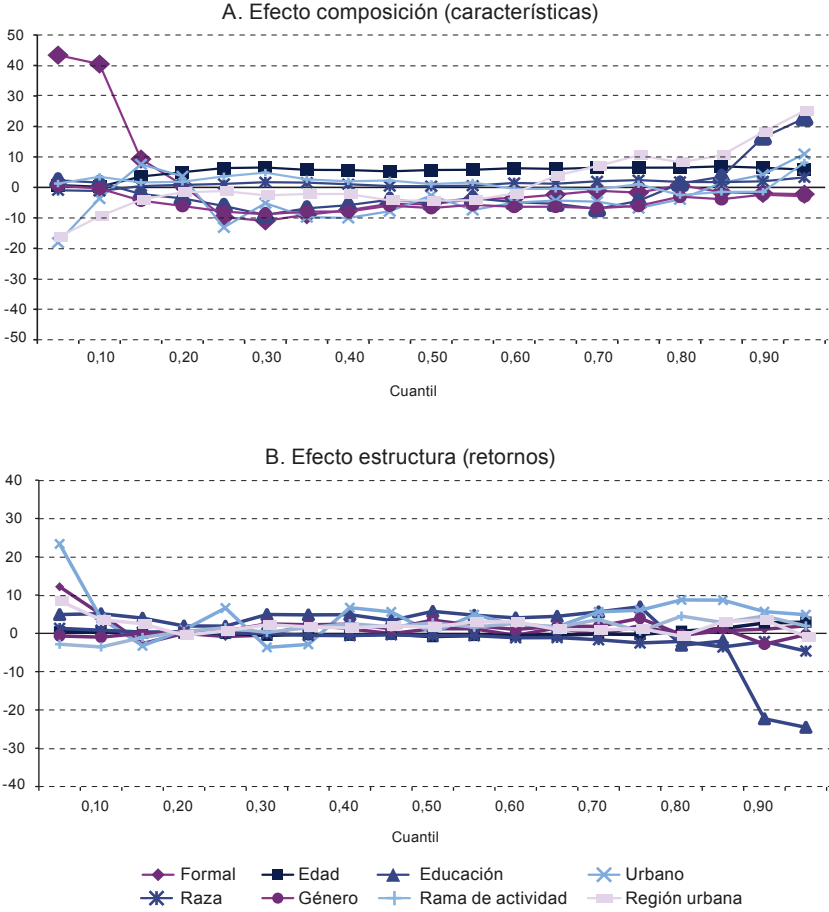
Gráfico V.A.2 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

^a Corresponde a los ocupados en edad legal de trabajar con ingresos positivos. Se computaron intervalos del 95% de confianza mediante un *bootstrap* de 100 réplicas. La escala de los gráficos los hace indistinguibles de la estimación puntual.

Gráfico V.A.3
Brasil: aporte de cada atributo a la descomposición desagregada del cambio distributivo, 1999-2009
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto de Investigación Económica Aplicada (IPEA), encuestas nacionales de hogares (PNAD).

Anexo VI.A1

**Desigualdad e informalidad en América Latina:
el caso de Chile**

Cuadro VI.A.1
Chile: incidencia y contribución a la informalidad de diferentes
categorías de ocupados, 2000-2011
(En porcentajes)

	Incidencia de la informalidad			Contribución a la informalidad		
	2000	2006	2011	2000	2006	2011
Sexo						
Hombre	35,6	32,6	29,4	64,5	63,6	61,1
Mujer	38,3	38,5	34,0	35,5	36,4	38,9
Tramo de edad						
De 15 a 24 años	45,6	39,8	33,5	10,5	12,3	12,4
De 25 a 45 años	31,8	29,5	25,9	60,2	54,0	49,4
Más de 45 años	41,6	40,4	36,4	29,3	33,6	38,3
Nivel educacional						
Hasta primaria completa	57,2	53,1	50,9	11,6	10,6	8,2
Secundaria incompleta	45,7	43,8	41,6	23,9	23,5	21,7
Secundaria completa	30,3	29,1	26,4	30,4	35,0	37,5
Educación terciaria incompleta	22,3	25,0	23,1	19,5	18,7	18,6
Educación terciaria completa	16,0	17,4	14,6	13,3	11,9	13,9
Etnia						
Pertenece a etnia	49,9	44,3	34,5	3,2	5,2	6,9
No pertenece a etnia	36,0	34,3	31,0	96,8	94,7	93,1
Zona geográfica						
Urbana	34,0	33,5	29,8	91,4	90,5	90,3
Rural	55,1	45,4	42,6	8,6	9,5	9,7
Categoría ocupacional						
Asalariados públicos	8,3	9,6	9,8	17,2	13,6	13,4
Asalariados privados	23,0	20,4	16,1	69,0	73,7	75,3
Cuentapropistas	81,7	79,2	79,9	5,7	6,5	6,0
Empleadores	46,1	49,5	50,7	3,6	2,4	1,4
Servicio doméstico	53,4	56,9	50,0	4,4	3,7	4,0
Otros	92,0	89,7	93,9	0,2	0,1	0,0
Rama de actividad						
Agricultura	53,4	43,5	42,6	9,5	10,8	8,1
Minería	11,5	10,9	6,2	2,2	2,3	3,7
Manufactura	28,4	32,2	26,9	15,7	14,1	10,8
Electricidad	12,5	12,7	7,9	1,2	0,7	1,1
Construcción	41,1	32,1	31,0	7,6	9,7	9,5
Comercio	45,6	43,4	41,8	16,3	17,1	21,6
Transporte	40,7	33,4	27,8	6,9	7,8	8,1
Financiera	21,6	22,2	17,1	9,5	8,7	10,4
Servicios	30,7	33,0	27,5	30,7	27,6	26,8
Región						
Región Metropolitana	33,3	32,9	30,3	46,0	45,2	44,8
Resto del país	39,1	36,4	32,0	54,0	54,8	55,2
Total	36,6	34,9	31,2	100,0	100,0	100,0

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Cuadro VI.A.2
Chile: regresión RIF del percentil 50 para la estimación de la brecha salarial, 2000-2011^a

Variables	Asalariados públicos y privados						Asalariados y trabajadores por cuenta propia					
	Total			Hombres			Mujeres					
	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2011	
Formalidad	0,245*** [0,0110]	0,220*** [0,00910]	0,173*** [0,0100]	0,264*** [0,0133]	0,202*** [0,0110]	0,162*** [0,0152]	0,209*** [0,0174]	0,185*** [0,0102]	0,128*** [0,0189]	0,218*** [0,00801]	0,193*** [0,00725]	0,115*** [0,00743]
Nivel educativo												
Secundaria incompleta	0,209*** [0,0110]	0,161*** [0,00910]	0,151*** [0,0100]	0,216*** [0,0133]	0,185*** [0,0110]	0,192*** [0,0152]	0,190*** [0,0174]	0,0878*** [0,0102]	0,0672*** [0,0189]	0,196*** [0,00801]	0,168*** [0,00725]	0,154*** [0,00743]
Secundaria completa	0,489*** [0,0174]	0,374*** [0,0120]	0,392*** [0,0145]	0,514*** [0,0185]	0,411*** [0,0157]	0,456*** [0,0181]	0,441*** [0,0267]	0,226*** [0,0179]	0,280*** [0,0187]	0,453*** [0,0148]	0,367*** [0,0121]	0,373*** [0,0129]
Educación terciaria incompleta	0,814*** [0,0212]	0,705*** [0,0163]	0,771*** [0,0181]	0,829*** [0,0246]	0,688*** [0,0193]	0,827*** [0,0218]	0,796*** [0,0331]	0,539*** [0,0237]	0,619*** [0,0239]	0,762*** [0,0203]	0,686*** [0,0170]	0,753*** [0,0163]
Educación terciaria completa	1,040*** [0,0252]	0,949*** [0,0185]	1,053*** [0,0205]	1,012*** [0,0248]	0,887*** [0,0197]	1,080*** [0,0240]	1,028*** [0,0369]	0,748*** [0,0262]	0,866*** [0,0255]	0,985*** [0,0213]	0,923*** [0,0186]	1,048*** [0,0181]
Categoría ocupacional												
Asalariado público	0,152*** [0,0121]	0,119*** [0,0107]	0,128*** [0,0105]	0,0945*** [0,0170]	0,0955*** [0,0158]	0,115*** [0,0160]	0,221*** [0,0192]	0,142*** [0,0122]	0,123*** [0,0129]	0,155*** [0,0108]	0,127*** [0,0102]	0,130*** [0,0110]

Cuadro VI.A.2 (continuación)

Variables	Asalariados públicos y privados						Asalariados y trabajadores por cuenta propia				
	Total			Hombres			Mujeres				
	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2011
Rama de actividad											
Agricultura	-0,187*** [0,0167]	-0,206*** [0,0142]	-0,181*** [0,0171]	-0,205*** [0,0172]	-0,192*** [0,0136]	-0,174*** [0,0220]	-0,0584* [0,0305]	-0,166*** [0,0227]	-0,139*** [0,0282]	-0,166*** [0,0156]	-0,169*** [0,0128]
Minería	0,420*** [0,0226]	0,426*** [0,0195]	0,426*** [0,0194]	0,407*** [0,0259]	0,399*** [0,0223]	0,486*** [0,0203]	0,427*** [0,0825]	0,400*** [0,0607]	0,371*** [0,0453]	0,400*** [0,0248]	0,391*** [0,0210]
Electricidad	0,0742* [0,0431]	0,123*** [0,0378]	0,137*** [0,0368]	0,0735* [0,0436]	0,117*** [0,0395]	0,151*** [0,0410]	0,269** [0,131]	0,173 [0,110]	0,166** [0,0750]	0,134*** [0,0388]	0,122*** [0,0370]
Construcción	-0,0106 [0,0182]	-0,0108 [0,0162]	0,0159 [0,0173]	-0,0391** [0,0182]	-0,0301* [0,0162]	-0,000576 [0,0179]	0,146** [0,0645]	0,159*** [0,0446]	0,170*** [0,0438]	-0,00814 [0,0160]	-0,0207 [0,0126]
Comercio	-0,0959*** [0,0161]	-0,0411*** [0,0128]	-0,0934*** [0,0146]	-0,123*** [0,0198]	-0,0610*** [0,0167]	-0,114*** [0,0184]	0,322 [0,0279]	0,0194 [0,0201]	-0,0274 [0,0250]	-0,0399*** [0,0147]	-0,00930 [0,0128]
Transporte	0,0695*** [0,0198]	0,0891*** [0,0177]	0,0742*** [0,0186]	0,0230 [0,0215]	0,0728*** [0,0171]	0,0965*** [0,0233]	0,245*** [0,0465]	0,0389 [0,0316]	0,0165 [0,0374]	0,107*** [0,0177]	0,104*** [0,0158]
Financiera	0,131*** [0,0188]	0,102*** [0,0166]	0,0917*** [0,0172]	0,0530** [0,0220]	0,0386** [0,0185]	0,0776*** [0,0211]	0,292*** [0,0351]	0,194*** [0,0235]	0,128*** [0,0279]	0,158*** [0,0184]	0,126*** [0,0159]
Servicios	-0,00610 [0,0155]	-0,00311 [0,0130]	0,0241* [0,0145]	-0,0406** [0,0199]	-0,0129 [0,0165]	0,0682*** [0,0206]	0,114*** [0,0234]	0,0328* [0,0182]	0,0474* [0,0244]	0,00291 [0,0140]	0,00252 [0,0119]
Casado	-0,135*** [0,00914]	-0,131*** [0,00797]	-0,102*** [0,00726]	-0,163*** [0,0123]	-0,171*** [0,0103]	-0,133*** [0,0118]	-0,0887*** [0,0133]	-0,0599*** [0,00952]	-0,0543*** [0,00888]	-0,136*** [0,00823]	-0,129*** [0,00658]
Hombre	0,136*** [0,0103]	0,170*** [0,00909]	0,205*** [0,00840]				0,141*** [0,00878]	0,180*** [0,00740]			0,206*** [0,00757]
Etnia	-0,0787*** [0,0224]	-0,0142 [0,0145]	-0,0479*** [0,0120]	-0,0925*** [0,0280]	-0,0140 [0,0173]	-0,0388** [0,0170]	-0,0297 [0,0319]	-0,0103 [0,0188]	-0,0515*** [0,0140]	-0,0607*** [0,0188]	-0,00847 [0,0145]

Cuadro VI.A.2 (conclusión)

Variables	Asalariados públicos y privados						Asalariados y trabajadores por cuenta propia					
	Total		Hombres		Mujeres		2000	2006	2011	2000	2006	2011
Región metropolitana	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2006	2011
	0,213***	0,162***	0,0541***	0,197***	0,129***	0,00958	0,265***	0,173***	0,111***	0,215***	0,157***	0,0409***
	[0,00951]	[0,00723]	[0,00883]	[0,0118]	[0,00909]	[0,0132]	[0,0147]	[0,0106]	[0,0122]	[0,0104]	[0,00755]	[0,00864]
Tramo de edad												
De 15 a 24 años	-0,167***	-0,155***	-0,160***	-0,187***	-0,164***	-0,203***	-0,117***	-0,0909***	-0,0978***	-0,171***	-0,167***	-0,175***
	[0,0129]	[0,0112]	[0,0117]	[0,0158]	[0,0127]	[0,0162]	[0,0190]	[0,0144]	[0,0160]	[0,0129]	[0,00996]	[0,0110]
Más de 45 años	0,126***	0,0542***	0,0235***	0,112***	0,0460***	0,0465***	0,140***	0,0359***	0,00119	0,126***	0,0605***	0,0425***
	[0,00953]	[0,00749]	[0,00779]	[0,0125]	[0,00922]	[0,0101]	[0,0160]	[0,0103]	[0,00987]	[0,0100]	[0,00693]	[0,00736]
Constante	5,728***	6,126***	6,490***	5,916***	6,339***	6,656***	5,888***	6,173***	6,576***	5,781***	6,132***	6,557***
	[0,0221]	[0,0198]	[0,0229]	[0,0240]	[0,0219]	[0,0251]	[0,0323]	[0,0256]	[0,0373]	[0,0201]	[0,0154]	[0,0191]
Observaciones	31,408	41,569	41,380	19,528	25,602	23,823	11,880	15,967	17,557	38,215	49,995	49,686
R al cuadrado	0,287	0,248	0,262	0,272	0,236	0,250	0,324	0,259	0,259	0,254	0,221	0,235

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

^a Errores estándar entre corchetes estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica bootstrap), con 200 repeticiones. La categoría base del nivel educativo es "Hasta primaria completa"; del tramo de edad, "De 25 a 45 años"; de la rama de actividad, "Industria"; y de la región, "No pertenece a la Región Metropolitana".

Cuadro VI.A.3
Chile: composición del empleo asalariado, total de la muestra CASEN, 2000, 2006 y 2011
(En promedios)

	Asalariados						Asalariados y trabajadores por cuenta propia			
	Total		Hombres		Mujeres					
	2000	2006	2000	2006	2000	2006	2000	2006	2011	
Formalidad	0,77	0,78	0,82	0,79	0,81	0,85	0,73	0,79	0,66	0,69
Tramo de edad										
De 15 a 24 años	0,14	0,16	0,15	0,14	0,16	0,16	0,15	0,14	0,13	0,13
De 25 a 45 años	0,60	0,53	0,49	0,59	0,53	0,47	0,61	0,55	0,57	0,50
Más de 45 años	0,26	0,31	0,36	0,28	0,32	0,37	0,24	0,30	0,31	0,36
Edad	37,24	38,20	39,22	37,75	38,47	39,55	36,41	37,79	38,74	39,87
Edad	1 525,1	1 616,4	1 705,5	1 570,6	1 643,4	1 744,0	1 451,3	1 574,5	1 650,4	1 764,3
Nivel educativo										
Hasta primaria completa	0,15	0,12	0,10	0,17	0,14	0,11	0,11	0,10	0,08	0,15
Secundaria incompleta	0,28	0,26	0,24	0,29	0,28	0,27	0,25	0,23	0,20	0,28
Secundaria completa	0,30	0,34	0,37	0,29	0,34	0,36	0,31	0,35	0,37	0,32
Educación terciaria incompleta	0,17	0,17	0,18	0,15	0,15	0,16	0,21	0,21	0,20	0,16
Educación terciaria completa	0,11	0,10	0,12	0,10	0,09	0,10	0,13	0,12	0,15	0,10
Sexo										
Hombre	0,62	0,61	0,59						0,63	0,61
Mujer	0,38	0,39	0,41						0,37	0,39
Etnia										
Pertenece a etnia	0,04	0,06	0,07	0,04	0,06	0,07	0,03	0,06	0,07	0,06
No pertenece a etnia	0,96	0,94	0,93	0,96	0,94	0,93	0,97	0,94	0,93	0,96
Casado	0,37	0,42	0,44	0,29	0,35	0,37	0,50	0,52	0,55	0,39

Cuadro VI.A.3 (conclusión)

Categoría ocupacional	Asalariados										Asalariados y trabajadores por cuenta propia						
	Total					Hombres					Mujeres						
	2000	2006	2011	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2006	2011
Asalariados privados	0,84	0,87	0,87	0,86	0,89	0,81	0,89	0,89	0,81	0,84	0,83	0,67	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
Asalariados públicos	0,16	0,13	0,13	0,14	0,11	0,19	0,11	0,11	0,19	0,16	0,17	0,13	0,10	0,11	0,13	0,10	0,11
Cuentapropistas												0,21	0,21	0,21	0,21	0,21	0,21
Rama de actividad																	
Agricultura	0,12	0,12	0,09	0,16	0,15	0,05	0,11	0,11	0,05	0,07	0,06	0,13	0,13	0,10	0,13	0,13	0,10
Minería	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,00	0,05	0,05	0,00	0,00	0,01	0,02	0,02	0,03	0,02	0,02	0,03
Manufactura	0,15	0,14	0,10	0,18	0,17	0,10	0,13	0,13	0,10	0,09	0,06	0,14	0,14	0,10	0,14	0,14	0,10
Electricidad	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
Construcción	0,08	0,09	0,09	0,12	0,15	0,15	0,15	0,15	0,01	0,01	0,01	0,08	0,09	0,09	0,09	0,09	0,09
Comercio	0,15	0,16	0,21	0,13	0,14	0,19	0,19	0,19	0,17	0,20	0,23	0,18	0,19	0,25	0,18	0,19	0,25
Transporte	0,07	0,08	0,08	0,10	0,10	0,03	0,11	0,11	0,03	0,04	0,04	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08
Financiera	0,08	0,08	0,09	0,08	0,08	0,09	0,09	0,09	0,09	0,07	0,10	0,08	0,07	0,09	0,08	0,07	0,09
Servicios	0,32	0,30	0,29	0,19	0,17	0,15	0,15	0,15	0,54	0,51	0,49	0,29	0,28	0,26	0,29	0,28	0,26
Región																	
Región Metropolitana	0,45	0,44	0,44	0,42	0,42	0,50	0,42	0,42	0,50	0,48	0,47	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44
Resto del país	0,55	0,56	0,56	0,58	0,58	0,50	0,58	0,58	0,50	0,52	0,53	0,56	0,56	0,56	0,56	0,56	0,56
Zona geográfica																	
Urbana	0,89	0,90	0,89	0,86	0,88	0,94	0,87	0,87	0,94	0,93	0,92	0,88	0,89	0,88	0,88	0,89	0,88
Rural	0,11	0,10	0,11	0,14	0,12	0,06	0,13	0,13	0,06	0,07	0,08	0,12	0,11	0,12	0,12	0,11	0,12

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Cuadro VI.A.4
Chile: composición del empleo asalariado según universos de descomposiciones, 2000, 2006 y 2011
(En promedios muestrales)

	Asalariados públicos y privados										Asalariados y trabajadores por cuenta propia		
	Total			Hombres			Mujeres			2000	2006	2011	
	2000	2006	2011	2000	2006	2011	2000	2006	2011				
Formalidad	0,81	0,82	0,86	0,84	0,84	0,88	0,77	0,78	0,82	0,71	0,72	0,75	
Tramo de edad													
De 15 a 24 años	0,13	0,15	0,14	0,13	0,15	0,15	0,14	0,16	0,13	0,12	0,14	0,13	
De 25 a 45 años	0,62	0,55	0,51	0,61	0,54	0,48	0,64	0,57	0,55	0,60	0,53	0,49	
Más de 45 años	0,25	0,29	0,35	0,27	0,31	0,36	0,22	0,27	0,33	0,28	0,32	0,38	
Edad	36,81	37,47	38,54	37,38	37,88	38,91	36,00	36,87	38,03	37,67	38,42	39,55	
Edad	1 472,2	1 538,5	1 627,7	1 521,8	1 578,5	1 670,3	1 401,0	1 479,1	1 569,8	1 540,7	1 614,6	1 710,9	
Nivel educativo													
Hasta primaria completa	0,10	0,09	0,07	0,12	0,10	0,08	0,08	0,07	0,06	0,12	0,10	0,08	
Secundaria incompleta	0,26	0,24	0,22	0,28	0,27	0,25	0,23	0,21	0,18	0,27	0,26	0,24	
Secundaria completa	0,32	0,36	0,39	0,31	0,36	0,39	0,32	0,36	0,39	0,31	0,35	0,38	
Educación terciaria incompleta	0,20	0,19	0,19	0,18	0,17	0,17	0,23	0,23	0,21	0,19	0,19	0,18	
Educación terciaria completa	0,12	0,11	0,13	0,11	0,10	0,11	0,14	0,13	0,16	0,11	0,10	0,12	
Sexo													
Hombre	0,59	0,60	0,58							0,60	0,61	0,58	
Mujer	0,41	0,40	0,42							0,40	0,39	0,42	
Etnia													
Pertenece a etnia	0,03	0,05	0,07	0,03	0,05	0,07	0,03	0,05	0,07	0,03	0,05	0,07	
No pertenece a etnia	0,97	0,95	0,93	0,97	0,95	0,93	0,97	0,95	0,93	0,97	0,95	0,93	
Casado	0,36	0,41	0,44	0,27	0,34	0,36	0,49	0,51	0,55	0,35	0,39	0,43	

Cuadro VI.A.4 (conclusión)

Categoría ocupacional	Asalariados públicos y privados						Asalariados y trabajadores por cuenta propia					
	Total		Hombres		Mujeres		2000		2006		2011	
	2000	2006	2000	2006	2000	2006	2000	2006	2000	2006	2000	2011
Asalariados privados	0,82	0,86	0,84	0,88	0,89	0,89	0,80	0,83	0,82	0,69	0,72	0,71
Asalariados públicos	0,18	0,14	0,16	0,12	0,11	0,11	0,20	0,17	0,18	0,15	0,12	0,12
Cuentapropistas										0,16	0,16	0,17
Rama de actividad												
Agricultura	0,06	0,07	0,05	0,08	0,06	0,06	0,03	0,05	0,04	0,06	0,07	0,05
Minería	0,02	0,02	0,03	0,03	0,05	0,05	0,00	0,00	0,01	0,02	0,02	0,03
Manufactura	0,16	0,15	0,11	0,20	0,19	0,14	0,10	0,09	0,06	0,16	0,15	0,11
Electricidad	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01
Construcción	0,08	0,10	0,10	0,13	0,16	0,16	0,01	0,01	0,01	0,09	0,10	0,10
Comercio	0,16	0,18	0,22	0,15	0,20	0,20	0,17	0,21	0,24	0,18	0,20	0,25
Transporte	0,07	0,08	0,08	0,09	0,10	0,11	0,03	0,04	0,04	0,07	0,08	0,08
Financiera	0,10	0,09	0,10	0,09	0,10	0,10	0,11	0,08	0,11	0,09	0,08	0,10
Servicios	0,35	0,32	0,30	0,21	0,19	0,16	0,54	0,51	0,49	0,32	0,30	0,27
Región												
Región Metropolitana	0,49	0,48	0,49	0,47	0,47	0,47	0,52	0,50	0,51	0,49	0,48	0,49
Resto del país	0,51	0,52	0,51	0,53	0,53	0,53	0,48	0,50	0,49	0,51	0,52	0,51

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Cuadro VI.A.5
Chile: composición del total de asalariados según ventiles
(En porcentajes)

A. 2000

	Ventiles																				Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
Informal	59,3	52,9	38,1	32,2	32,2	22,7	16,7	23,6	25,3	14,1	16,5	16,2	10,9	16,7	11,2	12,7	8,7	6,5	5,8	7,2	18,7
Formal	40,7	47,1	61,9	67,8	67,8	77,3	83,3	76,4	74,7	85,9	83,5	83,8	89,1	83,3	88,8	87,3	91,3	93,5	94,2	92,8	81,3
Sexo																					
Hombre	43,5	47,3	52,3	55,1	54,3	59,1	56,3	57,9	58,8	61,8	58,5	60,4	59,6	60,2	62,5	60,6	65,5	55,2	58,4	68,6	58,9
Mujer	56,5	52,7	47,7	44,9	45,7	40,9	43,7	42,1	41,2	38,2	41,5	39,6	40,4	39,8	37,5	39,4	34,5	44,8	41,6	31,4	41,1
Tramo de edad																					
De 15 a 24 años	23,0	24,0	20,1	19,4	18,4	21,3	15,3	20,6	22,1	18,8	18,6	13,4	12,1	15,3	13,7	11,1	6,9	3,6	2,4	1,6	13,4
De 25 a 45 años	50,1	53,4	58,1	57,6	59,2	59,0	61,9	58,8	58,8	57,4	60,5	62,3	62,0	61,1	66,4	64,8	70,5	70,7	62,5	62,3	61,8
Más de 45 años	27,0	22,6	21,8	22,9	22,4	19,6	22,9	20,6	19,1	23,8	20,9	24,4	26,0	23,6	20,0	24,1	22,6	25,6	35,1	36,2	24,8
Nivel educativo																					
Hasta primaria completa	24,3	23,6	21,1	20,4	20,7	15,7	16,5	16,8	14,1	12,6	11,4	9,3	9,2	7,9	6,6	3,9	3,9	1,5	1,5	0,6	10,2
Secundaria incompleta	43,4	45,6	37,9	39,4	40,8	39,9	38,6	39,5	35,0	35,6	30,9	29,0	31,5	26,5	20,3	21,4	12,1	7,6	5,4	3,3	25,7
Secundaria completa	23,2	24,1	33,4	32,7	28,4	34,4	33,0	32,3	39,9	38,5	39,2	40,3	37,9	39,7	41,1	40,6	32,1	25,8	22,8	10,7	31,8
Educación terciaria incompleta	6,9	6,0	6,9	6,9	10,1	9,4	11,5	10,7	9,7	12,3	17,4	16,8	19,2	22,7	25,8	26,8	38,7	34,7	33,6	26,0	19,9
Educación terciaria completa	2,2	0,8	0,7	0,5	0,0	0,6	0,5	0,8	1,4	1,0	1,1	4,5	2,1	3,3	6,2	7,4	13,2	30,4	36,7	59,4	12,5
Etnia																					
No pertenece a etnia	94,6	94,9	95,0	96,6	95,9	98,0	97,1	95,0	96,3	94,6	95,3	96,6	97,4	97,6	97,8	97,7	96,7	98,5	98,2	98,9	96,9
Pertenece a etnia	5,4	5,1	5,0	3,4	4,1	2,0	2,9	5,0	3,7	5,4	4,7	3,4	2,6	2,4	2,2	2,3	3,3	1,5	1,8	1,1	3,1

Cuadro VI.A.5 (continuación)

	Ventiles																				
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	Total
Categoría ocupacional																					
Asalariados privados	93,8	92,9	92,5	90,1	89,8	91,7	89,1	87,1	92,3	83,1	83,7	86,5	86,5	81,0	82,6	80,2	72,4	65,6	63,0	74,7	82,1
Asalariados públicos	6,2	7,1	7,5	9,9	10,2	8,3	10,9	12,9	7,7	16,9	16,3	13,5	13,5	19,0	17,4	19,8	27,6	34,4	37,0	25,3	17,9
Rama de actividad																					
Agricultura	15,9	12,2	12,3	12,1	9,6	11,2	10,5	7,1	7,6	6,0	4,4	4,0	3,2	2,5	3,5	2,7	1,8	2,3	0,9	3,3	5,8
Minería	0,5	0,5	0,2	0,4	0,2	0,3	0,4	0,7	0,6	1,1	1,0	1,0	0,7	1,4	1,7	1,8	2,2	3,9	5,6	7,3	2,1
Manufactura	10,9	11,9	19,5	16,9	12,0	17,2	19,2	19,9	19,4	17,0	16,8	17,9	13,9	18,6	19,9	17,3	16,7	15,3	9,7	13,8	16,2
Electricidad	0,4	0,1	0,2	0,5	0,6	0,8	0,5	0,9	2,0	0,6	0,1	0,8	0,9	3,6	0,8	1,2	4,6	1,2	1,5	1,7	1,3
Construcción	7,4	8,5	10,1	8,5	12,0	10,5	5,3	9,0	10,7	7,9	7,3	9,6	12,3	10,6	8,8	8,3	6,7	4,3	5,4	4,3	8,0
Comercio	14,8	14,9	19,6	19,7	21,1	21,5	20,3	17,4	20,7	19,5	18,7	17,9	18,0	14,4	15,1	12,4	13,2	8,5	11,4	9,8	15,6
Transporte	5,2	6,6	6,8	6,2	4,8	4,1	6,6	6,2	7,5	5,0	6,8	7,2	8,3	7,2	7,0	8,9	9,0	5,9	6,1	5,3	6,6
Financiera	10,8	4,7	3,4	4,2	4,7	7,1	5,8	4,8	6,2	6,5	8,1	8,3	10,7	8,3	12,0	15,3	12,7	11,7	12,8	18,0	9,8
Servicios	34,2	40,4	27,9	31,6	34,9	27,2	31,4	33,9	25,3	36,5	36,8	33,3	32,1	33,4	31,3	32,2	33,1	46,8	46,5	36,5	34,8
Región																					
Resto del país	63,6	68,1	60,1	65,6	62,8	59,9	60,1	58,1	45,2	50,5	50,1	45,8	43,6	45,7	41,5	47,5	46,1	47,7	51,2	38,4	50,6
Región Metropolitana	36,4	31,9	39,9	34,4	37,2	40,1	39,9	41,9	54,8	49,5	49,9	54,2	56,4	54,3	58,5	52,5	53,9	52,3	48,8	61,6	49,4

Cuadro VI.A.5 (continuación)

B. 2006

	Ventiles																				Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
Informal	60,0	48,4	32,4	28,6	19,9	17,0	21,0	17,6	18,8	17,1	17,1	13,0	13,5	17,5	10,1	11,6	11,5	9,5	7,4	6,7	18,4
Formal	40,0	51,6	67,6	71,4	80,1	83,0	79,0	82,4	81,2	82,9	82,9	87,0	86,5	82,5	89,9	88,4	88,5	90,5	92,6	93,3	81,6
Sexo																					
Hombre	44,1	44,4	51,1	54,4	57,8	59,1	60,0	58,4	61,5	59,8	62,9	59,9	63,5	63,2	61,4	65,8	63,6	60,0	61,0	68,0	59,8
Mujer	55,9	55,6	48,9	45,6	42,2	40,9	40,0	41,6	38,5	40,2	37,1	40,1	36,5	36,8	38,6	34,2	36,4	40,0	39,0	32,0	40,2
Tramo de edad																					
De 15 a 24 años	26,7	22,0	19,4	23,4	22,2	20,8	23,3	22,8	20,2	17,8	18,6	21,3	15,1	13,5	13,1	10,2	9,0	7,8	5,2	1,7	15,5
De 25 a 45 años	43,9	46,7	49,0	48,1	52,7	49,4	49,9	50,6	53,1	54,1	56,4	52,5	59,2	59,7	61,0	60,2	60,8	62,4	59,2	60,5	55,3
Más de 45 años	29,5	31,3	31,6	28,5	25,0	29,8	26,8	26,6	26,7	28,1	25,0	26,2	25,6	26,8	25,9	29,6	30,2	29,8	35,7	37,8	29,2
Nivel educativo																					
Hasta primaria completa	18,2	21,2	18,1	15,8	15,5	15,1	14,6	12,2	10,8	11,4	7,8	8,4	6,0	7,2	6,7	4,4	4,1	2,0	1,3	0,7	9,1
Secundaria incompleta	38,1	36,4	37,5	34,4	37,3	34,4	32,6	31,2	33,7	30,2	27,7	27,7	23,8	26,5	20,8	17,8	14,4	10,1	6,8	3,9	24,4
Secundaria completa	31,1	35,7	33,6	39,7	37,2	39,3	40,5	44,4	43,2	41,6	46,4	41,4	46,1	40,4	40,5	41,7	37,9	30,0	20,5	10,8	36,2
Educación terciaria incompleta	10,2	6,1	9,3	9,2	9,5	10,9	10,9	10,4	10,7	14,9	16,8	20,7	20,7	22,6	27,2	26,8	30,3	32,9	32,4	28,3	19,4
Educación terciaria completa	2,4	0,7	1,6	0,9	0,4	0,4	1,4	1,8	1,6	2,0	1,3	1,8	3,5	3,2	4,7	9,3	13,3	25,1	38,9	56,3	10,9
Etnia																					
No pertenece a etnia	92,6	93,2	92,6	93,9	93,2	93,4	93,8	92,6	93,6	93,8	95,0	95,6	95,2	95,0	95,5	96,9	96,2	97,0	96,6	98,0	95,0
Pertenece a etnia	7,4	6,8	7,4	6,1	6,8	6,6	6,2	7,4	6,4	6,2	5,0	4,4	4,8	5,0	4,5	3,1	3,8	3,0	3,4	2,0	5,0

Cuadro VI.A.5 (continuación)

	Ventiles																				Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
Categoría ocupacional																					
Asalariados privados	90,6	92,5	92,0	92,2	91,8	90,8	93,4	91,2	91,0	89,3	91,3	86,9	87,2	87,1	84,6	84,1	81,1	75,9	71,4	73,7	
Asalariados públicos	9,4	7,5	8,0	7,8	8,2	9,2	6,6	8,8	9,0	10,7	8,7	13,1	12,8	12,9	15,4	15,9	18,9	24,1	28,6	26,3	
Rama de actividad																					
Agricultura	14,5	13,4	12,0	13,2	13,5	12,0	13,6	10,0	8,7	7,2	5,6	4,9	4,4	4,0	3,9	3,7	3,1	2,4	1,7	2,9	
Minería	0,7	0,6	0,7	0,4	0,3	0,6	0,6	0,2	0,6	1,3	1,2	1,5	0,9	1,7	2,5	2,7	3,7	3,9	4,4	5,3	
Manufactura	10,8	11,5	14,1	17,8	15,8	18,0	16,6	17,4	16,5	16,3	16,3	14,4	15,0	18,1	16,0	16,3	13,6	12,2	8,2	12,8	
Electricidad	0,8	0,2	0,2	0,4	0,7	0,8	0,4	0,4	0,7	0,8	0,5	0,8	0,6	0,4	0,8	1,1	1,5	0,6	1,0	0,9	
Construcción	7,3	9,8	9,9	10,5	11,8	11,2	14,6	10,9	12,4	10,8	11,4	9,5	12,9	9,9	12,5	9,8	8,9	8,2	5,7	6,9	
Comercio	18,2	16,6	22,1	17,9	21,6	20,5	19,3	21,8	20,9	19,7	21,5	21,6	18,7	19,0	18,2	19,5	14,7	10,5	10,9	10,1	
Transporte	5,3	5,4	5,6	5,0	6,0	5,8	5,6	8,3	6,8	7,0	8,7	8,0	9,6	10,0	6,9	11,0	10,2	9,0	8,4	7,2	
Financiera	4,0	2,9	4,7	5,4	3,4	4,6	5,8	7,7	7,5	8,2	9,2	7,8	10,1	8,7	10,7	7,8	10,4	12,6	12,8	16,8	
Servicios	38,5	39,5	30,8	29,4	26,9	26,6	23,5	23,2	25,9	28,6	25,5	31,5	28,0	28,2	28,5	28,3	33,9	40,7	46,8	37,1	
Región																					
Resto del país	65,2	68,5	59,8	60,1	63,9	59,5	56,9	56,2	52,4	54,1	43,1	48,3	45,9	46,6	49,3	46,4	48,1	47,9	50,2	38,6	
Región Metropolitana	34,8	31,5	40,2	39,9	36,1	40,5	43,1	43,8	47,6	45,9	56,9	51,7	54,1	53,4	50,7	53,6	51,9	52,1	49,8	61,4	

Cuadro VI.A.5 (continuación)

C. 2011

	Ventiles																				Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
Informal	51,4	30,8	22,8	16,7	10,5	10,7	14,0	14,8	20,3	12,1	13,9	10,1	8,3	9,2	9,8	9,3	9,1	5,9	5,7	4,7	14,4
Formal	48,6	69,2	77,2	83,3	89,5	89,3	86,0	85,2	79,7	87,9	86,1	89,9	91,7	90,8	90,2	90,7	90,9	94,1	94,3	95,3	85,6
Sexo																					
Hombre	42,1	42,8	48,8	57,8	64,2	58,2	56,9	52,1	49,4	60,8	60,1	64,3	60,7	61,7	65,3	58,2	61,1	56,9	60,8	66,8	57,7
Mujer	57,9	57,2	51,2	42,2	35,8	41,8	43,1	47,9	50,6	39,2	39,9	35,7	39,3	38,3	34,7	41,8	38,9	43,1	39,2	33,2	42,3
Tramo de edad																					
De 15 a 24 años	21,3	16,6	18,1	20,0	25,5	17,2	19,0	18,0	19,5	18,7	22,9	15,6	11,5	12,3	8,0	9,1	7,0	3,8	5,0	1,8	14,3
De 25 a 45 años	44,6	47,0	43,4	48,5	44,9	44,1	48,1	47,2	46,2	48,7	45,4	50,1	54,0	53,5	56,5	57,4	60,8	58,9	58,0	59,8	51,0
Más de 45 años	34,1	36,5	38,5	31,4	29,7	38,7	32,9	34,8	34,3	32,6	31,7	34,3	34,5	34,2	35,5	33,5	32,2	37,4	37,0	38,4	34,6
Nivel educativo																					
Hasta primaria completa	16,5	15,9	12,4	11,5	13,1	11,0	8,9	7,7	8,2	5,2	5,2	6,7	4,9	3,5	2,0	1,6	3,9	0,7	0,6	0,4	6,9
Secundaria incompleta	32,8	37,0	38,6	34,7	33,7	33,8	27,4	30,9	25,9	25,3	24,9	19,4	16,6	20,6	21,2	10,5	7,1	4,6	5,5	3,4	22,5
Secundaria completa	35,2	38,9	41,1	42,1	45,9	44,2	48,0	46,8	49,5	51,2	46,9	47,2	47,1	44,5	37,1	39,1	26,3	23,5	12,4	11,2	38,6
Educación terciaria incompleta	11,6	7,2	7,1	10,3	7,0	10,2	13,8	13,2	15,1	15,4	20,4	22,9	28,1	23,6	29,4	33,9	35,2	30,7	27,4	19,7	19,1
Educación terciaria completa	3,9	1,1	0,8	1,5	0,3	0,8	1,9	1,4	1,4	2,9	2,6	3,8	3,3	7,8	10,3	14,9	27,5	40,5	54,1	65,3	12,9
Etnia																					
No pertenece a etnia	92,8	89,1	90,1	91,9	90,4	90,9	94,2	90,7	93,7	93,8	93,5	93,6	95,3	93,9	89,8	93,6	96,5	95,3	95,9	97,3	93,2
Pertenece a etnia	7,2	10,9	9,9	8,1	9,6	9,1	5,8	9,3	6,3	6,2	6,5	6,4	4,7	6,1	10,2	6,4	3,5	4,7	4,1	2,7	6,8

Cuadro VI.A.5 (conclusión)

	Ventiles																				Total
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
Categoría ocupacional																					
Asalariados privados	92,6	88,4	88,6	92,8	93,8	93,2	90,8	90,1	88,5	88,3	87,5	87,2	83,6	84,8	85,4	77,5	81,6	74,2	71,5	76,5	
Asalariados públicos	7,4	11,6	11,4	7,2	6,2	6,8	9,2	9,9	11,5	11,7	12,5	12,8	16,4	15,2	14,6	22,5	18,4	25,8	28,5	23,5	
Rama de actividad																					
Agricultura	11,1	8,5	10,9	7,4	10,0	7,4	5,6	5,3	5,0	4,1	5,0	3,0	2,7	2,0	2,7	2,6	2,1	1,3	1,4	1,3	
Minería	0,6	0,9	0,6	0,6	0,9	1,3	0,8	1,1	1,0	1,4	1,3	2,0	1,7	3,1	9,5	4,5	5,2	5,9	5,8	10,3	
Manufactura	7,5	7,9	8,7	10,5	11,6	15,9	14,6	15,1	13,3	12,8	11,5	10,5	13,5	14,2	11,4	9,6	9,7	8,4	6,7	5,7	
Electricidad	0,1	1,0	0,5	0,6	0,7	0,3	0,3	0,6	1,1	0,4	1,3	1,7	2,3	0,8	1,0	1,3	0,9	0,7	1,3	3,3	
Construcción	6,6	8,5	10,3	15,6	15,7	9,8	11,0	9,1	8,3	12,7	8,7	11,3	8,5	13,2	9,2	8,8	10,9	4,9	8,0	7,2	
Comercio	24,7	24,6	21,9	28,3	27,6	28,0	29,6	27,5	26,6	26,4	26,3	22,4	21,3	19,1	18,0	15,6	15,6	10,2	10,9	10,2	
Transporte	8,5	8,7	9,5	7,9	8,8	9,0	7,7	5,2	7,5	7,0	10,7	9,5	8,7	10,0	9,6	9,2	8,1	7,9	5,9	5,2	
Financiera	4,4	4,5	6,2	5,8	9,7	9,9	7,9	7,2	8,4	9,4	7,1	12,0	7,7	8,6	10,7	12,7	15,3	16,8	15,1	24,1	
Servicios	36,5	35,4	31,4	23,4	14,8	18,6	22,4	28,9	28,6	25,9	28,1	27,5	33,6	28,9	27,8	35,7	32,1	43,9	44,8	32,7	
Región																					
Resto del país	63,5	68,1	64,0	59,4	54,1	60,6	43,4	55,5	44,7	45,9	48,3	47,3	46,9	49,3	46,9	50,0	49,7	49,8	46,0	35,8	
Región Metropolitana	36,5	31,9	36,0	40,6	45,9	39,4	56,6	44,5	55,3	54,1	51,7	52,7	53,1	50,7	53,1	50,0	50,3	50,2	54,0	64,2	

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Cuadro VI.A.6
Chile: regresiones RIF para el total de asalariados, 2000 (contrafactual)-2011^a

Variables	2011										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Formalidad	-0,0771*** [0,00855]	-0,281*** [0,0200]	0,494*** [0,0179]	0,179*** [0,00636]	0,138*** [0,00597]	0,164*** [0,00928]	0,173*** [0,0102]	0,130*** [0,0101]	0,111*** [0,0121]	0,0802*** [0,0130]	0,0437*** [0,0143]
Nivel educativo											
Secundaria incompleta	-0,0118*** [0,00401]	-0,0275 [0,0230]	0,118*** [0,0224]	0,0626*** [0,00823]	0,0924*** [0,00908]	0,127*** [0,0131]	0,151*** [0,0137]	0,141*** [0,0119]	0,150*** [0,0132]	0,125*** [0,0130]	0,0856*** [0,0131]
Secundaria completa	-0,0210*** [0,00509]	-0,0364 [0,0241]	0,277*** [0,0211]	0,146*** [0,00838]	0,209*** [0,00957]	0,322*** [0,0150]	0,392*** [0,0147]	0,382*** [0,0128]	0,408*** [0,0159]	0,332*** [0,0151]	0,210*** [0,0149]
Educación terciaria incompleta	0,0294*** [0,00744]	0,210*** [0,0289]	0,374*** [0,0216]	0,227*** [0,00906]	0,348*** [0,0106]	0,584*** [0,0197]	0,771*** [0,0167]	0,842*** [0,0178]	0,993*** [0,0252]	0,970*** [0,0300]	0,755*** [0,0298]
Educación terciaria completa	0,453*** [0,0169]	1,085*** [0,0367]	0,430*** [0,0219]	0,263*** [0,00884]	0,414*** [0,0107]	0,741*** [0,0223]	1,053*** [0,0195]	1,316*** [0,0229]	1,857*** [0,0353]	2,333*** [0,0523]	2,378*** [0,0695]
Categoría ocupacional											
Asalariado público	0,00155 [0,00898]	0,0643*** [0,0203]	0,0906*** [0,0116]	0,0440*** [0,00489]	0,0608*** [0,00556]	0,103*** [0,00872]	0,128*** [0,00998]	0,147*** [0,0110]	0,179*** [0,0146]	0,196*** [0,0196]	0,205*** [0,0284]

Cuadro VI.A.6 (continuación)

Variables	2011									
	Varianza					Deciles				
	Gini	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Rama de actividad										
Agricultura	0,0400*** [0,00807]	-0,175*** [0,0221]	-0,0915*** [0,00937]	-0,132*** [0,0105]	-0,177*** [0,0143]	-0,181*** [0,0161]	-0,164*** [0,0178]	-0,125*** [0,0199]	-0,0490** [0,0205]	0,00178 [0,0221]
Minería	0,169*** [0,0183]	0,0247* [0,0127]	0,0451*** [0,00665]	0,121*** [0,00798]	0,280*** [0,0142]	0,426*** [0,0181]	0,555*** [0,0242]	0,768*** [0,0302]	0,910*** [0,0403]	0,885*** [0,0580]
Electricidad	0,119*** [0,0365]	-0,0503 [0,0336]	-0,0183 [0,0155]	0,00134 [0,0168]	0,0663** [0,0288]	0,137*** [0,0337]	0,190*** [0,0366]	0,180*** [0,0547]	0,230*** [0,0653]	0,330*** [0,0798]
Construcción	0,00767 [0,00900]	0,0188 [0,0160]	-0,0138* [0,00729]	-0,0196** [0,00872]	-0,0114 [0,0135]	0,0159 [0,0170]	0,0173 [0,0205]	-0,0184 [0,0202]	0,0256 [0,0237]	0,0705*** [0,0273]
Comercio	0,0253*** [0,00835]	0,0357 [0,0275]	-0,0392*** [0,00619]	-0,0606*** [0,00746]	-0,0838*** [0,0112]	-0,0934*** [0,0145]	-0,114*** [0,0166]	-0,101*** [0,0174]	-0,0590*** [0,0202]	0,0204 [0,0220]
Transporte	-0,00953 [0,00918]	-0,00367 [0,0174]	-0,0277*** [0,00755]	-0,00154 [0,00862]	0,0470*** [0,0147]	0,0742*** [0,0181]	0,0862*** [0,0208]	0,0857*** [0,0247]	0,0322 [0,0271]	0,00440 [0,0299]
Financiera	0,0915*** [0,0191]	0,152*** [0,0383]	-0,0142** [0,00682]	0,0118 [0,00822]	0,0591*** [0,0138]	0,0917*** [0,0177]	0,104*** [0,0197]	0,142*** [0,0258]	0,186*** [0,0268]	0,251*** [0,0363]
Servicios	-0,0168* [0,0101]	-0,0131 [0,0285]	-0,0510*** [0,00641]	-0,0215*** [0,00788]	0,00579 [0,0117]	0,0241 [0,0159]	0,0160 [0,0169]	0,0272 [0,0179]	0,0495** [0,0215]	0,00235 [0,0261]
Casado	-0,0375*** [0,00427]	-0,0546*** [0,00845]	-0,0196*** [0,00336]	-0,0443*** [0,00430]	-0,0780*** [0,00638]	-0,102*** [0,00749]	-0,123*** [0,00806]	-0,157*** [0,00956]	-0,183*** [0,0122]	-0,188*** [0,0147]
Hombre	0,0326*** [0,00570]	0,0587*** [0,0161]	0,0739*** [0,00363]	0,0874*** [0,00430]	0,149*** [0,00687]	0,205*** [0,00808]	0,210*** [0,00866]	0,253*** [0,0107]	0,238*** [0,0142]	0,232*** [0,0160]
Etnia	-0,00908** [0,00448]	-0,0446** [0,0212]	-0,0205*** [0,00608]	-0,0237*** [0,00668]	-0,0281*** [0,0104]	-0,0479*** [0,0118]	-0,0604*** [0,0129]	-0,0485*** [0,0151]	-0,0609*** [0,0166]	-0,0487** [0,0200]
Región metropolitana	0,0716*** [0,00975]	0,107*** [0,00898]	0,0606*** [0,00356]	0,0615*** [0,00467]	0,0710*** [0,00722]	0,0541*** [0,00897]	0,0412*** [0,00943]	0,0135 [0,0120]	0,0287** [0,0142]	0,144*** [0,0188]

Cuadro VI.A.6 (continuación)

Variables	2011										
	Varianza					Deciles					
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90	p90	
Tramo de edad											
De 15 a 24 años	0,00865** [0,00425]	0,00152 [0,0190]	-0,0834*** [0,0135]	-0,0434*** [0,00510]	-0,0704*** [0,00608]	-0,111*** [0,00934]	-0,160*** [0,0109]	-0,189*** [0,0116]	-0,233*** [0,0139]	-0,200*** [0,0139]	-0,121*** [0,0139]
Más de 45 años	0,0450*** [0,00703]	0,0867*** [0,0150]	0,00674 [0,00899]	0,000280 [0,00373]	0,00452 [0,00443]	0,0152** [0,00672]	0,0235*** [0,00715]	0,0360*** [0,00827]	0,0648*** [0,0113]	0,0951*** [0,0121]	0,144*** [0,0160]
Constante	0,389*** [0,0108]	0,517*** [0,0425]	5,970*** [0,0293]	6,548*** [0,0112]	6,541*** [0,0116]	6,463*** [0,0194]	6,490*** [0,0208]	6,670*** [0,0250]	6,734*** [0,0280]	7,016*** [0,0290]	7,497*** [0,0378]
Observaciones	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380
R al cuadrado	0,080	0,072	0,109	0,137	0,179	0,220	0,262	0,304	0,336	0,346	0,253

Cuadro VI.A.6 (continuación)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Formalidad	-0,0976*** [0,00571]	-0,392*** [0,0302]	0,466*** [0,0222]	0,307*** [0,0127]	0,275*** [0,0136]	0,286*** [0,0152]	0,261*** [0,0138]	0,239*** [0,0151]	0,188*** [0,0155]	0,105*** [0,0152]	0,00136 [0,0200]
Nivel educativo											
Secundaria incompleta	-0,00674 [0,00597]	-0,0238 [0,0269]	0,150*** [0,0209]	0,128*** [0,0150]	0,155*** [0,0157]	0,210*** [0,0161]	0,232*** [0,0175]	0,237*** [0,0173]	0,245*** [0,0186]	0,228*** [0,0175]	0,184*** [0,0168]
Secundaria completa	-0,0252*** [0,00857]	-0,0544** [0,0275]	0,283*** [0,0227]	0,277*** [0,0171]	0,362*** [0,0190]	0,465*** [0,0192]	0,523*** [0,0213]	0,552*** [0,0222]	0,548*** [0,0265]	0,441*** [0,0232]	0,303*** [0,0229]
Educación terciaria incompleta	0,0187 [0,0124]	0,146*** [0,0315]	0,358*** [0,0229]	0,395*** [0,0185]	0,525*** [0,0214]	0,718*** [0,0320]	0,910*** [0,0297]	1,046*** [0,0308]	1,143*** [0,0430]	0,991*** [0,0376]	0,773*** [0,0395]
Educación terciaria completa	0,384*** [0,0243]	1,012*** [0,0535]	0,382*** [0,0209]	0,434*** [0,0169]	0,614*** [0,0223]	0,890*** [0,0402]	1,239*** [0,0344]	1,622*** [0,0412]	2,120*** [0,0714]	2,293*** [0,0732]	2,105*** [0,0884]
Categoría ocupacional											
Asalariado público	-0,0552*** [0,0126]	0,000744 [0,0306]	0,123*** [0,0130]	0,103*** [0,00956]	0,143*** [0,0106]	0,194*** [0,0130]	0,222*** [0,0163]	0,278*** [0,0182]	0,271*** [0,0280]	0,310*** [0,0313]	0,175*** [0,0415]

Cuadro VI.A.6 (continuación)

Variables	2000									
	Varianza					Deciles				
	Gini	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Rama de actividad										
Agricultura	0,0336 [0,0235]	-0,0804*** [0,0217]	-0,115*** [0,0157]	-0,158*** [0,0166]	-0,171*** [0,0189]	-0,168*** [0,0208]	-0,172*** [0,0224]	-0,108*** [0,0244]	-0,0763*** [0,0250]	-0,0343 [0,0304]
Minería	0,112*** [0,0372]	0,328*** [0,0768]	0,102*** [0,0136]	0,185*** [0,0180]	0,333*** [0,0347]	0,491*** [0,0313]	0,712*** [0,0463]	0,860*** [0,0742]	0,809*** [0,0773]	0,614*** [0,0999]
Electricidad	0,0428 [0,0407]	0,111 [0,0717]	0,208 [0,0354]	0,0572 [0,0398]	0,0980** [0,0477]	0,169*** [0,0653]	0,227*** [0,0791]	0,292*** [0,0956]	0,276*** [0,0938]	0,286** [0,111]
Construcción	-0,0427*** [0,0134]	-0,133*** [0,0200]	0,00673 [0,0159]	-0,0215 [0,0180]	-0,00888 [0,0220]	0,000196 [0,0227]	-0,0183 [0,0283]	-0,0376 [0,0282]	-0,0952*** [0,0320]	-0,0861** [0,0351]
Comercio	-0,00191 [0,0132]	-0,0728** [0,0358]	-0,0324*** [0,0122]	-0,0752*** [0,0160]	-0,0816*** [0,0199]	-0,116*** [0,0209]	-0,158*** [0,0255]	-0,150*** [0,0259]	-0,123*** [0,0260]	-0,0571* [0,0320]
Transporte	-0,0277 [0,0202]	-0,116*** [0,0407]	0,00890 [0,0176]	0,0270 [0,0181]	0,0619** [0,0243]	0,0806*** [0,0265]	0,0631** [0,0311]	0,0628* [0,0344]	-0,0673* [0,0382]	-0,0692* [0,0413]
Financiera	-0,00565 [0,0205]	0,0318 [0,0511]	0,0557*** [0,0161]	0,0671*** [0,0180]	0,133*** [0,0238]	0,154*** [0,0244]	0,228*** [0,0321]	0,229*** [0,0412]	0,0907** [0,0434]	0,0925* [0,0480]
Servicios	-0,0551*** [0,0140]	-0,133*** [0,0355]	-0,0283** [0,0129]	-0,0264* [0,0142]	0,000879 [0,0211]	-0,00442 [0,0192]	-0,0192 [0,0221]	2,21e-05 [0,0245]	-0,0474* [0,0267]	-0,140*** [0,0350]
Casado	-0,0266*** [0,00624]	-0,0580*** [0,0198]	-0,0628*** [0,00831]	-0,0916*** [0,00935]	-0,127*** [0,0118]	-0,141*** [0,0134]	-0,175*** [0,0165]	-0,216*** [0,0175]	-0,202*** [0,0206]	-0,146*** [0,0225]
Hombre	0,0258*** [0,00874]	0,228 [0,0214]	0,0974*** [0,00876]	0,118*** [0,00888]	0,140*** [0,0105]	0,147*** [0,0128]	0,147*** [0,0155]	0,134*** [0,0179]	0,100*** [0,0186]	0,155*** [0,0235]
Etnia	-0,00869 [0,0123]	-0,204 [0,0500]	-0,0573*** [0,0199]	-0,0566** [0,0243]	-0,0610** [0,0303]	-0,131*** [0,0304]	-0,112*** [0,0352]	-0,155*** [0,0456]	-0,113** [0,0477]	-0,0642 [0,0487]
Región metropolitana	0,0531*** [0,0122]	0,0791*** [0,0223]	0,133*** [0,00773]	0,168*** [0,00760]	0,210*** [0,0121]	0,241*** [0,0118]	0,221*** [0,0153]	0,181*** [0,0172]	0,165*** [0,0187]	0,221*** [0,0248]

Cuadro VI.A.6 (conclusión)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Tramo de edad											
De 15 a 24 años	0,0402*** [0,00525]	0,0530** [0,0233]	-0,0909*** [0,0170]	-0,0896*** [0,0130]	-0,113*** [0,0146]	-0,180*** [0,0187]	-0,221*** [0,0179]	-0,216*** [0,0195]	-0,194*** [0,0202]	-0,122*** [0,0168]	-0,0316* [0,0165]
Más de 45 años	0,0583*** [0,0107]	0,152*** [0,0226]	0,0159 [0,0109]	0,0373*** [0,00963]	0,0606*** [0,0109]	0,104*** [0,0145]	0,155*** [0,0156]	0,209*** [0,0163]	0,287*** [0,0256]	0,322*** [0,0265]	0,326*** [0,0291]
Constante	0,476*** [0,0165]	0,797*** [0,0497]	5,257*** [0,0328]	5,568*** [0,0245]	5,591*** [0,0250]	5,557*** [0,0584]	5,654*** [0,0320]	5,788*** [0,0368]	5,959*** [0,0439]	6,396*** [0,0424]	7,020*** [0,0484]
Observaciones	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408
R al cuadrado	0,076	0,085	0,140	0,179	0,227	0,281	0,321	0,353	0,380	0,369	0,245

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

^a En el cuadro figuran los coeficientes efectivos de 2011 y los coeficientes ponderados en 2000 con la estructura de características del último año. Errores estándar entre corchetes estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), con 200 repeticiones. La categoría base del nivel educativo es "Hasta primaria completa", del tramo de edad, "De 25 a 45 años"; de la rama de actividad, "Industria"; y de la región, "No pertenece a la Región Metropolitana".

Cuadro VI.A.7
Chile: regresiones RIF para el total de hombres asalariados, 2000 (contrafactual)-2011^a

Variables	2011										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Formalidad	-0,0602*** [0,0153]	-0,204*** [0,0283]	0,282*** [0,0201]	0,182*** [0,00940]	0,151*** [0,0102]	0,198*** [0,0139]	0,162*** [0,0151]	0,141*** [0,0146]	0,114*** [0,0158]	0,0947*** [0,0178]	0,0691*** [0,0198]
Nivel educativo											
Secundaria incompleta	-0,0123*** [0,00473]	-0,00260 [0,0257]	0,0741*** [0,0171]	0,0933*** [0,0125]	0,129*** [0,0142]	0,190*** [0,0192]	0,192*** [0,0192]	0,181*** [0,0174]	0,175*** [0,0173]	0,142*** [0,0171]	0,0994*** [0,0178]
Secundaria completa	-0,0223*** [0,00628]	0,00900 [0,0268]	0,165*** [0,0169]	0,180*** [0,0129]	0,273*** [0,0138]	0,433*** [0,0208]	0,456*** [0,0202]	0,453*** [0,0196]	0,444*** [0,0202]	0,352*** [0,0208]	0,244*** [0,0213]
Educación terciaria incompleta	0,0387*** [0,00914]	0,292*** [0,0376]	0,210*** [0,0175]	0,255*** [0,0128]	0,411*** [0,0150]	0,722*** [0,0254]	0,827*** [0,0257]	0,940*** [0,0306]	1,030*** [0,0288]	1,026*** [0,0382]	0,907*** [0,0426]
Educación terciaria completa	0,567*** [0,0261]	1,341*** [0,0581]	0,233*** [0,0179]	0,283*** [0,0125]	0,457*** [0,0138]	0,866*** [0,0254]	1,080*** [0,0255]	1,378*** [0,0365]	1,714*** [0,0376]	2,203*** [0,0705]	2,761*** [0,110]
Categoría ocupacional											
Asalariado público	0,0326** [0,0150]	0,168*** [0,0420]	0,00827 [0,0109]	0,0197*** [0,00742]	0,0389*** [0,00881]	0,0849*** [0,0134]	0,115*** [0,0151]	0,160*** [0,0182]	0,182*** [0,0209]	0,290*** [0,0271]	0,330*** [0,0445]

Cuadro VI.A.7 (continuación)

Variables	2011										
	Gini	Varianza					Deciles				
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90		
Rama de actividad											
Agricultura	0,0372*** [0,00819]	0,117*** [0,0374]	-0,119*** [0,0171]	-0,123*** [0,0126]	-0,160*** [0,0153]	-0,195*** [0,0196]	-0,174*** [0,0197]	-0,182*** [0,0203]	-0,109*** [0,0202]	-0,0605*** [0,0293]	-0,0109 [0,0293]
Minería	0,107*** [0,0175]	0,316*** [0,0406]	0,0515*** [0,0103]	0,0699*** [0,00839]	0,154*** [0,0111]	0,359*** [0,0185]	0,486*** [0,0198]	0,601*** [0,0263]	0,746*** [0,0313]	0,854*** [0,0481]	0,788*** [0,0594]
Electricidad	0,0844** [0,0379]	0,0958 [0,0667]	-0,00425 [0,0223]	-0,0177 [0,0177]	0,0140 [0,0237]	0,0866** [0,0353]	0,151*** [0,0385]	0,137*** [0,0520]	0,168*** [0,0581]	0,191*** [0,0576]	0,248*** [0,0813]
Construcción	0,0169** [0,00839]	0,0488 [0,0327]	-0,0295*** [0,0114]	-0,0451*** [0,00903]	-0,0420*** [0,0124]	-0,0213 [0,0170]	-0,000576 [0,0185]	-0,0349* [0,0192]	-0,000412 [0,0204]	0,0106 [0,0242]	0,0738*** [0,0275]
Comercio	0,0185* [0,0101]	0,0287 [0,0286]	-0,0420*** [0,0116]	-0,0700*** [0,00958]	-0,0865*** [0,0112]	-0,0960*** [0,0168]	-0,114*** [0,0174]	-0,150*** [0,0190]	-0,111*** [0,0194]	-0,0918*** [0,0226]	-0,0352 [0,0290]
Transporte	-0,0154 [0,00992]	-0,0117 [0,0318]	-0,0480*** [0,0127]	-0,0285*** [0,0104]	0,000788 [0,0135]	0,0616*** [0,0183]	0,0965*** [0,0218]	0,0639** [0,0250]	0,0691*** [0,0246]	0,0166 [0,0292]	-0,0181 [0,0302]
Financiera	0,0815*** [0,0297]	0,117*** [0,0435]	0,000297 [0,0111]	-0,0115 [0,00917]	0,0114 [0,0143]	0,0585*** [0,0189]	0,0776*** [0,0230]	0,0496** [0,0232]	0,0925*** [0,0246]	0,115*** [0,0293]	0,230*** [0,0507]
Servicios	-0,0699*** [0,0156]	-0,102** [0,0478]	-0,0148 [0,0134]	-0,0125 [0,00940]	0,00261 [0,0120]	0,0441** [0,0177]	0,0682*** [0,0205]	0,0465** [0,0229]	0,0828*** [0,0231]	0,0573* [0,0314]	-0,0942*** [0,0453]
Casado	-0,0416*** [0,00656]	-0,0410** [0,0193]	-0,0202*** [0,00679]	-0,0383*** [0,00564]	-0,0688*** [0,00658]	-0,116*** [0,0100]	-0,133*** [0,0118]	-0,160*** [0,0131]	-0,165*** [0,0132]	-0,193*** [0,0144]	-0,215*** [0,0215]
Etnia	-0,0144** [0,00604]	-0,0593** [0,0263]	-0,0159 [0,0110]	-0,0150 [0,00922]	-0,0241** [0,00997]	-0,0231 [0,0159]	-0,0368** [0,0173]	-0,0453** [0,0179]	-0,0403** [0,0192]	-0,0434* [0,0226]	-0,0313 [0,0284]
Región metropolitana	0,0914*** [0,0148]	0,131*** [0,0265]	0,0378*** [0,00750]	0,0262*** [0,00662]	0,0448*** [0,00814]	0,0306*** [0,0101]	0,00958 [0,0137]	-0,0254* [0,0142]	-0,0234 [0,0157]	0,00656 [0,0202]	0,134*** [0,0244]

Cuadro VI.A.7 (continuación)

Variables	2011										
	Varianza			Deciles							
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90		
Tramo de edad											
De 15 a 24 años	0,0361*** [0,00673]	0,0845*** [0,0277]	-0,0708*** [0,00975]	-0,0678*** [0,00821]	-0,100*** [0,00925]	-0,168*** [0,0155]	-0,203*** [0,0164]	-0,217*** [0,0180]	-0,225*** [0,0156]	-0,182*** [0,0192]	-0,0701*** [0,0243]
Más de 45 años	0,0499*** [0,0104]	0,114*** [0,0212]	0,00844 [0,00634]	0,00598 [0,00534]	0,00503 [0,00601]	0,0329*** [0,00995]	0,0465*** [0,0103]	0,0488*** [0,0126]	0,0773*** [0,0132]	0,103*** [0,0164]	0,172*** [0,0247]
Constante	0,396*** [0,0140]	0,424*** [0,0399]	6,393*** [0,0290]	6,584*** [0,0147]	6,630*** [0,0171]	6,518*** [0,0267]	6,656*** [0,0274]	6,817*** [0,0277]	6,985*** [0,0296]	7,208*** [0,0365]	7,642*** [0,0389]
Observaciones	23 823	23 823	23 823	23 823	23 823	23 823	23 823	23 823	23 823	23 823	23 823
R al cuadrado	0,090	0,083	0,084	0,120	0,161	0,211	0,250	0,289	0,321	0,324	0,273

Cuadro VI.A.7 (continuación)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Formalidad	-0,0796*** [0,00857]	-0,316*** [0,0281]	0,465*** [0,0492]	0,323*** [0,0185]	0,296*** [0,0198]	0,317*** [0,0209]	0,293*** [0,0187]	0,259*** [0,0183]	0,221*** [0,0198]	0,127*** [0,0207]	0,0551*** [0,0228]
Nivel educativo											
Secundaria incompleta	-0,00888 [0,00804]	-0,0340 [0,0290]	0,144*** [0,0308]	0,135*** [0,0201]	0,187*** [0,0202]	0,210*** [0,0210]	0,226*** [0,0230]	0,227*** [0,0234]	0,241*** [0,0264]	0,237*** [0,0232]	0,164*** [0,0238]
Secundaria completa	-0,0281*** [0,0105]	-0,0567* [0,0298]	0,260*** [0,0383]	0,275*** [0,0228]	0,405*** [0,0262]	0,477*** [0,0252]	0,518*** [0,0290]	0,547*** [0,0305]	0,583*** [0,0347]	0,515*** [0,0371]	0,313*** [0,0321]
Educación terciaria incompleta	0,0398** [0,0194]	0,231*** [0,0413]	0,290*** [0,0487]	0,357*** [0,0230]	0,562*** [0,0288]	0,746*** [0,0295]	0,896*** [0,0399]	1,054*** [0,0441]	1,213*** [0,0515]	1,149*** [0,0642]	0,895*** [0,0683]
Educación terciaria completa	0,501*** [0,0399]	1,280*** [0,0762]	0,301*** [0,0478]	0,401*** [0,0220]	0,642*** [0,0291]	0,887*** [0,0288]	1,150*** [0,0464]	1,470*** [0,0648]	2,021*** [0,0896]	2,449*** [0,134]	2,573*** [0,167]
Categoría ocupacional											
Asalariado público	-0,0161 [0,0192]	0,0908** [0,0399]	0,0373** [0,0156]	0,0378*** [0,0133]	0,0934*** [0,0143]	0,109*** [0,0183]	0,144*** [0,0225]	0,231*** [0,0266]	0,237*** [0,0344]	0,362*** [0,0460]	0,202*** [0,0661]

Cuadro VI.A.7 (continuación)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Rama de actividad											
Agricultura	0,0492* [0,0284]	0,0402 [0,0522]	-0,135*** [0,0373]	-0,159*** [0,0194]	-0,204*** [0,0203]	-0,206*** [0,0227]	-0,188*** [0,0242]	-0,144*** [0,0263]	-0,103*** [0,0291]	-0,0673** [0,0315]	-0,0217 [0,0423]
Minería	0,0556 [0,0387]	0,208*** [0,0734]	0,0233 [0,0255]	0,106*** [0,0167]	0,206*** [0,0222]	0,341*** [0,0247]	0,476*** [0,0380]	0,612*** [0,0524]	0,765*** [0,0667]	0,756*** [0,103]	0,553*** [0,0961]
Electricidad	0,0218 [0,0389]	0,0626 [0,0786]	-0,00222 [0,0553]	0,00166 [0,0418]	0,0371 [0,0484]	0,0697 [0,0538]	0,163** [0,0672]	0,230*** [0,0749]	0,326*** [0,104]	0,356*** [0,124]	0,339*** [0,124]
Construcción	-0,0244* [0,0136]	-0,104** [0,0418]	-0,0326 [0,0246]	-0,0490** [0,0192]	-0,0681*** [0,0222]	-0,0477* [0,0249]	-0,0460* [0,0273]	-0,0301 [0,0300]	-0,0250 [0,0320]	-0,0866** [0,0411]	-0,0580 [0,0474]
Comercio	-0,00796 [0,0165]	-0,102** [0,0430]	-0,0155 [0,0209]	-0,0567*** [0,0175]	-0,0804*** [0,0207]	-0,102*** [0,0209]	-0,143*** [0,0270]	-0,140*** [0,0281]	-0,140*** [0,0349]	-0,134*** [0,0379]	-0,0534 [0,0455]
Transporte	-0,0361** [0,0167]	-0,164*** [0,0432]	-0,0288 [0,0255]	-0,0241 [0,0192]	-0,00246 [0,0239]	0,0202 [0,0301]	0,0112 [0,0307]	-0,00567 [0,0353]	-0,0114 [0,0352]	-0,105** [0,0426]	-0,137*** [0,0499]
Financiera	-0,00447 [0,0297]	-0,0505 [0,0614]	0,0259 [0,0189]	0,0307* [0,0181]	0,0425* [0,0233]	0,0623* [0,0320]	0,0715** [0,0345]	0,133*** [0,0373]	0,156*** [0,0455]	0,0780 [0,0554]	0,0635 [0,0667]
Servicios	-0,105*** [0,0183]	-0,268*** [0,0545]	-0,0154 [0,0205]	-0,0140 [0,0172]	-0,0223 [0,0197]	-0,0108 [0,0230]	-0,00334 [0,0273]	-0,0292 [0,0263]	-0,00727 [0,0319]	-0,119*** [0,0397]	-0,287*** [0,0613]
Casado	-0,0385*** [0,00891]	-0,0759*** [0,0268]	-0,0449*** [0,0171]	-0,0785*** [0,0129]	-0,119*** [0,0146]	-0,159*** [0,0161]	-0,192*** [0,0198]	-0,214*** [0,0222]	-0,260*** [0,0264]	-0,283*** [0,0273]	-0,236*** [0,0326]
Etnia	-0,0296* [0,0168]	-0,123*** [0,0470]	-0,0566 [0,0401]	-0,0568* [0,0323]	-0,0848*** [0,0284]	-0,0892*** [0,0370]	-0,137*** [0,0364]	-0,143*** [0,0510]	-0,192*** [0,0608]	-0,190*** [0,0687]	-0,222*** [0,0710]
Región metropolitana	0,0612*** [0,0153]	0,103*** [0,0262]	0,0768*** [0,0115]	0,106*** [0,00951]	0,159*** [0,0104]	0,182*** [0,0124]	0,207*** [0,0149]	0,175*** [0,0174]	0,142*** [0,0221]	0,146*** [0,0274]	0,223*** [0,0326]

Cuadro VI.A.7 (conclusión)

Variables	2000									
	Gini	Varianza					Deciles			
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90	
Tramo de edad										
De 15 a 24 años	0,0608*** [0,00801]	0,0828*** [0,0274]	-0,118*** [0,0181]	-0,170*** [0,0228]	-0,207*** [0,0235]	-0,231*** [0,0231]	-0,227*** [0,0229]	-0,190*** [0,0236]	-0,108*** [0,0233]	-0,000555 [0,0248]
Más de 45 años	0,0564*** [0,0136]	0,158*** [0,0282]	0,0232* [0,0122]	0,0648*** [0,0136]	0,109*** [0,0150]	0,145*** [0,0210]	0,189*** [0,0241]	0,282*** [0,0317]	0,324*** [0,0350]	0,298*** [0,0421]
Constante	0,479*** [0,0211]	0,754*** [0,0506]	5,710*** [0,0319]	5,709*** [0,0329]	5,737*** [0,0351]	5,824*** [0,0440]	5,978*** [0,0428]	6,117*** [0,0496]	6,469*** [0,0566]	7,122*** [0,0588]
Observaciones	19 528	19 528	19 528	19 528	19 528	19 528	19 528	19 528	19 528	19 528
R al cuadrado	0,096	0,108	0,157	0,214	0,262	0,307	0,335	0,366	0,363	0,271

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

^a En el cuadro figuran los coeficientes efectivos de 2011 y los coeficientes ponderados en 2000 con la estructura de características del último año. Errores estándar entre corchetes estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), con 200 repeticiones. La categoría base del nivel educativo es "Hasta primaria completa", del tramo de edad, "De 25 a 45 años"; de la rama de actividad, "Industria"; y de la región, "No pertenece a la Región Metropolitana".

Cuadro VI.A.8
Chile: regresiones RIF para el total de mujeres asalariadas, 2000 (contrafactual)-2011^a

Variables	2011									
	Gini	Varianza					Deciles			
		p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Formalidad	-0,0712*** [0,00539]	0,644*** [0,0323]	0,255*** [0,0123]	0,171*** [0,0105]	0,132*** [0,0111]	0,128*** [0,0170]	0,122*** [0,0130]	0,0992*** [0,0169]	0,0721*** [0,0176]	0,0580*** [0,0202]
Nivel educativo										
Secundaria incompleta	-0,0260*** [0,00606]	0,219*** [0,0521]	0,0952*** [0,0194]	0,0646*** [0,0142]	0,0599*** [0,0163]	0,0672*** [0,0197]	0,0532*** [0,0207]	0,0664*** [0,0197]	0,0727*** [0,0195]	0,0435** [0,0190]
Secundaria completa	-0,0544*** [0,00666]	0,423*** [0,0507]	0,224*** [0,0191]	0,178*** [0,0145]	0,215*** [0,0153]	0,280*** [0,0198]	0,261*** [0,0199]	0,256*** [0,0210]	0,219*** [0,0216]	0,122*** [0,0203]
Educación terciaria incompleta	-0,0169* [0,00932]	0,0549 [0,0477]	0,531*** [0,0491]	0,347*** [0,0203]	0,311*** [0,0169]	0,619*** [0,0177]	0,752*** [0,0311]	0,833*** [0,0357]	0,892*** [0,0437]	0,575*** [0,0379]
Educación terciaria completa	0,329*** [0,0150]	0,811*** [0,0574]	0,600*** [0,0199]	0,396*** [0,0180]	0,536*** [0,0192]	0,866*** [0,0265]	1,238*** [0,0401]	1,717*** [0,0599]	2,500*** [0,0927]	2,248*** [0,0903]
Categoría ocupacional										
Asalariada pública	0,00927 [0,0101]	0,0485* [0,0273]	0,130*** [0,00860]	0,0528*** [0,00685]	0,0637*** [0,00819]	0,123*** [0,0131]	0,148*** [0,0166]	0,173*** [0,0179]	0,164*** [0,0257]	0,124*** [0,0359]

Cuadro VI.A.8 (continuación)

Variables	2011										
	Gini	Varianza			Deciles						
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90		
Rama de actividad											
Agricultura	0,0510*** [0,0128]	0,195*** [0,0628]	-0,320*** [0,0519]	-0,117*** [0,0225]	-0,108*** [0,0211]	-0,133*** [0,0226]	-0,139*** [0,0279]	-0,142*** [0,0309]	-0,0947*** [0,0350]	-0,0652 [0,0403]	0,0389 [0,0424]
Minería	0,277*** [0,0596]	0,684*** [0,177]	-0,0321 [0,0580]	0,0470* [0,0268]	0,0895*** [0,0266]	0,192*** [0,0301]	0,371*** [0,0469]	0,478*** [0,0571]	0,494*** [0,0708]	0,548*** [0,100]	0,911*** [0,145]
Electricidad	0,164** [0,0742]	0,431* [0,226]	-0,0365 [0,0881]	-0,0200 [0,0496]	-0,0183 [0,0457]	0,0493 [0,0517]	0,166** [0,0714]	0,330*** [0,0971]	0,362*** [0,110]	0,342** [0,158]	0,558*** [0,216]
Construcción	0,0589* [0,0356]	0,0776 [0,0757]	0,0286 [0,0560]	0,0575** [0,0241]	0,0750*** [0,0248]	0,123*** [0,0279]	0,170*** [0,0452]	0,156*** [0,0563]	0,314*** [0,0702]	0,349*** [0,0912]	0,342*** [0,126]
Comercio	0,00831 [0,0108]	0,0122 [0,0486]	-0,0337 [0,0360]	-0,0149 [0,0153]	-0,0212 [0,0137]	-0,0297* [0,0174]	-0,0274 [0,0226]	-0,0405 [0,0290]	-0,0416 [0,0350]	-0,0720* [0,0406]	0,0180 [0,0412]
Transporte	0,0305 [0,0227]	0,0487 [0,0688]	-0,0570 [0,0510]	-0,0275 [0,0205]	-0,0143 [0,0217]	0,00995 [0,0259]	0,0165 [0,0343]	0,0362 [0,0450]	0,0793 [0,0498]	0,0448 [0,0635]	0,0479 [0,0600]
Financiera	0,0843*** [0,0202]	0,159*** [0,0549]	-0,0364 [0,0379]	-0,00767 [0,0166]	0,0112 [0,0164]	0,0663*** [0,0193]	0,128*** [0,0244]	0,180*** [0,0307]	0,237*** [0,0417]	0,274*** [0,0480]	0,275*** [0,0587]
Servicios	-0,00674 [0,0116]	-0,0140 [0,0460]	-0,148*** [0,0352]	-0,0654*** [0,0158]	-0,0405** [0,0160]	0,00552 [0,0165]	0,0474** [0,0229]	0,0544** [0,0253]	0,0382 [0,0328]	0,00334 [0,0401]	0,0303 [0,0423]
Casada	-0,0347*** [0,00575]	-0,0677*** [0,0210]	-0,0108 [0,0137]	-0,0165** [0,00672]	-0,0234*** [0,00536]	-0,0333*** [0,00706]	-0,0543*** [0,00879]	-0,0753*** [0,0111]	-0,0943*** [0,0122]	-0,153*** [0,0183]	-0,160*** [0,0213]
Etnia	-0,0125** [0,00556]	-0,0432 [0,0311]	-0,0420 [0,0274]	-0,0363*** [0,0125]	-0,0253** [0,0100]	-0,0247** [0,0116]	-0,0515*** [0,0156]	-0,0626*** [0,0187]	-0,0665*** [0,0216]	-0,0735*** [0,0245]	-0,0806*** [0,0270]
Región metropolitana	0,0443*** [0,00986]	0,0866*** [0,0269]	0,122*** [0,0178]	0,0919*** [0,00788]	0,0715*** [0,00700]	0,0982*** [0,00893]	0,111*** [0,0127]	0,0978*** [0,0141]	0,0934*** [0,0173]	0,0844*** [0,0213]	0,148*** [0,0283]

Cuadro VI.A.8 (continuación)

Variables	2011									
	Varianza					Deciles				
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90	
Tramo de edad										
De 15 a 24 años	-0,0116* [0,00643]	-0,0683*** [0,0226]	-0,0367*** [0,0116]	-0,0411*** [0,00956]	-0,0651*** [0,0110]	-0,0978*** [0,0148]	-0,129*** [0,0180]	-0,149*** [0,0202]	-0,178*** [0,0253]	-0,112*** [0,0227]
Más de 45 años	0,0212*** [0,00727]	0,0345 [0,0160]	0,00134 [0,00733]	0,00602 [0,00570]	-0,00240 [0,00730]	0,00119 [0,00907]	0,00539 [0,0130]	0,0343*** [0,0159]	0,0741*** [0,0207]	0,129*** [0,0241]
Constante	0,428*** [0,0132]	5,708*** [0,0665]	6,367*** [0,0243]	6,546*** [0,0226]	6,595*** [0,0248]	6,576*** [0,0379]	6,657*** [0,0352]	6,789*** [0,0423]	7,047*** [0,0483]	7,556*** [0,0508]
Observaciones	17 557	17 557	17 557	17 557	17 557	17 557	17 557	17 557	17 557	17 557
R al cuadrado	0,110	0,068	0,123	0,164	0,215	0,259	0,312	0,359	0,389	0,262

Cuadro VI.A.8 (continuación)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Formalidad	-0,0919*** [0,00703]	-0,410*** [0,0501]	0,699*** [0,0544]	0,350*** [0,0251]	0,284*** [0,0179]	0,220*** [0,0196]	0,232*** [0,0225]	0,189*** [0,0217]	0,148*** [0,0251]	0,115*** [0,0275]	0,0142 [0,0257]
Nivel educativo											
Secundaria incompleta	-0,0122 [0,00823]	-0,0216 [0,0443]	0,285*** [0,0565]	0,149*** [0,0336]	0,140*** [0,0265]	0,187*** [0,0318]	0,239*** [0,0262]	0,245*** [0,0290]	0,238*** [0,0264]	0,235*** [0,0252]	0,193*** [0,0233]
Secundaria completa	-0,0505*** [0,00996]	-0,107*** [0,0452]	0,488*** [0,0543]	0,319*** [0,0364]	0,347*** [0,0266]	0,443*** [0,0387]	0,542*** [0,0355]	0,517*** [0,0345]	0,456*** [0,0328]	0,364*** [0,0337]	0,214*** [0,0285]
Educación terciaria incompleta	-0,0555*** [0,0122]	0,000551 [0,0427]	0,607*** [0,0541]	0,478*** [0,0362]	0,512*** [0,0294]	0,711*** [0,0444]	0,913*** [0,0438]	1,024*** [0,0517]	1,064*** [0,0543]	0,949*** [0,0547]	0,541*** [0,0451]
Educación terciaria completa	0,229*** [0,0307]	0,743*** [0,0665]	0,616*** [0,0528]	0,517*** [0,0357]	0,590*** [0,0283]	0,893*** [0,0512]	1,287*** [0,0490]	1,660*** [0,0717]	2,138*** [0,0999]	2,396*** [0,118]	1,688*** [0,0973]
Categoría ocupacional											
Asalariada pública	-0,0549*** [0,0150]	0,0287 [0,0431]	0,182*** [0,0228]	0,165*** [0,0204]	0,151*** [0,0142]	0,234*** [0,0205]	0,309*** [0,0257]	0,374*** [0,0319]	0,372*** [0,0412]	0,351*** [0,0501]	0,245*** [0,0541]

Cuadro VI.A.8 (continuación)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Rama de actividad											
Agricultura	0,0427*** [0,0156]	0,0820* [0,0455]	-0,137* [0,0775]	-0,0407 [0,0439]	-0,0657* [0,0370]	-0,0696* [0,0405]	-0,0513 [0,0420]	-0,0708* [0,0429]	-0,0295 [0,0439]	0,0332 [0,0492]	0,0404 [0,0520]
Minería	0,493	0,675*	0,0797	0,203***	0,229***	0,423***	0,564***	0,503***	0,711***	0,887***	0,543*
Electricidad	[0,385]	[0,404]	[0,0615]	[0,0487]	[0,0462]	[0,0737]	[0,116]	[0,187]	[0,236]	[0,288]	[0,324]
	-0,0689**	-0,134	-0,0998	0,149*	0,166**	0,374***	0,473***	0,176	0,00882	-0,172	-0,185
	[0,0336]	[0,141]	[0,166]	[0,0847]	[0,0796]	[0,116]	[0,162]	[0,243]	[0,282]	[0,231]	[0,149]
Construcción	-0,0431**	-0,182***	0,130	0,193***	0,187***	0,274***	0,250***	0,125	0,0269	0,0391	-0,0768
	[0,0212]	[0,0604]	[0,0846]	[0,0538]	[0,0466]	[0,0738]	[0,0882]	[0,100]	[0,104]	[0,0966]	[0,0919]
Comercio	0,000931	-0,0192	0,0277	0,0423	0,0188	0,0110	0,0377	-0,0341	-0,0583	-0,0304	-0,0428
	[0,0142]	[0,0430]	[0,0460]	[0,0353]	[0,0257]	[0,0318]	[0,0375]	[0,0408]	[0,0388]	[0,0395]	[0,0422]
Transporte	0,0725	0,148*	-0,0891	0,0469	0,0699*	0,214***	0,286***	0,301***	0,334***	0,209**	0,141
	[0,0551]	[0,0860]	[0,0802]	[0,0465]	[0,0374]	[0,0510]	[0,0620]	[0,0728]	[0,0772]	[0,0885]	[0,0877]
Financiera	0,0154	0,202**	0,0213	0,137***	0,149***	0,258***	0,397***	0,410***	0,447***	0,305***	0,123*
	[0,0199]	[0,0923]	[0,0501]	[0,0338]	[0,0275]	[0,0428]	[0,0489]	[0,0503]	[0,0629]	[0,0891]	[0,0673]
Servicios	-0,0166	-0,0262	-0,0900*	0,0102	0,0166	0,0769**	0,146***	0,0753**	0,0470	0,0455	-0,0464
	[0,0120]	[0,0437]	[0,0463]	[0,0321]	[0,0254]	[0,0299]	[0,0350]	[0,0374]	[0,0364]	[0,0423]	[0,0480]
Casada	-0,0156	-0,0350	-0,0349*	-0,0562***	-0,0638***	-0,0921***	-0,106***	-0,107***	-0,136***	-0,152***	-0,0784***
	[0,0102]	[0,0277]	[0,0189]	[0,0138]	[0,0121]	[0,0158]	[0,0191]	[0,0207]	[0,0279]	[0,0312]	[0,0292]
Etnia	0,0236*	0,119	-0,0260	-0,0846**	-0,0632*	-0,0906**	-0,0953**	-0,0748	-0,0137	-0,0308	0,0502
	[0,0124]	[0,0880]	[0,0502]	[0,0412]	[0,0350]	[0,0436]	[0,0473]	[0,0527]	[0,0681]	[0,0732]	[0,0665]
Región metropolitana	0,0522**	0,0683**	0,217***	0,180***	0,184***	0,271***	0,302***	0,283***	0,232***	0,231***	0,223***
	[0,0224]	[0,0330]	[0,0192]	[0,0144]	[0,0119]	[0,0165]	[0,0195]	[0,0238]	[0,0258]	[0,0353]	[0,0315]

Cuadro VI.A.8 (conclusión)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Tramo de edad											
De 15 a 24 años	0,0253*** [0,00877]	0,0399 [0,0397]	-0,115*** [0,0346]	-0,0676*** [0,0218]	-0,0699*** [0,0194]	-0,129*** [0,0250]	-0,178*** [0,0288]	-0,201*** [0,0281]	-0,194*** [0,0286]	-0,127*** [0,0270]	-0,0176 [0,0195]
Más de 45 años	0,0509*** [0,0153]	0,137*** [0,0352]	0,0522** [0,0243]	0,0348* [0,0191]	0,0669*** [0,0135]	0,104*** [0,0200]	0,177*** [0,0287]	0,231*** [0,0331]	0,307*** [0,0344]	0,388*** [0,0385]	0,353*** [0,0405]
Constante	0,486*** [0,0177]	0,781*** [0,0623]	4,770*** [0,0793]	5,366*** [0,0521]	5,553*** [0,0380]	5,517*** [0,0490]	5,438*** [0,0650]	5,615*** [0,0543]	5,864*** [0,0571]	6,264*** [0,0646]	6,995*** [0,0682]
Observaciones	11 880	11 880	11 880	11 880	11 880	11 880	11 880	11 880	11 880	11 880	11 880
R al cuadrado	0,082	0,075	0,162	0,194	0,238	0,298	0,346	0,384	0,411	0,399	0,242

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

^a En el cuadro figuran los coeficientes efectivos de 2011 y los coeficientes ponderados en 2000 con la estructura de características del último año. Errores estándar entre corchetes estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), considerando 200 repeticiones. La categoría base del nivel educativo es "Hasta primaria completa"; del tramo de edad, "De 25 a 45 años"; de la rama de actividad, "Industria"; y de la región, "No pertenece a la Región Metropolitana".

Cuadro VI.A.9
Chile: regresiones RIF para el total de asalariados, 2000 (contrafactual)-2006^a

Variables	2006									
	Gini	Varianza	Deciles							
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90	
Formalidad	-0,0839*** [0,00457]	0,288*** [0,0177]	0,293*** [0,0105]	0,200*** [0,00663]	0,192*** [0,00764]	0,220*** [0,00934]	0,175*** [0,00882]	0,180*** [0,00965]	0,115*** [0,0109]	0,0622*** [0,0141]
Nivel educativo										
Secundaria incompleta	-0,002 [0,00391]	0,165*** [0,0188]	0,112*** [0,0110]	0,102*** [0,00838]	0,128*** [0,00940]	0,161*** [0,0109]	0,151*** [0,0101]	0,174*** [0,0118]	0,164*** [0,0122]	0,151*** [0,0137]
Secundaria completa	0,0105** [0,00447]	0,032 [0,0197]	0,212*** [0,0105]	0,203*** [0,00814]	0,268*** [0,0112]	0,374*** [0,0122]	0,360*** [0,0126]	0,434*** [0,0158]	0,399*** [0,0162]	0,352*** [0,0181]
Educación terciaria incompleta	0,102*** [0,00792]	0,286*** [0,0224]	0,319*** [0,0120]	0,325*** [0,00903]	0,465*** [0,0138]	0,705*** [0,0156]	0,736*** [0,0182]	1,001*** [0,0264]	1,034*** [0,0302]	1,038*** [0,0408]
Educación terciaria completa	0,618*** [0,0233]	1,238*** [0,0352]	0,374*** [0,0115]	0,397*** [0,00902]	0,584*** [0,0138]	0,949*** [0,0172]	1,105*** [0,0224]	1,746*** [0,0371]	2,228*** [0,0523]	3,014*** [0,0911]
Categoría ocupacional										
Asalariado público	-0,0343*** [0,00931]	0,033 [0,0223]	0,0731*** [0,00756]	0,0666*** [0,00556]	0,0867*** [0,00759]	0,119*** [0,0103]	0,127*** [0,0111]	0,173*** [0,0162]	0,198*** [0,0183]	0,198*** [0,0282]

Cuadro VI.A.9 (continuación)

Variables	2006										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Rama de actividad											
Agricultura	0,0367*** [0,00645]	0,0696*** [0,0196]	-0,167*** [0,0188]	-0,0945*** [0,0104]	-0,107*** [0,00926]	-0,157*** [0,00945]	-0,206*** [0,0134]	-0,167*** [0,0123]	-0,163*** [0,0150]	-0,0884*** [0,0163]	-0,019 [0,0195]
Minería	0,123*** [0,0403]	0,283*** [0,0391]	0,0299* [0,0176]	0,0937*** [0,0109]	0,146*** [0,00978]	0,249*** [0,0133]	0,426*** [0,0192]	0,458*** [0,0224]	0,720*** [0,0357]	0,748*** [0,0465]	0,711*** [0,0676]
Electricidad	0,027 [0,0338]	0,059 [0,0548]	-0,034 [0,0404]	0,034 [0,0212]	0,0450** [0,0184]	0,0858*** [0,0236]	0,123*** [0,0399]	0,143*** [0,0377]	0,278*** [0,0596]	0,214*** [0,0716]	0,234** [0,101]
Construcción	-0,004 [0,00800]	-0,011 [0,0229]	-0,025 [0,0175]	0,002 [0,00960]	0,004 [0,00898]	-0,004 [0,0108]	-0,011 [0,0156]	-0,003 [0,0138]	0,013 [0,0201]	-0,008 [0,0189]	0,000 [0,0253]
Comercio	0,011 [0,00717]	0,026 [0,0224]	-0,0422*** [0,0159]	-0,0438*** [0,00886]	-0,0275*** [0,00780]	-0,0308*** [0,00936]	-0,0411*** [0,0133]	-0,0541*** [0,0120]	-0,0600*** [0,0172]	-0,0467*** [0,0183]	0,007 [0,0209]
Transporte	0,007 [0,0117]	0,047 [0,0330]	-0,026 [0,0191]	-0,006 [0,00973]	0,0272*** [0,00893]	0,0518*** [0,0114]	0,0891*** [0,0175]	0,0821*** [0,0172]	0,111*** [0,0225]	0,0858*** [0,0289]	0,031 [0,0348]
Financiera	0,0415*** [0,0123]	0,0850*** [0,0288]	-0,010 [0,0174]	0,0193** [0,00932]	0,0446*** [0,00896]	0,0790*** [0,0110]	0,102*** [0,0171]	0,0966*** [0,0178]	0,122*** [0,0267]	0,166*** [0,0275]	0,241*** [0,0414]
Servicios	0,001 [0,00771]	0,023 [0,0228]	-0,163*** [0,0165]	-0,0715*** [0,00856]	-0,0308*** [0,00742]	-0,007 [0,00829]	-0,003 [0,0125]	-0,014 [0,0121]	-0,005 [0,0180]	0,0315* [0,0174]	0,024 [0,0256]
Casado	-0,0302*** [0,00440]	-0,0635*** [0,0130]	-0,0584*** [0,0104]	-0,0428*** [0,00499]	-0,0601*** [0,00467]	-0,0912*** [0,00529]	-0,131*** [0,00821]	-0,138*** [0,00675]	-0,183*** [0,00869]	-0,181*** [0,0113]	-0,201*** [0,0147]
Hombre	0,0275*** [0,00498]	0,0422*** [0,0143]	0,178*** [0,0119]	0,105*** [0,00577]	0,0942*** [0,00472]	0,125*** [0,00570]	0,170*** [0,00834]	0,158*** [0,00839]	0,190*** [0,0104]	0,184*** [0,0121]	0,205*** [0,0178]
Etnia	-0,0167*** [0,00467]	0,001 [0,0315]	-0,015 [0,0220]	-0,013 [0,0110]	-0,008 [0,00897]	-0,008 [0,0100]	-0,014 [0,0142]	-0,016 [0,0139]	-0,024 [0,0176]	-0,0359* [0,0185]	-0,0641*** [0,0220]

Cuadro VI.A.9 (continuación)

Variables	2006									
	Gini	Varianza			Deciles					
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90	
Región metropolitana	0,0222*** [0,00532]	0,0526*** [0,0145]	0,109*** [0,00555]	0,0957*** [0,00458]	0,125*** [0,00629]	0,162*** [0,00757]	0,128*** [0,00849]	0,119*** [0,0101]	0,0958*** [0,0117]	0,113*** [0,0162]
Tramo de edad										
De 15 a 24 años	0,000 [0,00423]	0,000 [0,0168]	-0,0672*** [0,00843]	-0,0634*** [0,00714]	-0,1000*** [0,00850]	-0,155*** [0,0100]	-0,168*** [0,0109]	-0,211*** [0,0132]	-0,201*** [0,0137]	-0,142*** [0,0150]
Más de 45 años	0,0668*** [0,00685]	0,122*** [0,0149]	0,0102* [0,00559]	0,0168*** [0,00485]	0,0306*** [0,00554]	0,0542*** [0,00760]	0,0641*** [0,00829]	0,109*** [0,0113]	0,169*** [0,0135]	0,279*** [0,0203]
Constante	0,366*** [0,00891]	0,489*** [0,0290]	5,339*** [0,0319]	6,149*** [0,0125]	6,152*** [0,0138]	6,126*** [0,0182]	6,323*** [0,0180]	6,348*** [0,0250]	6,589*** [0,0260]	6,932*** [0,0352]
Observaciones	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569
R al cuadrado	0,100	0,079	0,132	0,182	0,220	0,248	0,272	0,301	0,326	0,282

Cuadro VI.A.9 (continuación)

Variables	2000									
	Gini	Varianza			Deciles			p70	p80	p90
Formalidad	-0,0843*** [0,00457]	-0,290*** [0,0181]	0,341*** [0,0123]	0,264*** [0,00903]	0,247*** [0,0111]	0,261*** [0,0118]	0,219*** [0,0113]	0,187*** [0,0104]	0,148*** [0,0142]	0,0539*** [0,0147]
Nivel educativo										
Secundaria incompleta	0,002 [0,00529]	-0,018 [0,0215]	0,129*** [0,0129]	0,117*** [0,0108]	0,182*** [0,0120]	0,211*** [0,0147]	0,212*** [0,0142]	0,203*** [0,0139]	0,224*** [0,0165]	0,220*** [0,0164]
Secundaria completa	-0,004 [0,00732]	-0,002 [0,0221]	0,266*** [0,0144]	0,253*** [0,0118]	0,401*** [0,0142]	0,503*** [0,0179]	0,503*** [0,0175]	0,498*** [0,0182]	0,513*** [0,0237]	0,380*** [0,0247]
Educación terciaria incompleta	0,0779*** [0,0116]	0,266*** [0,0263]	0,373*** [0,0156]	0,366*** [0,0126]	0,623*** [0,0186]	0,846*** [0,0230]	0,939*** [0,0244]	1,039*** [0,0294]	1,261*** [0,0405]	1,034*** [0,0487]
Educación terciaria completa	0,630*** [0,0307]	1,369*** [0,0526]	0,386*** [0,0208]	0,411*** [0,0125]	0,749*** [0,0181]	1,093*** [0,0256]	1,346*** [0,0265]	1,717*** [0,0386]	2,705*** [0,0753]	2,833*** [0,103]
Categoría ocupacional										
Asalariado público	-0,0592*** [0,0105]	-0,010 [0,0228]	0,0983*** [0,00938]	0,0828*** [0,00833]	0,140*** [0,00990]	0,176*** [0,0151]	0,199*** [0,0158]	0,224*** [0,0159]	0,283*** [0,0244]	0,224*** [0,0318]

Cuadro VI.A.9 (continuación)

Variables	Gini	Varianza	2000								
			p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Rama de actividad											
Agricultura	0,0350*** [0,0130]	0,025 [0,0274]	-0,0967*** [0,0211]	-0,108*** [0,0152]	-0,114*** [0,0114]	-0,161*** [0,0157]	-0,180*** [0,0163]	-0,169*** [0,0168]	-0,107*** [0,0186]	-0,0776*** [0,0236]	-0,019 [0,0257]
Minería	0,160*** [0,0329]	0,401*** [0,0534]	0,022 [0,0192]	0,0884*** [0,0153]	0,114*** [0,0122]	0,281*** [0,0193]	0,451*** [0,0264]	0,595*** [0,0287]	0,738*** [0,0414]	1,006*** [0,0624]	0,909*** [0,0849]
Electricidad	0,062 [0,0388]	0,124* [0,0644]	0,006 [0,0351]	0,030 [0,0283]	0,031 [0,0249]	0,0984*** [0,0335]	0,105** [0,0465]	0,201*** [0,0455]	0,228*** [0,0623]	0,360*** [0,0863]	0,373*** [0,119]
Construcción	-0,0286*** [0,0107]	-0,0876*** [0,0289]	0,0433** [0,0176]	0,009 [0,0136]	-0,004 [0,0112]	-0,003 [0,0154]	0,002 [0,0197]	0,002 [0,0207]	-0,007 [0,0219]	-0,038 [0,0292]	-0,0492* [0,0275]
Comercio	0,010 [0,0115]	-0,037 [0,0273]	-0,002 [0,0158]	-0,0303* [0,0119]	-0,0392*** [0,0107]	-0,0672*** [0,0138]	-0,0893*** [0,0175]	-0,107*** [0,0170]	-0,103*** [0,0182]	-0,109*** [0,0232]	-0,020 [0,0245]
Transporte	-0,016 [0,0156]	-0,0744* [0,0294]	-0,007 [0,0188]	-0,006 [0,0154]	0,001 [0,0125]	0,0575*** [0,0168]	0,0768*** [0,0207]	0,0911*** [0,0258]	0,0785*** [0,0270]	0,046 [0,0372]	-0,038 [0,0386]
Financiera	0,0357* [0,0197]	0,127*** [0,0438]	0,014 [0,0152]	0,0293*** [0,0139]	0,0405*** [0,0110]	0,0900*** [0,0164]	0,141*** [0,0205]	0,183*** [0,0238]	0,237*** [0,0255]	0,250*** [0,0388]	0,228*** [0,0468]
Servicios	-0,0272** [0,0106]	-0,0738*** [0,0264]	-0,0763*** [0,0156]	-0,0389*** [0,0130]	-0,0335*** [0,00988]	-0,017 [0,0136]	-0,001 [0,0165]	0,000 [0,0166]	-0,006 [0,0187]	0,006 [0,0226]	-0,041 [0,0286]
Casado	-0,0307*** [0,00508]	-0,0450*** [0,0166]	-0,0490*** [0,00992]	-0,0602*** [0,00706]	-0,0615*** [0,00642]	-0,105*** [0,00859]	-0,140*** [0,0102]	-0,153*** [0,0110]	-0,166*** [0,0122]	-0,211*** [0,0164]	-0,151*** [0,0188]
Hombre	0,0308*** [0,00712]	0,0396** [0,0157]	0,125*** [0,0117]	0,104*** [0,00807]	0,0940*** [0,00664]	0,126*** [0,00797]	0,139*** [0,0101]	0,136*** [0,0106]	0,133*** [0,0121]	0,130*** [0,0167]	0,148*** [0,0207]
Etnia	-0,010 [0,00825]	-0,024 [0,0374]	-0,0540* [0,0281]	-0,0485*** [0,0194]	-0,0401** [0,0176]	-0,0613*** [0,0201]	-0,0955*** [0,0227]	-0,111*** [0,0244]	-0,0907*** [0,0290]	-0,133*** [0,0289]	-0,060 [0,0389]

Cuadro VI.A.9 (conclusión)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Región metropolitana	0,0275*** [0,00799]	0,021 [0,0153]	0,149*** [0,0110]	0,141*** [0,00623]	0,132*** [0,00603]	0,204*** [0,00785]	0,225*** [0,0104]	0,215*** [0,0116]	0,164*** [0,0114]	0,148*** [0,0161]	0,141*** [0,0237]
Tramo de edad											
De 15 a 24 años	0,0247*** [0,00451]	0,014 [0,0208]	-0,107*** [0,0154]	-0,0861*** [0,0115]	-0,0787*** [0,0103]	-0,131*** [0,0123]	-0,184*** [0,0136]	-0,205*** [0,0136]	-0,201*** [0,0133]	-0,182*** [0,0160]	-0,0945*** [0,0165]
Más de 45 años	0,0692*** [0,00927]	0,168*** [0,0181]	0,0276*** [0,00995]	0,0297*** [0,00862]	0,0379*** [0,00726]	0,0662*** [0,00850]	0,129*** [0,0113]	0,157*** [0,0118]	0,206*** [0,0141]	0,319*** [0,0226]	0,383*** [0,0257]
Constante	0,407*** [0,0126]	0,595*** [0,0319]	5,155*** [0,0459]	5,535*** [0,0215]	5,753*** [0,0170]	5,720*** [0,0205]	5,697*** [0,0237]	5,877*** [0,0239]	6,073*** [0,0272]	6,210*** [0,0350]	6,721*** [0,0416]
Observaciones	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408	31 408
R al cuadrado	0,102	0,098	0,142	0,171	0,199	0,251	0,289	0,309	0,335	0,359	0,279

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

^a En el cuadro figuran los coeficientes efectivos de 2006 y los coeficientes ponderados en 2000 con la estructura de características del último año. Errores estándar entre corchetes estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*) con 200 repeticiones. La categoría base del nivel educativo es "Hasta primaria completa"; del tramo de edad, "De 25 a 45 años"; de la rama de actividad, "Industria"; y de la región, "No pertenece a la Región Metropolitana".

Cuadro VI.A.10
Chile: regresiones RIF para el total de asalariados, 2006 (contrafactual)-2011^a

Variables	2011										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Formalidad	-0,0771*** [0,00914]	-0,281*** [0,0177]	0,494*** [0,0186]	0,179*** [0,00555]	0,138*** [0,00627]	0,164*** [0,00994]	0,173*** [0,0100]	0,130*** [0,00955]	0,111*** [0,0125]	0,0802*** [0,0122]	0,0437*** [0,0148]
Nivel educativo											
Secundaria incompleta	-0,0118*** [0,00396]	-0,0275 [0,0214]	0,118*** [0,0208]	0,0626*** [0,00864]	0,0924*** [0,00907]	0,127*** [0,0137]	0,151*** [0,0143]	0,141*** [0,0125]	0,150*** [0,0135]	0,125*** [0,0127]	0,0856*** [0,0127]
Secundaria completa	-0,0210*** [0,00522]	-0,0364* [0,0215]	0,277*** [0,0197]	0,146*** [0,00860]	0,209*** [0,00950]	0,322*** [0,0153]	0,392*** [0,0143]	0,382*** [0,0141]	0,408*** [0,0158]	0,332*** [0,0157]	0,210*** [0,0165]
Educación terciaria incompleta	0,0294*** [0,00708]	0,210*** [0,0264]	0,374*** [0,0211]	0,227*** [0,00886]	0,348*** [0,0103]	0,584*** [0,0201]	0,771*** [0,0183]	0,842*** [0,0196]	0,993*** [0,0254]	0,970*** [0,0289]	0,755*** [0,0300]
Educación terciaria completa	0,453*** [0,0161]	1,085*** [0,0372]	0,430*** [0,0207]	0,263*** [0,00926]	0,414*** [0,0109]	0,741*** [0,0228]	1,063*** [0,0204]	1,316*** [0,0240]	1,857*** [0,0371]	2,333*** [0,0516]	2,378*** [0,0689]
Categoría ocupacional											
Asalariado público	0,00155 [0,00892]	0,0643*** [0,0233]	0,0906*** [0,0113]	0,0440*** [0,00478]	0,0608*** [0,00505]	0,103*** [0,00785]	0,128*** [0,0104]	0,147*** [0,0118]	0,179*** [0,0156]	0,196*** [0,0212]	0,205*** [0,0275]

Cuadro VI.A.10 (continuación)

Variables	2011									
	Varianza					Deciles				
	Gini	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Rama de actividad										
Agricultura	0,0400*** [0,00790]	0,132*** [0,0233]	-0,0915*** [0,00816]	-0,132*** [0,00949]	-0,177*** [0,0151]	-0,181*** [0,0154]	-0,164*** [0,0161]	-0,125*** [0,0216]	-0,0490*** [0,0227]	0,00178 [0,0228]
Minería	0,169*** [0,0191]	0,441*** [0,0389]	0,0451*** [0,00635]	0,121*** [0,00887]	0,280*** [0,0152]	0,426*** [0,0182]	0,555*** [0,0235]	0,768*** [0,0329]	0,910*** [0,0400]	0,885*** [0,0529]
Electricidad	0,119*** [0,0365]	0,189*** [0,0714]	-0,0503 [0,0323]	0,00134 [0,0180]	0,0663** [0,0279]	0,137*** [0,0341]	0,190*** [0,0404]	0,180*** [0,0531]	0,230*** [0,0621]	0,330*** [0,0787]
Construcción	0,00767 [0,00931]	0,0188 [0,0307]	-0,0138* [0,0160]	-0,0196** [0,00937]	-0,0114 [0,0144]	0,0159 [0,0162]	0,0173 [0,0184]	-0,0184 [0,0244]	0,0256 [0,0248]	0,0705*** [0,0241]
Comercio	0,0253*** [0,00830]	0,0357 [0,0267]	-0,0392*** [0,00639]	-0,0606*** [0,00803]	-0,0838*** [0,0106]	-0,0934*** [0,0132]	-0,114*** [0,0154]	-0,101*** [0,0185]	-0,0590*** [0,0211]	0,0204 [0,0227]
Transporte	-0,00953 [0,00911]	-0,00367 [0,0192]	-0,0277*** [0,00813]	-0,00154 [0,00984]	0,0470*** [0,0143]	0,0742*** [0,0183]	0,0862*** [0,0190]	0,0857*** [0,0260]	0,0322 [0,0273]	0,00440 [0,0300]
Financiera	0,0915*** [0,0190]	0,152*** [0,0349]	-0,0142** [0,00712]	0,0118 [0,00889]	0,0591*** [0,0130]	0,0917*** [0,0156]	0,104*** [0,0202]	0,142*** [0,0247]	0,186*** [0,0268]	0,251*** [0,0359]
Servicios	-0,0168* [0,00913]	-0,0131 [0,0282]	-0,0510*** [0,00646]	-0,0215*** [0,00803]	0,00579 [0,0115]	0,0241* [0,0140]	0,0160 [0,0158]	0,0272 [0,0208]	0,0495** [0,0222]	0,00235 [0,0265]
Casado	-0,0375*** [0,00474]	-0,0546*** [0,0148]	-0,0196*** [0,00339]	-0,0443*** [0,00422]	-0,0780*** [0,00636]	-0,102*** [0,00760]	-0,123*** [0,00767]	-0,157*** [0,00965]	-0,183*** [0,0120]	-0,188*** [0,0141]
Hombre	0,0326*** [0,00639]	0,0587*** [0,0177]	0,0739*** [0,00391]	0,0874*** [0,00441]	0,149*** [0,00782]	0,205*** [0,00752]	0,210*** [0,00844]	0,253*** [0,0107]	0,238*** [0,0129]	0,232*** [0,0171]
Etnia	-0,00908** [0,00450]	-0,0446** [0,0189]	-0,0205*** [0,00609]	-0,0237*** [0,00676]	-0,0281*** [0,0104]	-0,0479*** [0,0115]	-0,0604*** [0,0126]	-0,0485*** [0,0138]	-0,0609*** [0,0161]	-0,0487*** [0,0181]

Cuadro VI.A.10 (continuación)

Variables	2011									
	Gini	Varianza			Deciles					
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90	
Región metropolitana	0,0716*** [0,0103]	0,0872*** [0,00965]	0,0606*** [0,00420]	0,0615*** [0,00488]	0,0710*** [0,00762]	0,0541*** [0,00964]	0,0412*** [0,0103]	0,0135 [0,0135]	0,0287*** [0,0146]	0,144*** [0,0194]
Tramo de edad										
De 15 a 24 años	0,00865* [0,00454]	0,00152 [0,0181]	-0,0834*** [0,00529]	-0,0434*** [0,00699]	-0,111*** [0,0102]	-0,160*** [0,0107]	-0,189*** [0,0113]	-0,233*** [0,0133]	-0,200*** [0,0142]	-0,121*** [0,0152]
Más de 45 años	0,0450*** [0,00756]	0,0867*** [0,0152]	0,000280 [0,00382]	0,00452 [0,00435]	0,0152** [0,00636]	0,0235*** [0,00757]	0,0360*** [0,00824]	0,0648*** [0,0103]	0,0951*** [0,0142]	0,144*** [0,0170]
Constante	0,389*** [0,0113]	0,517*** [0,0402]	6,548*** [0,0112]	6,541*** [0,0126]	6,463*** [0,0201]	6,490*** [0,0208]	6,670*** [0,0224]	6,734*** [0,0284]	7,016*** [0,0331]	7,497*** [0,0389]
Observaciones	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380	41 380
R al cuadrado	0,080	0,072	0,109	0,137	0,179	0,220	0,262	0,304	0,346	0,253

Cuadro VI.A.10 (continuación)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Formalidad	-0,0912*** [0,00487]	-0,330*** [0,0190]	0,614*** [0,0204]	0,333*** [0,0123]	0,225*** [0,00843]	0,222*** [0,00986]	0,217*** [0,0103]	0,180*** [0,0105]	0,163*** [0,0131]	0,123*** [0,0138]	0,0366*** [0,0162]
Nivel educativo											
Secundaria incompleta	-0,00197 [0,00431]	-0,0129 [0,0234]	0,147*** [0,0202]	0,116*** [0,0131]	0,106*** [0,0104]	0,142*** [0,0115]	0,163*** [0,0140]	0,162*** [0,0138]	0,192*** [0,0179]	0,168*** [0,0142]	0,134*** [0,0145]
Secundaria completa	0,00623 [0,00690]	0,0164 [0,0262]	0,279*** [0,0191]	0,224*** [0,0125]	0,216*** [0,0109]	0,302*** [0,0119]	0,370*** [0,0153]	0,375*** [0,0146]	0,460*** [0,0191]	0,402*** [0,0197]	0,317*** [0,0180]
Educación terciaria incompleta	0,0619*** [0,0101]	0,208*** [0,0329]	0,399*** [0,0221]	0,361*** [0,0152]	0,357*** [0,0123]	0,534*** [0,0190]	0,725*** [0,0198]	0,806*** [0,0227]	1,046*** [0,0303]	1,012*** [0,0363]	0,829*** [0,0379]
Educación terciaria completa	0,437*** [0,0336]	1,000*** [0,0439]	0,454*** [0,0209]	0,422*** [0,0156]	0,433*** [0,0129]	0,670*** [0,0262]	1,006*** [0,0216]	1,275*** [0,0299]	1,938*** [0,0478]	2,348*** [0,0653]	2,312*** [0,0874]
Categoría ocupacional											
Asalariado público	-0,0477*** [0,0156]	0,00803 [0,0248]	0,129*** [0,0134]	0,0921*** [0,00819]	0,0875*** [0,00618]	0,121*** [0,0105]	0,148*** [0,0117]	0,173*** [0,0134]	0,219*** [0,0184]	0,241*** [0,0256]	0,219*** [0,0329]

Cuadro VI.A.10 (continuación)

Variables	2000									
	Varianza					Deciles				
	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90	
Rama de actividad										
Agricultura	0,0401*** [0,00797]	-0,164*** [0,0178]	-0,129*** [0,0137]	-0,119*** [0,0104]	-0,173*** [0,0141]	-0,199*** [0,0130]	-0,177*** [0,0148]	-0,128*** [0,0175]	-0,0773*** [0,0189]	-0,0197 [0,0204]
Minería	0,117* [0,0676]	0,262*** [0,0558]	0,0934*** [0,0141]	0,144*** [0,0113]	0,272*** [0,0207]	0,434*** [0,0213]	0,522*** [0,0307]	0,773*** [0,0433]	0,743*** [0,0575]	0,484*** [0,0607]
Electricidad	0,0156 [0,0321]	0,0443 [0,0533]	-0,00292 [0,0349]	0,0474** [0,0237]	0,0611** [0,0237]	0,109*** [0,0313]	0,186*** [0,0402]	0,192*** [0,0460]	0,308*** [0,0815]	0,272*** [0,0830]
Construcción	-0,00314 [0,00874]	-0,0137 [0,0244]	-0,0229 [0,0168]	-0,00671 [0,0108]	0,000407 [0,00995]	-0,0124 [0,0160]	-0,00937 [0,0159]	-0,0250 [0,0177]	0,00190 [0,0230]	0,00974 [0,0223]
Comercio	0,0139* [0,00799]	0,0220 [0,0261]	-0,0452*** [0,0149]	-0,0559*** [0,0120]	-0,0439*** [0,00887]	-0,0572*** [0,0130]	-0,0666*** [0,0147]	-0,0918*** [0,0161]	-0,0771*** [0,0197]	-0,0607*** [0,0211]
Transporte	0,000726 [0,0154]	0,00651 [0,0303]	-0,0244 [0,0188]	0,00840 [0,0116]	0,0316*** [0,0116]	0,0653*** [0,0154]	0,0745*** [0,0194]	0,0771*** [0,0220]	0,0955*** [0,0285]	0,0513* [0,0299]
Financiera	0,0233* [0,0139]	0,0586** [0,0293]	0,00953 [0,0162]	0,0255** [0,0118]	0,0455*** [0,0104]	0,0816*** [0,0158]	0,0965*** [0,0190]	0,0772*** [0,0219]	0,108*** [0,0278]	0,161*** [0,0343]
Servicios	-0,00600 [0,00961]	0,0200 [0,0273]	-0,161*** [0,0163]	-0,0804*** [0,0116]	-0,0430*** [0,00898]	-0,0235* [0,0121]	-0,00727 [0,0134]	-0,0161 [0,0161]	0,0172 [0,0194]	0,0337 [0,0217]
Casado	-0,0247*** [0,00474]	-0,0700*** [0,0148]	-0,0490*** [0,00969]	-0,0506*** [0,00653]	-0,0638*** [0,00591]	-0,105*** [0,00749]	-0,138*** [0,00946]	-0,167*** [0,00914]	-0,206*** [0,0128]	-0,197*** [0,0149]
Hombre	0,0296*** [0,00524]	0,0561*** [0,0154]	0,136*** [0,0106]	0,111*** [0,00657]	0,101*** [0,00542]	0,135*** [0,00752]	0,168*** [0,00907]	0,172*** [0,0110]	0,199*** [0,0127]	0,184*** [0,0158]
Etnia	-0,0163*** [0,00629]	-0,00193 [0,0361]	-0,0183 [0,0210]	-0,00953 [0,0126]	-0,00713 [0,0118]	-0,0181 [0,0131]	-0,0278* [0,0157]	-0,0231 [0,0167]	-0,0317 [0,0204]	-0,0743*** [0,0243]

Cuadro VI.A.10 (conclusión)

Variables	2000										
	Gini	Varianza	p10	p20	p30	p40	p50	p60	p70	p80	p90
Región metropolitana	0,0362*** [0,00902]	0,0939*** [0,0186]	0,117*** [0,00917]	0,100*** [0,00756]	0,102*** [0,00508]	0,146*** [0,00627]	0,178*** [0,00864]	0,135*** [0,00977]	0,136*** [0,0123]	0,130*** [0,0171]	0,175*** [0,0187]
Tramo de edad											
De 15 a 24 años	0,0145** [0,00600]	0,0259 [0,0188]	-0,0881*** [0,0158]	-0,0694*** [0,00924]	-0,0667*** [0,00799]	-0,106*** [0,0119]	-0,149*** [0,0118]	-0,169*** [0,0123]	-0,212*** [0,0153]	-0,166*** [0,0156]	-0,0837*** [0,0161]
Más de 45 años	0,0759*** [0,0121]	0,153*** [0,0187]	0,00303 [0,0109]	0,0105 [0,00708]	0,0146** [0,00576]	0,0340*** [0,00743]	0,0583*** [0,00959]	0,0878*** [0,0108]	0,162*** [0,0139]	0,231*** [0,0161]	0,318*** [0,0235]
Constante	0,391*** [0,0116]	0,547*** [0,0392]	5,451*** [0,0296]	5,898*** [0,0227]	6,121*** [0,0150]	6,107*** [0,0260]	6,137*** [0,0203]	6,259*** [0,0231]	6,287*** [0,0332]	6,576*** [0,0329]	7,080*** [0,0400]
Observaciones	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569	41 569
R al cuadrado	0,058	0,073	0,130	0,158	0,178	0,224	0,264	0,300	0,338	0,346	0,254

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

^a En el cuadro figuran los coeficientes efectivos de 2011 y los coeficientes ponderados en 2006 con la estructura de características del último año. Errores estándar entre corchetes estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*) con 200 repeticiones. La categoría base del nivel educativo es "Hasta primaria completa"; del tramo de edad, "De 25 a 45 años"; de la rama de actividad, "Industria"; y de la región, "No pertenece a la Región Metropolitana".

Cuadro VI.A.11

Chile: descomposición agregada, efectos composición y estructura, 2000-2011 ^a

A. Hombres

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2011	1,603	0,504	1,098	0,544	0,432
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2000	1,624	0,551	1,073	0,537	0,433
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	-0,022	-0,047	0,025	0,007	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición	0,197	0,051	0,146	0,079	0,036
	0,007	0,001	0,007	0,003	0,002
Efecto estructura	-0,219	-0,098	-0,121	-0,073	-0,037
	0,007	0,001	0,007	0,003	0,002

B. Mujeres

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2011	1,570	0,513	1,056	0,502	0,394
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2000	1,773	0,648	1,125	0,547	0,413
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	-0,204	-0,135	-0,069	-0,045	-0,018
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición	0,071	-0,008	0,080	0,047	0,018
	0,004	0,002	0,006	0,002	0,001
Efecto estructura	-0,275	-0,127	-0,148	-0,092	-0,037
	0,004	0,002	0,006	0,002	0,001

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

^a Errores estándar estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), con 200 submuestras.

Cuadro VI.A.12
Chile: descomposición desagregada, efectos composición y estructura, 2000-2011^a

A. Total de asalariados					
Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2011	1,588	0,507	1,082	0,534	0,421
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2000	1,698	0,588	1,110	0,543	0,426
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	-0,109	-0,081	-0,028	-0,009	-0,006
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición					
Formalidad	-0,039	-0,025	-0,015	-0,020	-0,006
	0,001	0,001	0,000	0,001	0,000
Educación	0,154	0,053	0,101	0,083	0,036
	0,008	0,002	0,006	0,004	0,002
Ramas de actividad	0,017	0,007	0,011	0,010	0,004
	0,002	0,001	0,001	0,001	0,000
Categoría ocupacional	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Género	-0,001	0,001	-0,001	-0,003	-0,002
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Edad	0,036	0,009	0,027	0,017	0,007
	0,001	0,000	0,001	0,001	0,000
Pertenencia a etnia	0,000	-0,001	0,001	-0,001	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Casado	-0,005	-0,004	-0,001	-0,002	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Región	0,004	-0,005	0,008	-0,001	-0,003
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Total efecto de composición	0,166	0,035	0,131	0,084	0,034
	0,009	0,002	0,007	0,005	0,002
Error de especificación	-0,027	-0,016	-0,012	-0,015	-0,004
	0,006	0,003	0,003	0,003	0,001
Efecto estructura salarial					
Formalidad	-0,025	-0,108	0,083	0,132	0,014
	0,027	0,023	0,017	0,027	0,005
Educación	-0,016	-0,121	0,105	0,010	0,019
	0,030	0,026	0,032	0,024	0,009
Ramas de actividad	0,158	0,029	0,130	0,109	0,048
	0,029	0,016	0,028	0,027	0,011
Categoría ocupacional	0,021	-0,008	0,029	0,015	0,011
	0,008	0,003	0,008	0,005	0,002
Género	0,062	0,014	0,049	0,043	0,005
	0,016	0,009	0,016	0,012	0,005
Edad	-0,071	-0,045	-0,026	-0,026	-0,005
	0,012	0,007	0,013	0,009	0,004

Cuadro VI.A.12 (continuación)

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
Efecto estructura salarial					
Pertenencia a etnia	-0,002	-0,001	-0,001	-0,013	0,000
	0,005	0,003	0,005	0,004	0,001
Casado	-0,020	0,015	-0,035	0,020	-0,003
	0,012	0,006	0,011	0,009	0,003
Región	-0,008	-0,027	0,019	0,008	0,004
	0,005	0,002	0,005	0,004	0,002
Constante	-0,306	0,143	-0,449	-0,360	-0,116
	0,065	0,050	0,059	0,052	0,018
Total efecto estructura salarial	-0,205	-0,109	-0,096	-0,063	-0,023
	0,019	0,013	0,019	0,009	0,004
Error de reponderación	-0,043	0,009	-0,052	-0,014	-0,013
	0,019	0,013	0,019	0,010	0,004
B. Hombres					
Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2011	1,603	0,504	1,098	0,544	0,432
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2000	1,624	0,551	1,073	0,537	0,433
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	-0,022	-0,047	0,025	0,007	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición					
Formalidad	-0,020	-0,008	-0,012	-0,016	-0,004
	0,001	0,000	0,001	0,001	0,000
Educación	0,195	0,069	0,126	0,090	0,041
	0,013	0,002	0,011	0,007	0,004
Ramas de actividad	0,029	0,012	0,017	0,009	0,004
	0,003	0,001	0,002	0,001	0,001
Categoría ocupacional	-0,002	0,000	-0,001	0,000	0,000
	0,001	0,000	0,001	0,000	0,000
Edad	0,032	0,007	0,025	0,015	0,006
	0,002	0,001	0,001	0,001	0,000
Pertenencia a etnia	-0,007	-0,003	-0,004	-0,006	-0,002
	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
Casado	-0,008	-0,006	-0,002	-0,002	-0,002
	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000
Región	-0,007	-0,015	0,008	-0,002	-0,004
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Total efecto de composición	0,211	0,055	0,155	0,087	0,039
	0,015	0,004	0,012	0,008	0,004
Error de especificación	-0,014	-0,005	-0,009	-0,008	-0,003
	0,009	0,004	0,006	0,005	0,002

Cuadro VI.A.12 (continuación)

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
Efecto estructura salarial					
Formalidad	0,194	0,055	0,139	0,087	0,011
	0,047	0,048	0,025	0,024	0,008
Educación	-0,024	0,018	-0,042	0,047	-0,007
	0,050	0,036	0,045	0,029	0,010
Ramas de actividad	0,064	0,024	0,040	0,089	0,029
	0,032	0,020	0,031	0,036	0,013
Categoría ocupacional	0,030	0,000	0,030	0,018	0,007
	0,010	0,003	0,009	0,006	0,003
Edad	-0,090	-0,031	-0,059	-0,006	-0,010
	0,018	0,008	0,018	0,012	0,006
Pertenenencia a etnia	0,014	0,003	0,010	0,006	0,001
	0,007	0,005	0,007	0,004	0,001
Casado	-0,010	-0,003	-0,007	0,010	-0,001
	0,013	0,008	0,013	0,009	0,003
Región	-0,009	-0,026	0,018	0,011	0,006
	0,006	0,003	0,006	0,005	0,002
Constante	-0,327	-0,144	-0,184	-0,300	-0,055
	0,108	0,094	0,071	0,051	0,021
Total efecto estructura salarial	-0,158	-0,104	-0,054	-0,038	-0,019
	0,029	0,029	0,017	0,010	0,005
Error de reponderación	-0,061	0,006	-0,067	-0,034	-0,018
	0,029	0,029	0,018	0,011	0,006

C. Mujeres

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2011	1,570	0,513	1,056	0,502	0,394
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2000	1,773	0,648	1,125	0,547	0,413
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	-0,204	-0,135	-0,069	-0,045	-0,018
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición					
Formalidad	-0,054	-0,041	-0,012	-0,023	-0,006
	0,002	0,002	0,000	0,001	0,000
Educación	0,076	0,030	0,046	0,046	0,016
	0,009	0,002	0,007	0,005	0,002
Ramas de actividad	-0,001	-0,002	0,001	0,008	0,005
	0,002	0,001	0,001	0,002	0,001
Categoría ocupacional	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Edad	0,036	0,008	0,028	0,017	0,006
	0,002	0,000	0,001	0,001	0,000

Cuadro VI.A.12 (conclusión)

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
Efecto composición					
Pertenencia a etnia	0,009	0,003	0,006	0,007	0,001
	0,001	0,000	0,001	0,001	0,000
Casada	-0,002	0,000	-0,001	-0,001	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Región	0,023	0,007	0,015	0,002	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Total efecto de composición	0,088	0,005	0,082	0,056	0,020
	0,009	0,003	0,007	0,005	0,002
Error de especificación	-0,016	-0,013	-0,003	-0,009	-0,002
	0,006	0,005	0,004	0,004	0,002
Efecto estructura salarial					
Formalidad	-0,010	-0,138	0,128	0,100	0,011
	0,049	0,043	0,026	0,048	0,006
Educación	0,070	-0,167	0,237	-0,022	0,024
	0,063	0,052	0,044	0,040	0,011
Ramas de actividad	0,065	-0,042	0,107	-0,051	0,000
	0,057	0,047	0,043	0,032	0,011
Categoría ocupacional	0,000	-0,035	0,035	-0,007	0,012
	0,013	0,007	0,013	0,009	0,004
Edad	-0,036	0,001	-0,038	-0,015	-0,005
	0,017	0,013	0,017	0,012	0,006
Pertenencia a etnia	-0,008	0,001	-0,009	-0,026	-0,003
	0,008	0,006	0,008	0,009	0,001
Casada	-0,050	0,030	-0,080	-0,028	-0,011
	0,021	0,012	0,021	0,017	0,006
Región	0,006	-0,019	0,025	0,006	-0,001
	0,007	0,005	0,007	0,007	0,004
Constante	-0,281	0,232	-0,513	-0,025	-0,051
	0,105	0,080	0,080	0,069	0,019
Total efecto estructura salarial	-0,244	-0,135	-0,109	-0,066	-0,024
	0,018	0,015	0,020	0,014	0,006
Error de reponderación	-0,031	0,008	-0,039	-0,026	-0,012
	0,018	0,016	0,021	0,014	0,005

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

^a Errores estándar estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), con 200 submuestras.

Cuadro VI.A.13
Chile: descomposición desagregada, efectos composición y estructura,
total de asalariados ^a

A. 2000-2006

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2006	1,570	0,571	0,999	0,503	0,405
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2000	1,698	0,588	1,110	0,543	0,426
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	-0,127	-0,016	-0,111	-0,041	-0,021
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición					
Formalidad	-0,015	-0,009	-0,006	-0,008	-0,002
	0,001	0,001	0,000	0,001	0,000
Educación	0,013	0,010	0,003	0,006	0,002
	0,004	0,001	0,003	0,002	0,001
Ramas de actividad	0,000	-0,004	0,003	0,001	0,001
	0,001	0,001	0,001	0,001	0,000
Categoría ocupacional	-0,001	0,000	-0,001	0,000	0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Género	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Edad	0,017	0,004	0,013	0,008	0,003
	0,001	0,000	0,001	0,000	0,000
Pertenencia a etnia	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Casado	-0,003	-0,003	-0,001	-0,001	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Región	0,001	-0,001	0,001	0,000	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Total efecto de composición	0,010	-0,004	0,014	0,006	0,003
	0,004	0,001	0,003	0,002	0,001
Error de especificación	0,004	0,001	0,003	0,002	0,001
	0,004	0,002	0,003	0,002	0,001
Efecto estructura salarial					
Formalidad	-0,134	-0,157	0,022	-0,031	-0,003
	0,028	0,027	0,015	0,014	0,004
Educación	-0,073	-0,093	0,020	-0,017	0,009
	0,031	0,020	0,031	0,018	0,007
Ramas de actividad	0,081	0,070	0,011	0,035	0,000
	0,023	0,014	0,021	0,019	0,008
Categoría ocupacional	-0,009	-0,008	-0,001	0,007	0,003
	0,006	0,003	0,005	0,004	0,002
Género	-0,003	-0,003	0,000	-0,012	-0,006
	0,014	0,008	0,012	0,010	0,004

Cuadro VI.A.13 (continuación)

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
Efecto estructura salarial					
Edad	-0,039	-0,019	-0,021	-0,014	-0,002
	0,010	0,005	0,009	0,007	0,003
Pertenencia a etnia	0,000	0,003	-0,003	0,005	0,000
	0,003	0,002	0,002	0,002	0,000
Casado	-0,021	0,009	-0,030	-0,009	0,000
	0,010	0,006	0,009	0,006	0,002
Región	-0,022	-0,020	-0,001	0,007	-0,004
	0,008	0,004	0,007	0,005	0,002
Constante	0,089	0,205	-0,116	-0,017	-0,023
	0,057	0,050	0,047	0,033	0,012
Total efecto estructura salarial	-0,132	-0,013	-0,118	-0,046	-0,025
	0,014	0,010	0,014	0,007	0,003
Error de reponderación	-0,009	0,000	-0,009	-0,002	-0,001
	0,015	0,010	0,015	0,007	0,003
B. 2006-2011					
Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
2011	1,588	0,507	1,082	0,534	0,421
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
2006	1,570	0,571	0,999	0,503	0,405
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Cambio total	0,018	-0,065	0,083	0,032	0,016
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Efecto composición					
Formalidad	-0,027	-0,020	-0,007	-0,013	-0,004
	0,001	0,001	0,000	0,001	0,000
Educación	0,115	0,027	0,088	0,056	0,027
	0,005	0,001	0,004	0,002	0,001
Ramas de actividad	0,012	0,014	-0,002	0,004	0,001
	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000
Categoría ocupacional	0,001	0,000	0,001	0,001	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Género	-0,001	0,000	-0,002	-0,002	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Edad	0,013	0,002	0,011	0,006	0,003
	0,001	0,000	0,001	0,000	0,000
Pertenencia a etnia	-0,001	0,000	-0,001	0,000	0,000
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Casado	-0,003	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Región	0,006	0,000	0,006	-0,006	-0,003
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Cuadro VI.A.13 (conclusión)

Concepto	log(90/10)	log(50/10)	log(90/50)	Varianza	Gini
Total efecto de composición	0,114	0,022	0,093	0,045	0,022
	0,005	0,001	0,004	0,002	0,001
Error de especificación	-0,014	-0,002	-0,011	-0,006	-0,003
	0,004	0,001	0,003	0,002	0,001
Efecto estructura salarial					
Formalidad	0,122	0,078	0,044	0,060	0,010
	0,024	0,019	0,014	0,017	0,004
Educación	-0,088	0,006	-0,093	0,000	-0,015
	0,029	0,019	0,025	0,022	0,008
Ramas de actividad	0,107	0,019	0,088	0,065	0,017
	0,022	0,014	0,020	0,019	0,007
Categoría ocupacional	0,007	0,000	0,007	0,008	0,010
	0,006	0,003	0,006	0,005	0,003
Género	0,021	0,010	0,011	-0,001	0,003
	0,011	0,007	0,011	0,008	0,003
Edad	-0,070	-0,015	-0,056	-0,019	-0,010
	0,009	0,005	0,009	0,007	0,005
Pertenencia a etnia	-0,001	-0,003	0,002	-0,005	0,001
	0,003	0,002	0,003	0,003	0,001
Casado	-0,011	0,018	-0,028	0,005	-0,004
	0,009	0,005	0,009	0,007	0,003
Región	-0,001	-0,019	0,017	0,003	0,006
	0,004	0,002	0,004	0,003	0,001
Constante	-0,137	-0,176	0,039	-0,112	-0,017
	0,050	0,034	0,043	0,036	0,012
Total efecto estructura salarial	-0,050	-0,080	0,030	0,005	0,002
	0,010	0,006	0,010	0,006	0,004
Error de reponderación	-0,032	-0,004	-0,029	-0,011	-0,006
	0,010	0,006	0,010	0,006	0,004

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

^a Errores estándar estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), con 200 submuestras.

Gráfico VI.A.1
Chile: efectos marginales de regresiones RIF de la condición de trabajador informal y sexo, 2000, 2006 y 2011

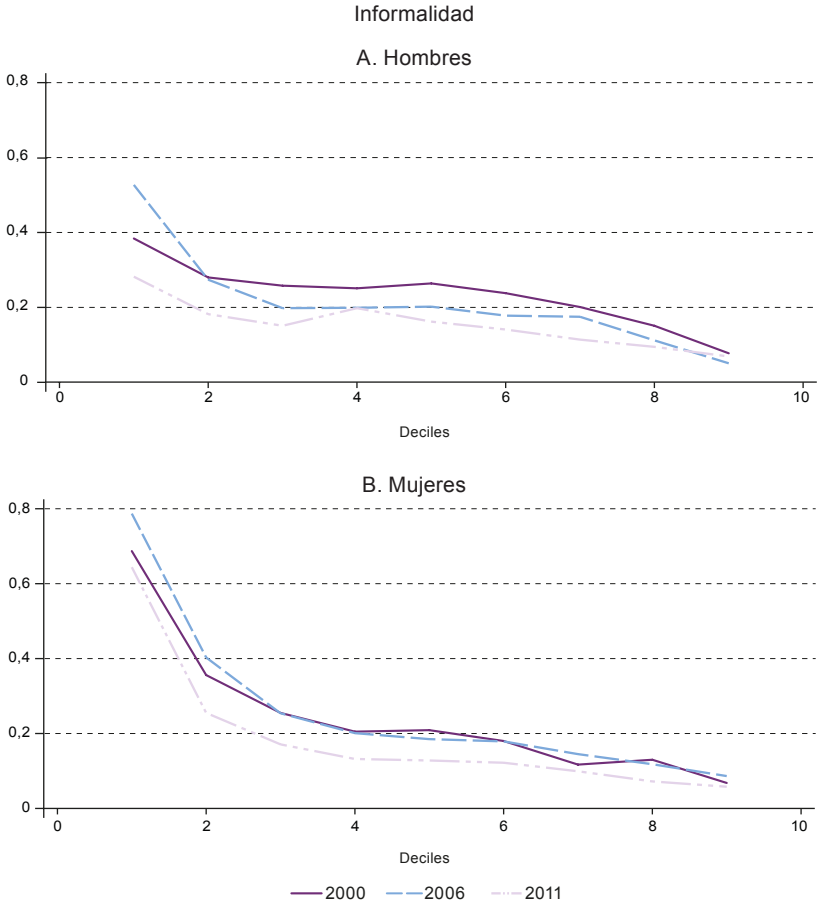
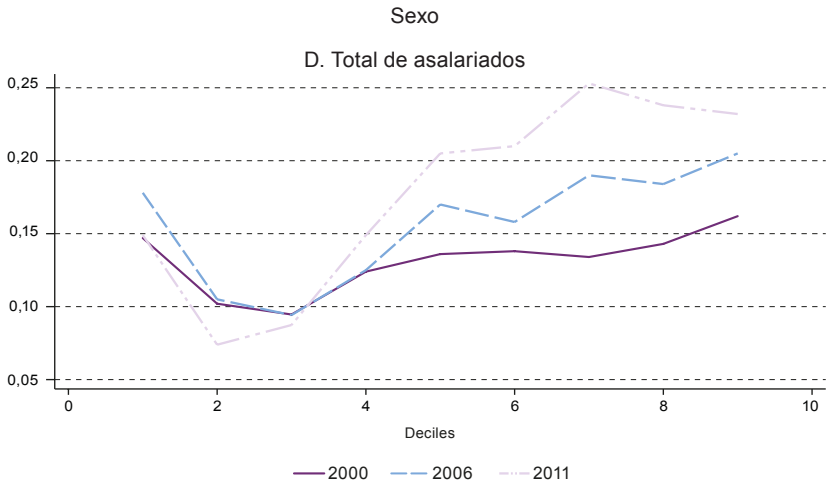
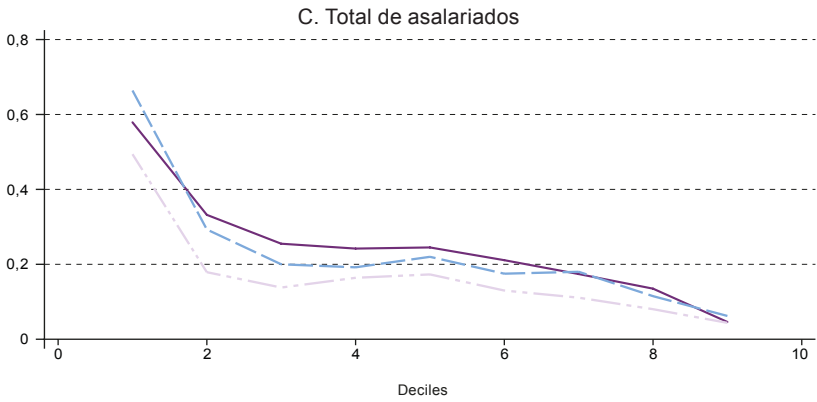


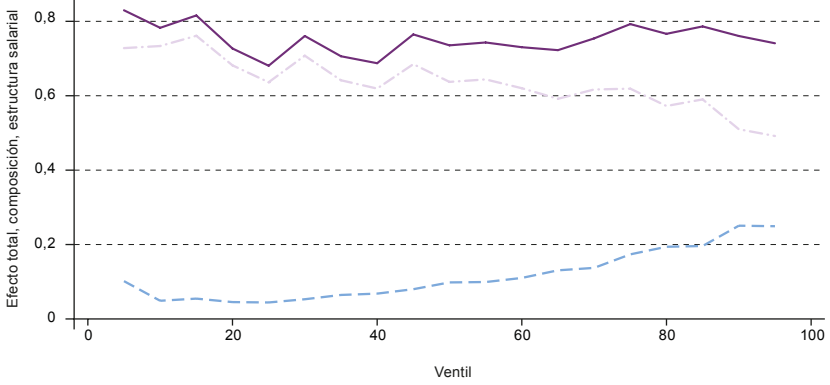
Gráfico VI.A.1 (conclusión)



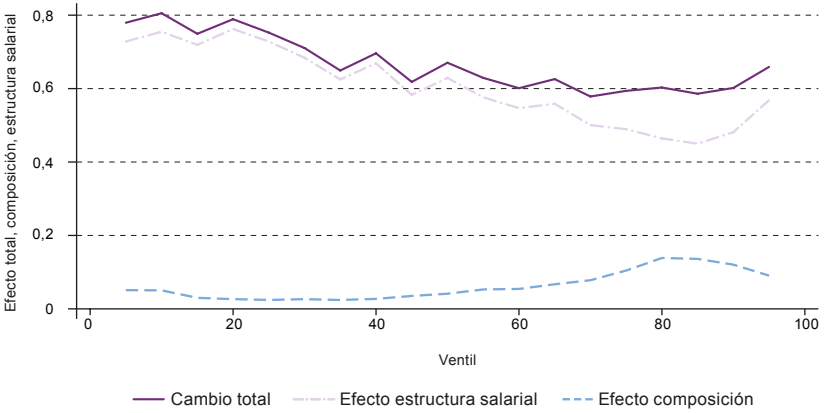
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Gráfico VI.A.2
Chile: descomposición agregada de los cambios en los salarios, según ventíl, efecto composición y efecto retorno, 2000-2011

A. Hombres

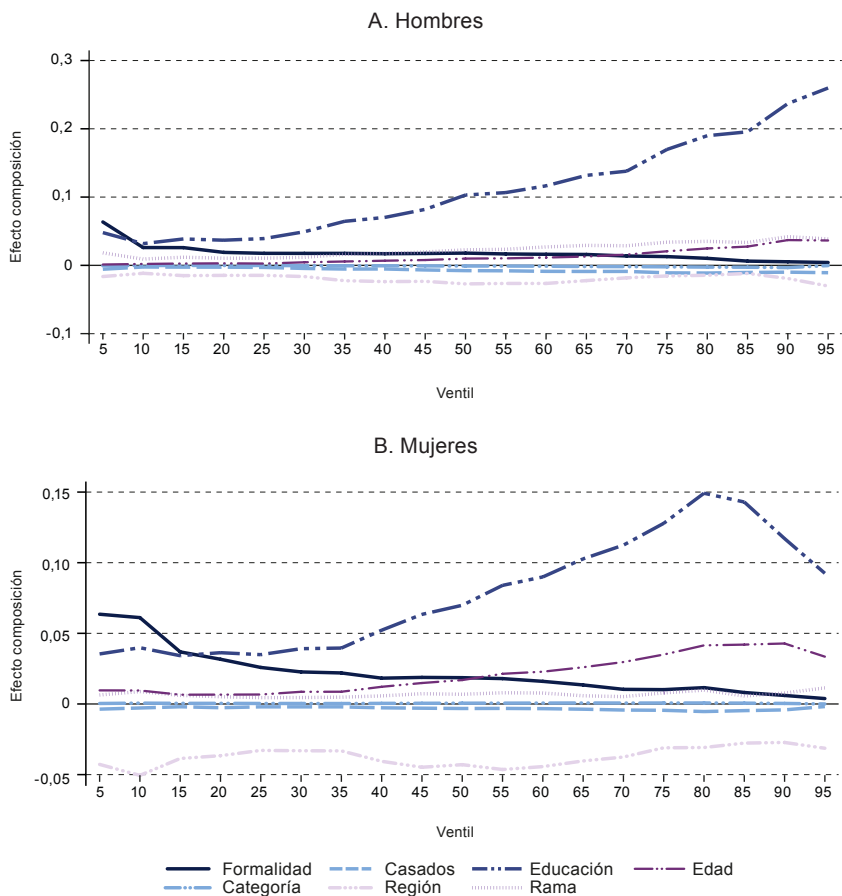


B. Mujeres



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

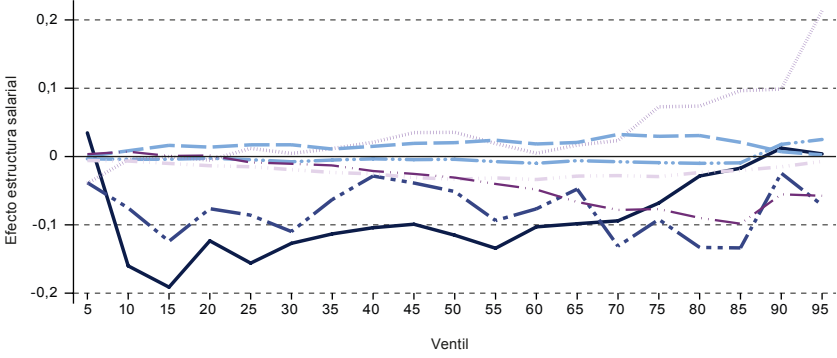
Gráfico VI.A.3
Chile: contribución de cada atributo al efecto composición,
según ventil de salarios, 2000-2011



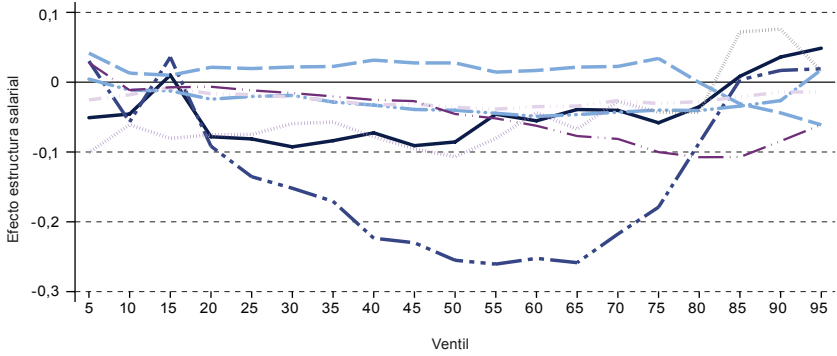
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Gráfico VI.A.4
Chile: contribución de cada atributo al efecto retorno,
según ventil de salarios, 2000-2011

A. Hombres



B. Mujeres



— Formalidad - - - Casados ... Educación - · - Edad
· · · Categoría - - - Región ... Rama

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).

Anexo VII.A1

**Desigualdad e informalidad en América Latina:
el caso del Ecuador**

Cuadro VII.A.1
Ecuador: evolución de los principales indicadores del mercado de trabajo, 2005-2012

A. Según sexo

Año	Hombres				Mujeres				
	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Salario real promedio	Tasa de formalidad	Tasa de desempleo	Tasa de empleo	Tasa de formalidad
2005	396	6,23	57,55	53,96	293	37,75	10,46	39,75	43,82
2006	412	5,70	58,56	55,23	303	36,69	10,06	39,72	43,78
2007	444	5,46	58,87	55,65	312	36,75	8,72	41,50	37,88
2008	413	4,72	57,75	55,02	293	35,73	8,07	39,96	42,99
2009	417	6,56	57,44	53,68	300	42,69	9,84	39,79	50,30
2010	410	5,40	56,75	53,69	316	43,05	8,52	38,25	54,99
2011	409	4,19	56,35	53,99	321	47,93	6,70	36,81	61,14
2012	431	3,84	57,31	55,10	343	52,78	5,11	37,39	66,39

B. Según edad

Año	Menos de 25 años				25 a 45 años				Más de 45 años				
	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de formalidad
2005	209,10	15,69	22,87	19,28	372,73	6,83	81,75	76,17	412,94	3,85	65,29	62,78	53,16
2006	213,97	15,45	23,77	20,10	378,56	5,82	81,93	77,17	442,35	3,79	64,99	62,53	54,21
2007	225,70	14,00	24,41	20,99	402,15	5,48	82,80	78,27	466,59	3,33	66,66	64,45	52,44
2008	216,37	13,07	22,80	19,82	380,62	4,85	81,56	77,60	425,21	2,96	65,79	63,84	49,77
2009	221,46	16,25	21,73	18,20	375,93	7,24	81,46	75,56	433,94	3,70	64,17	61,80	55,57
2010	234,46	14,88	20,61	17,54	379,43	5,94	80,37	75,60	425,38	3,03	62,35	60,46	56,51
2011	248,47	13,22	18,77	16,29	388,59	4,69	79,78	76,03	407,21	2,00	60,83	59,61	58,93
2012	272,48	11,09	19,05	16,94	409,92	4,04	80,52	77,27	428,75	1,59	60,73	59,77	61,17

Cuadro VII.A.1 (continuación)

C. Según nivel educativo

Año	Hasta primaria completa					Secundaria incompleta				
	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de formalidad	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de formalidad
2005	211,99	6,83	33,12	30,86	16,04	272,23	9,16	60,00	54,50	25,88
2006	224,08	6,36	33,26	31,14	15,06	284,33	8,77	61,04	55,69	24,63
2007	231,89	5,14	33,78	32,05	15,14	310,25	7,76	62,72	57,85	24,76
2008	230,31	4,05	33,89	32,51	14,93	298,05	6,48	61,34	57,37	23,99
2009	235,50	5,63	31,77	29,98	18,96	280,39	8,67	59,11	53,98	28,94
2010	234,23	4,53	32,79	31,31	20,60	291,78	7,25	56,33	52,24	32,88
2011	244,37	2,85	32,30	31,38	24,91	310,29	5,53	53,66	50,69	37,77
2012	273,18	2,14	31,72	31,04	29,01	318,01	4,41	53,66	51,29	43,19
Año	Secundaria completa					Terciaria incompleta				
	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de formalidad	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de empleo	Tasa de formalidad
2005	356,04	10,38	71,33	63,93	45,65	478,94	9,03	72,73	66,16	63,25
2006	368,84	9,61	72,36	65,40	44,90	484,21	8,89	70,66	64,37	62,34
2007	377,26	9,45	74,35	67,32	44,12	534,78	8,75	73,29	66,87	63,06
2008	383,94	9,25	73,71	66,89	45,38	481,40	8,68	71,39	65,19	61,87
2009	354,53	10,37	72,02	64,55	51,59	465,61	10,37	70,22	62,95	67,61
2010	362,87	9,36	69,81	63,27	53,62	501,73	9,28	67,24	61,00	71,64
2011	373,73	8,17	68,62	63,01	59,69	507,67	7,43	65,23	60,38	77,52
2012	400,59	6,84	69,53	64,78	64,47	497,92	6,03	66,12	62,13	78,74

Cuadro VII.A.1 (conclusión)

Año	Terciaría completa			
	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de formalidad
2005	794,10	5,05	90,08	85,53
2006	826,71	4,21	90,21	86,42
2007	880,25	4,54	90,52	86,42
2008	802,91	5,03	89,09	84,61
2009	823,49	6,99	89,08	82,86
2010	822,93	5,92	87,08	81,92
2011	761,31	5,47	87,62	82,82
2012	768,92	4,61	87,04	83,03

D. Según área geográfica

Año	Urbano				Rural			
	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de formalidad	Salario real promedio	Tasa de desempleo	Tasa de actividad	Tasa de formalidad
2005	376,41	8,47	48,16	42,45	187,51	4,43	51,35	13,37
2006	390,18	8,07	48,26	41,75	202,85	3,60	54,37	13,48
2007	411,87	7,34	50,04	41,50	213,18	2,96	49,71	13,69
2008	399,45	6,90	49,02	42,66	220,10	2,93	47,63	15,14
2009	389,10	8,49	48,46	48,14	212,21	3,57	48,23	16,61
2010	405,29	7,61	47,50	52,55	231,19	2,98	46,62	19,40
2011	415,21	6,16	46,46	59,02	243,13	2,39	45,92	25,93
2012	428,97	4,93	47,10	63,09	255,19	2,11	47,27	28,10

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Cuadro VII.A.2
Ecuador: incidencia de la informalidad y contribución
de diferentes categorías de ocupados, 2005-2012

A. Según sexo

Año	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
2005	65,16	34,84	62,25	56,18
2006	66,37	33,63	63,31	56,22
2007	65,55	34,45	63,25	57,12
2008	67,26	32,74	64,27	57,01
2009	66,39	33,61	57,31	49,70
2010	69,11	30,89	56,95	45,01
2011	70,60	29,40	52,07	38,86
2012	71,51	28,49	47,22	33,61

B. Según edad

Año	Contribución a la informalidad			Incidencia de la informalidad		
	Menos de 25 años	25 a 45 años	Más de 45 años	Menos de 25 años	25 a 45 años	Más de 45 años
2005	33,58	46,50	19,92	81,78	55,96	46,84
2006	34,16	46,63	19,21	82,81	57,24	45,79
2007	33,73	45,99	20,28	81,89	57,41	47,56
2008	32,59	46,09	21,31	82,31	57,58	50,23
2009	32,21	45,05	22,74	76,24	50,04	44,43
2010	31,25	44,92	23,83	74,02	48,31	43,49
2011	29,92	43,90	26,17	68,36	42,32	41,07
2012	28,84	43,79	27,37	61,46	36,86	38,83

C. Según nivel educativo

Año	Contribución a la informalidad				
	Hasta primario completo	Secundario incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
2005	46,47	18,87	19,02	10,01	5,64
2006	45,14	19,83	19,73	9,69	5,61
2007	45,33	19,59	19,53	9,77	5,79
2008	48,04	18,67	18,82	9,27	5,20
2009	45,60	19,60	19,14	10,34	5,32
2010	50,03	17,92	18,65	8,87	4,52
2011	51,20	17,74	18,86	7,76	4,43
2012	49,59	17,36	20,99	8,45	3,61

Año	Incidencia de la informalidad				
	Hasta primario completo	Secundario incompleto	Secundario completo	Terciario incompleto	Terciario completo
2005	83,96	74,12	54,35	36,75	23,83
2006	84,94	75,37	55,10	37,66	23,71
2007	84,86	75,24	55,88	36,94	25,05
2008	85,07	76,01	54,62	38,13	23,35
2009	81,04	71,06	48,41	32,39	18,89
2010	79,40	67,12	46,38	28,36	15,71
2011	75,09	62,23	40,31	22,48	13,33
2012	70,99	56,81	35,53	21,26	9,78

Cuadro VII.A.2 (continuación)

D. Según categoría ocupacional

Año	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
	Asalariados privados	Asalariados públicos	Asalariados privados	Asalariados públicos
2005	97,07	2,93	70,37	10,20
2006	98,30	1,70	71,71	6,17
2007	97,33	2,67	70,97	9,96
2008	96,77	3,23	71,13	12,42
2009	96,71	3,29	64,05	10,12
2010	96,92	3,08	62,04	9,11
2011	97,45	2,55	56,50	6,59
2012	97,93	2,07	50,26	5,00

E. Según rama de actividad

Año	Contribución a la informalidad			
	Industria	Construcción	Comercio	Transporte
2005	12,63	10,83	21,95	7,28
2006	12,99	13,13	22,16	7,95
2007	12,19	13,42	22,63	7,83
2008	12,13	14,04	19,81	6,85
2009	12,43	15,47	21,22	7,18
2010	12,50	15,47	19,44	6,83
2011	10,87	16,17	18,62	6,25
2012	11,27	17,09	19,07	5,85

Año	Contribución a la informalidad				
	Servicios financieros	Servicios personales	Servicios domésticos	Administración pública	Otros
2005	5,21	5,77	11,51	2,85	21,99
2006	5,15	5,83	9,91	1,75	21,14
2007	4,97	5,19	9,87	2,54	21,36
2008	4,87	4,62	9,08	2,93	25,66
2009	4,78	4,16	9,88	2,97	21,91
2010	3,98	3,59	8,80	2,78	26,62
2011	3,72	3,34	7,88	2,19	30,96
2012	3,68	3,09	7,94	1,91	30,10

Año	Incidencia de la informalidad			
	Industria	Construcción	Comercio	Transporte
2005	58,10	88,84	67,70	70,51
2006	59,65	93,03	70,10	73,70
2007	57,43	92,41	69,38	71,06
2008	58,16	93,43	67,09	69,66
2009	50,90	89,31	60,62	61,72
2010	49,40	88,11	56,15	60,24
2011	41,69	84,66	49,02	53,00
2012	38,13	79,36	42,97	43,93

Cuadro VII.A.2 (conclusión)

Año	Incidencia de la informalidad				
	Servicios financieros	Servicios personales	Servicios domésticos	Administración pública	Otros
2005	46,08	50,06	89,60	10,70	79,15
2006	45,74	52,55	89,42	6,67	79,00
2007	43,60	51,77	89,25	10,30	77,96
2008	45,14	48,79	88,30	12,27	79,17
2009	36,25	38,62	84,59	10,24	71,95
2010	29,70	36,06	77,43	9,07	74,32
2011	23,77	30,58	68,93	6,25	71,47
2012	18,55	23,54	67,03	5,07	66,96

F. Según área geográfica

Año	Contribución a la informalidad		Incidencia de la informalidad	
	Urbano	Rural	Urbano	Rural
2005	87,89	12,11	57,55	86,63
2006	87,49	12,51	58,25	86,52
2007	87,28	12,72	58,50	86,31
2008	78,24	21,76	57,34	84,86
2009	87,18	12,82	51,86	83,39
2010	76,04	23,96	47,45	80,60
2011	69,93	30,07	40,98	74,07
2012	73,66	26,34	36,91	71,90

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Cuadro VII.A.3
Ecuador: composición del empleo asalariado, 2005-2012

Atributos	Asalariados					
	Total		Hombres		Mujeres	
	2005	2012	2005	2012	2005	2012
Formalidad	0,37	0,53	0,34	0,47	0,42	0,63
Nivel educativo						
Hasta primario completo	0,37	0,34	0,42	0,40	0,27	0,23
Secundario incompleto	0,15	0,13	0,17	0,14	0,12	0,10
Secundario completo	0,20	0,23	0,20	0,24	0,21	0,21
Terciario incompleto	0,15	0,15	0,11	0,11	0,22	0,23
Terciario completo	0,13	0,14	0,10	0,11	0,17	0,22
Tramo etario						
< 25 años	0,25	0,21	0,25	0,23	0,23	0,18
25 a 45 años	0,52	0,51	0,50	0,49	0,55	0,56
> 45 años	0,23	0,28	0,24	0,29	0,22	0,26
Categoría ocupacional						
Asalariados privados	0,82	0,81	0,84	0,85	0,77	0,74
Asalariados públicos	0,18	0,19	0,16	0,15	0,23	0,26
Rama de actividad						
Industria	0,12	0,11	0,13	0,12	0,09	0,10
Construcción	0,08	0,10	0,11	0,14	0,01	0,01
Comercio	0,17	0,16	0,16	0,14	0,19	0,21
Transporte	0,06	0,05	0,08	0,07	0,03	0,03
Servicios financieros	0,06	0,07	0,06	0,06	0,06	0,07
Servicios personales	0,06	0,05	0,03	0,02	0,11	0,09
Servicios domésticos	0,07	0,04	0,01	0,00	0,18	0,12
Administración pública	0,17	0,17	0,14	0,13	0,22	0,25
Otros	0,22	0,25	0,28	0,31	0,11	0,12
Hombres	0,65	0,66				
Área urbana	0,82	0,73	0,79	0,69	0,88	0,82
Región						
Sierra	0,47	0,50	0,44	0,46	0,52	0,56
Costa	0,47	0,46	0,50	0,49	0,41	0,39
Oriente	0,06	0,05	0,06	0,05	0,06	0,05

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Cuadro VII.A.4
Ecuador: descomposiciones de DiNardo y otros (1996)
de los ingresos horarios, 2005-2012^a

A. Total de asalariados

Estadísticas	Densidad 2005	Densidad contrafactual ^b	Densidad 2012	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por formalización
Media	1,79	1,86	2,24	0,06 ***	4%	14%
	0,013	0,015	0,011	0,005		
P(10)	0,53	0,54	0,92	0,02 ***	3%	4%
	0,005	0,005	0,011	0,005		
P(20)	0,71	0,76	1,15	0,05 ***	7%	11%
	0,004	0,003	0,000	0,003		
P(30)	0,86	0,93	1,39	0,06 ***	7%	12%
	0,006	0,009	0,002	0,006		
P(40)	1,05	1,09	1,54	0,04 ***	4%	8%
	0,007	0,010	0,003	0,007		
P(50)	1,25	1,28	1,71	0,03 **	2%	6%
	0,018	0,006	0,003	0,015		
P(60)	1,49	1,58	1,88	0,09 ***	6%	23%
	0,017	0,000	0,004	0,017		
P(70)	1,84	1,94	2,31	0,10 ***	5%	21%
	0,021	0,019	0,000	0,011		
P(80)	2,37	2,40	2,89	0,03 ***	1%	6%
	0,009	0,011	0,006	0,008		
P(90)	3,24	3,36	4,19	0,13 ***	4%	13%
	0,016	0,043	0,037	0,036		
P(90)/P(10)	6,14	6,20	4,53	0,06	1%	-4%
	0,062	0,091	0,064	0,086		
P(50)/P(10)	2,38	2,36	1,86	-0,01	-1%	3%
	0,035	0,022	0,022	0,037		
P(90)/P(50)	2,58	2,63	2,44	0,04	2%	-28%
	0,037	0,033	0,021	0,047		
Gini	0,44	0,43	0,36	-0,01 ***	-2%	8%
	0,003	0,003	0,003	0,001		
Theil	0,39	0,38	0,25	-0,01 ***	-3%	8%
	0,011	0,012	0,010	0,004		
Número de observaciones	32 398	32 398	41 192			

Cuadro VII.A.4 (continuación)

B. Hombres

Estadísticas	Densidad 2005	Densidad contrafactual ^b	Densidad 2012	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por formalización
Media	1,80	1,86	2,17	0,06 ***	3%	15%
	0,016	0,018	0,013	0,006		
P(10)	0,54	0,57	0,92	0,03 ***	6%	9%
	0,006	0,006	0,002	0,003		
P(20)	0,75	0,79	1,15	0,04 ***	6%	11%
	0,008	0,005	0,000	0,006		
P(30)	0,90	0,95	1,37	0,05 ***	5%	10%
	0,006	0,004	0,006	0,004		
P(40)	1,05	1,11	1,53	0,05 ***	5%	11%
	0,004	0,009	0,005	0,008		
P(50)	1,26	1,27	1,69	0,01 *	1%	2%
	0,009	0,005	0,004	0,008		
P(60)	1,46	1,56	1,85	0,10 ***	7%	25%
	0,015	0,022	0,002	0,012		
P(70)	1,76	1,86	2,17	0,09 ***	5%	23%
	0,014	0,021	0,021	0,011		
P(80)	2,30	2,37	2,69	0,07 ***	3%	18%
	0,027	0,006	0,033	0,024		
P(90)	3,20	3,24	4,04	0,03 ***	1%	4%
	0,014	0,022	0,032	0,015		
P(90)/P(10)	5,94	5,66	4,38	-0,28 ***	-5%	18%
	0,067	0,073	0,036	0,041		
P(50)/P(10)	2,35	2,23	1,83	-0,12 ***	-5%	22%
	0,026	0,024	0,005	0,020		
P(90)/P(50)	2,53	2,54	2,40	0,01	0%	-5%
	0,021	0,017	0,019	0,019		
Gini	0,44	0,44	0,35	0,00	-1%	4%
	0,004	0,004	0,003	0,002		
Theil	0,40	0,40	0,23	0,00	-1%	2%
	0,013	0,017	0,006	0,006		
Número de observaciones	21 025	21 025	27 241			

Cuadro VII.A.4 (conclusión)

C. Mujeres

Estadísticas	Densidad 2005	Densidad contrafactual ^b	Densidad 2012	Variaciones absolutas	Variaciones relativas	Porcentaje del cambio total explicado por formalización
Media	1,78	1,85	2,38	0,07 ***	4%	12%
	0,019	0,020	0,023	0,007		
P(10)	0,47	0,51	0,87	0,03 ***	7%	8%
	0,003	0,014	0,008	0,012		
P(20)	0,64	0,70	1,16	0,06 ***	10%	12%
	0,004	0,009	0,008	0,007		
P(30)	0,80	0,89	1,41	0,09 ***	11%	15%
	0,006	0,014	0,004	0,011		
P(40)	0,99	1,07	1,62	0,09 ***	9%	14%
	0,011	0,011	0,017	0,009		
P(50)	1,21	1,29	1,73	0,08 ***	7%	16%
	0,012	0,014	0,004	0,011		
P(60)	1,58	1,60	2,02	0,02	1%	4%
	0,027	0,005	0,013	0,024		
P(70)	1,98	2,03	2,51	0,06 ***	3%	11%
	0,009	0,025	0,051	0,020		
P(80)	2,46	2,63	3,44	0,17 ***	7%	18%
	0,047	0,044	0,047	0,029		
P(90)	3,41	3,58	4,62	0,17 ***	5%	14%
	0,080	0,057	0,014	0,046		
P(90)/P(10)	7,20	7,09	5,33	-0,11	-2%	6%
	0,175	0,208	0,049	0,192		
P(50)/P(10)	2,56	2,56	2,00	0,00	0%	0%
	0,027	0,065	0,018	0,063		
P(90)/P(50)	2,81	2,77	2,67	-0,04	-2%	30%
	0,066	0,044	0,009	0,047		
Gini	0,44	0,43	0,37	-0,01 ***	-3%	17%
	0,004	0,005	0,005	0,002		
Theil	0,36	0,34	0,27	-0,02 ***	-6%	22%
	0,013	0,014	0,026	0,005		
Número de observaciones	11 373	11. 373	13 951			

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

^a Errores estándar de remuestreo reiterado (técnica bootstrap) bajo cada estimación (200 submuestras).

^b Densidad de 2005 estimada a partir de la tasa de formalidad de 2012.

Cuadro VII.A.5
Ecuador: regresiones RIF^a sobre los percentiles de la distribución salarial, 2005-2012^{b, c}

A. Total de asalariados

Variables	2005								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Formal	0,331 *** [0,0142]	0,344 *** [0,0117]	0,360 *** [0,0109]	0,368 *** [0,0113]	0,345 *** [0,0117]	0,337 *** [0,0127]	0,389 *** [0,0159]	0,326 *** [0,0152]	0,210 *** [0,0169]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,164 *** [0,0259]	0,121 *** [0,0184]	0,134 *** [0,0153]	0,125 *** [0,0144]	0,114 *** [0,0136]	0,0979 *** [0,0134]	0,0975 *** [0,0147]	0,0924 *** [0,0123]	0,0748 *** [0,0117]
Secundario completo	0,313 *** [0,0228]	0,285 *** [0,0165]	0,281 *** [0,0143]	0,293 *** [0,0137]	0,288 *** [0,0134]	0,281 *** [0,0138]	0,282 *** [0,0160]	0,215 *** [0,0142]	0,156 *** [0,0145]
Terciario incompleto	0,388 *** [0,0225]	0,391 *** [0,0166]	0,434 *** [0,0146]	0,506 *** [0,0146]	0,547 *** [0,0151]	0,618 *** [0,0167]	0,748 *** [0,0215]	0,661 *** [0,0216]	0,553 *** [0,0251]
Terciario completo	0,372 *** [0,0210]	0,401 *** [0,0156]	0,455 *** [0,0139]	0,556 *** [0,0140]	0,665 *** [0,0146]	0,835 *** [0,0164]	1,126 *** [0,0225]	1,168 *** [0,0244]	1,283 *** [0,0332]
Tramo etario									
< 25 años	-0,169 *** [0,0202]	-0,166 *** [0,0141]	-0,167 *** [0,0117]	-0,173 *** [0,0110]	-0,177 *** [0,0104]	-0,180 *** [0,0105]	-0,189 *** [0,0120]	-0,130 *** [0,0105]	-0,0558 *** [0,0109]
> 45 años	-0,00519 [0,0169]	-0,0104 [0,0122]	0,00373 [0,0104]	0,0272 *** [0,00998]	0,0565 *** [0,00995]	0,0962 *** [0,0108]	0,181 *** [0,0139]	0,223 *** [0,0142]	0,277 *** [0,0182]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	-0,0117 [0,0306]	0,0421 * [0,0223]	0,0573 *** [0,0222]	0,116 *** [0,0245]	0,195 *** [0,0272]	0,321 *** [0,0325]	0,519 *** [0,0459]	0,570 *** [0,0521]	0,598 *** [0,0749]
Construcción	0,186 *** [0,0320]	0,263 *** [0,0232]	0,316 *** [0,0208]	0,356 *** [0,0211]	0,364 *** [0,0215]	0,294 *** [0,0226]	0,239 *** [0,0256]	0,0477 ** [0,0202]	0,0232 [0,0202]
Comercio	-0,143 *** [0,0270]	-0,114 *** [0,0195]	-0,101 *** [0,0170]	-0,0728 *** [0,0166]	-0,0605 *** [0,0164]	-0,0416 ** [0,0168]	-0,0326 * [0,0196]	-0,00149 [0,0179]	0,0389 ** [0,0195]

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2005								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Transporte	0,0726 ** [0,0317]	0,0544 ** [0,0245]	0,0726 *** [0,0220]	0,111 *** [0,0220]	0,137 *** [0,0221]	0,155 *** [0,0237]	0,156 *** [0,0282]	0,134 *** [0,0259]	0,134 *** [0,0294]
Servicios financieros	0,0839 *** [0,0272]	-0,00909 [0,0233]	0,00872 [0,0210]	0,0153 [0,0213]	0,0186 [0,0216]	0,0773 *** [0,0233]	0,122 *** [0,0291]	0,113 *** [0,0285]	0,189 *** [0,0353]
Servicios personales	0,0561* [0,0291]	0,0273 [0,0228]	0,0495 ** [0,0204]	0,0769 *** [0,0208]	0,0868 *** [0,0218]	0,104 *** [0,0241]	0,0838 *** [0,0310]	-0,000430 [0,0307]	-0,0329 [0,0364]
Servicios domésticos	-0,396 *** [0,0474]	-0,395 *** [0,0315]	-0,390 *** [0,0247]	-0,304 *** [0,0218]	-0,233 *** [0,0199]	-0,145 *** [0,0192]	-0,0778 *** [0,0216]	0,00763 [0,0189]	0,110 *** [0,0206]
Administración pública	-0,0131 [0,0358]	-0,0463* [0,0261]	-0,0291 [0,0254]	-0,0112 [0,0274]	-0,00365 [0,0298]	-0,00512 [0,0349]	-0,0524 [0,0484]	-0,147 *** [0,0543]	-0,421 *** [0,0769]
Otros	-0,118 *** [0,0287]	-0,122 *** [0,0207]	-0,116 *** [0,0178]	-0,103 *** [0,0170]	-0,100 *** [0,0164]	-0,0663 *** [0,0165]	-0,0238 [0,0188]	0,0448 *** [0,0171]	0,0912 *** [0,0190]
Casado	0,177 *** [0,0166]	0,149 *** [0,0115]	0,127 *** [0,00968]	0,138 *** [0,00921]	0,123 *** [0,00916]	0,121 *** [0,00981]	0,109 *** [0,0126]	0,0878 *** [0,0131]	0,121 *** [0,0163]
Hombre	0,174 *** [0,0256]	0,155 *** [0,0178]	0,143 *** [0,0146]	0,134 *** [0,0134]	0,117 *** [0,0124]	0,108 *** [0,0122]	0,117 *** [0,0137]	0,0904 *** [0,0120]	0,0686 *** [0,0125]
Región									
Costa	0,0324 ** [0,0152]	-0,0385 *** [0,0108]	-0,0613 *** [0,00909]	-0,0918 *** [0,00869]	-0,117 *** [0,00852]	-0,145 *** [0,00895]	-0,161 *** [0,0110]	-0,143 *** [0,0107]	-0,136 *** [0,0128]
Oriente	-0,0353 [0,0297]	-0,0539 *** [0,0206]	-0,0200 [0,0172]	0,00942 [0,0167]	0,0133 [0,0175]	0,0394 ** [0,0193]	0,0259 [0,0251]	0,00827 [0,0254]	-0,0680 ** [0,0282]
Constante	-1,123 *** [0,0371]	-0,769 *** [0,0255]	-0,577 *** [0,0213]	-0,432 *** [0,0199]	-0,267 *** [0,0190]	-0,143 *** [0,0190]	-0,0573 *** [0,0220]	0,272 *** [0,0199]	0,611 *** [0,0223]
Número de observaciones	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398
R ² ajustado	0,081	0,154	0,224	0,277	0,315	0,350	0,359	0,333	0,207

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2012								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Formal	0,426 *** [0,0101]	0,333 *** [0,00709]	0,385 *** [0,00731]	0,314 *** [0,00660]	0,179 *** [0,00496]	0,224 *** [0,00736]	0,212 *** [0,00856]	0,198 *** [0,00989]	0,0819 *** [0,0102]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,0710 *** [0,0166]	0,0732 *** [0,0108]	0,0621 *** [0,0103]	0,0598 *** [0,00880]	0,0447 *** [0,00640]	0,0681 *** [0,00923]	0,0807 *** [0,0102]	0,0483 *** [0,0105]	0,0478 *** [0,0101]
Secundario completo	0,148 *** [0,0137]	0,140 *** [0,00914]	0,158 *** [0,00896]	0,141 *** [0,00782]	0,107 *** [0,00580]	0,155 *** [0,00856]	0,183 *** [0,00977]	0,174 *** [0,0113]	0,130 *** [0,0121]
Terciario incompleto	0,189 *** [0,0144]	0,178 *** [0,00960]	0,248 *** [0,00957]	0,253 *** [0,00871]	0,226 *** [0,00681]	0,365 *** [0,0108]	0,457 *** [0,0135]	0,528 *** [0,0180]	0,427 *** [0,0216]
Terciario completo	0,186 *** [0,0132]	0,191 *** [0,00888]	0,276 *** [0,00910]	0,310 *** [0,00828]	0,302 *** [0,00657]	0,542 *** [0,0107]	0,756 *** [0,0142]	1,055 *** [0,0212]	1,178 *** [0,0294]
Tramo etario									
< 25 años	-0,123 *** [0,0127]	-0,105 *** [0,00819]	-0,100 *** [0,00776]	-0,0977 *** [0,00670]	-0,0845 *** [0,00494]	-0,154 *** [0,00723]	-0,169 *** [0,00815]	-0,122 *** [0,00944]	-0,0321 *** [0,0102]
> 45 años	-0,0219 *** [0,00982]	-0,0167 *** [0,00642]	0,000376 [0,00620]	0,0186 *** [0,00540]	0,0261 *** [0,00414]	0,0562 *** [0,00651]	0,114 *** [0,00822]	0,182 *** [0,0113]	0,287 *** [0,0156]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	0,0604 *** [0,0174]	0,0801 *** [0,0115]	0,137 *** [0,0131]	0,181 *** [0,0134]	0,183 *** [0,0122]	0,368 *** [0,0213]	0,568 *** [0,0300]	0,771 *** [0,0502]	0,647 *** [0,0698]
Construcción	0,202 *** [0,0181]	0,186 *** [0,0125]	0,208 *** [0,0130]	0,171 *** [0,0118]	0,120 *** [0,00901]	0,191 *** [0,0137]	0,137 *** [0,0155]	0,0491 *** [0,0165]	0,0167 [0,0177]
Comercio	-0,0694 *** [0,0158]	-0,0677 *** [0,0108]	-0,0796 *** [0,0109]	-0,0668 *** [0,00975]	-0,0361 *** [0,00745]	-0,0409 *** [0,0112]	-0,0379 *** [0,0132]	-0,0600 *** [0,0154]	-0,0494 *** [0,0165]
Transporte	-0,0385 * [0,0211]	-0,00754 [0,0142]	0,0166 [0,0146]	0,0300 ** [0,0134]	0,0342 *** [0,0105]	0,0736 *** [0,0164]	0,0683 *** [0,0197]	0,0328 [0,0239]	-0,0615 ** [0,0239]

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2012								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Servicios financieros	-0,0309 *	-0,0127	-0,0152	0,00979	0,0294 ***	0,0605 ***	0,0634 ***	0,0137	-0,0613 **
	[0,0162]	[0,0117]	[0,0126]	[0,0119]	[0,00953]	[0,0151]	[0,0186]	[0,0236]	[0,0267]
Servicios personales	-0,00570	0,0113	0,0211	0,0477 ***	0,0363 ***	0,0299 *	0,0133	-0,0725 **	-0,104 ***
	[0,0188]	[0,0127]	[0,0133]	[0,0128]	[0,0107]	[0,0177]	[0,0227]	[0,0293]	[0,0344]
Servicios domésticos	-0,169 ***	-0,154 ***	-0,134 ***	-0,133 ***	-0,0857 ***	-0,131 ***	-0,0814 ***	0,0118	0,102 ***
	[0,0319]	[0,0198]	[0,0179]	[0,0149]	[0,0106]	[0,0139]	[0,0157]	[0,0186]	[0,0208]
Administración pública	-0,0934 ***	-0,0656 ***	-0,0823 ***	-0,0484 ***	1,69e-05	0,0449 **	0,0629 **	0,167 ***	0,255 ***
	[0,0211]	[0,0138]	[0,0152]	[0,0150]	[0,0132]	[0,0228]	[0,0319]	[0,0527]	[0,0744]
Otros	-0,157 ***	-0,108 ***	-0,118 ***	-0,0890 ***	-0,0486 ***	-0,0304 ***	-0,00395	0,0704 ***	0,0694 ***
	[0,0175]	[0,0115]	[0,0112]	[0,00979]	[0,00735]	[0,0109]	[0,0126]	[0,0150]	[0,0169]
Casado	0,146 ***	0,0789 ***	0,0787 ***	0,0693 ***	0,0608 ***	0,101 ***	0,105 ***	0,104 ***	0,153 ***
	[0,0100]	[0,00617]	[0,00587]	[0,00520]	[0,00402]	[0,00633]	[0,00809]	[0,0115]	[0,0153]
Hombre	0,0797 ***	0,0487 ***	0,0515 ***	0,0634 ***	0,0455 ***	0,0720 ***	0,0830 ***	0,116 ***	0,0918 ***
	[0,0126]	[0,00809]	[0,00771]	[0,00661]	[0,00489]	[0,00723]	[0,00838]	[0,0101]	[0,0120]
Región									
Costa	0,0768 ***	-0,00620	-0,0260 ***	-0,0425 ***	-0,0381 ***	-0,0322 ***	-0,0626 ***	-0,0840 ***	-0,108 ***
	[0,00903]	[0,00585]	[0,00562]	[0,00490]	[0,00372]	[0,00571]	[0,00697]	[0,00918]	[0,0117]
Oriente	0,0174	0,00447	0,00754	0,0110	0,0271 ***	0,0484 ***	0,0609 ***	0,0778 ***	0,0461
	[0,0187]	[0,0117]	[0,0115]	[0,0102]	[0,00796]	[0,0130]	[0,0172]	[0,0250]	[0,0340]
Constante	-0,515 ***	-0,131 ***	-0,0364 ***	0,0771 ***	0,260 ***	0,162 ***	0,276 ***	0,344 ***	0,751 ***
	[0,0212]	[0,0133]	[0,0127]	[0,0110]	[0,00814]	[0,0120]	[0,0141]	[0,0170]	[0,0200]
Número de observaciones	41 192	41 192	41 192	41 192	41 192	41 192	41 192	41 192	41 192
R ² ajustado	0,113	0,175	0,253	0,297	0,318	0,352	0,386	0,387	0,260

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2005 ^d								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Formal	0,504 *** [0,0202]	0,378 *** [0,0149]	0,383 *** [0,0144]	0,368 *** [0,0142]	0,333 *** [0,0143]	0,282 *** [0,0135]	0,269 *** [0,0146]	0,208 *** [0,0143]	0,140 *** [0,0188]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,153 *** [0,0287]	0,126 *** [0,0193]	0,125 *** [0,0177]	0,109 *** [0,0168]	0,0871 *** [0,0166]	0,0790 *** [0,0152]	0,0882 *** [0,0160]	0,0940 *** [0,0146]	0,116 *** [0,0184]
Secundario completo	0,306 *** [0,0254]	0,269 *** [0,0169]	0,278 *** [0,0163]	0,293 *** [0,0163]	0,285 *** [0,0164]	0,264 *** [0,0156]	0,259 *** [0,0171]	0,215 *** [0,0164]	0,225 *** [0,0224]
Terciario incompleto	0,388 *** [0,0238]	0,376 *** [0,0162]	0,443 *** [0,0158]	0,536 *** [0,0162]	0,588 *** [0,0174]	0,619 *** [0,0183]	0,713 *** [0,0226]	0,670 *** [0,0248]	0,730 *** [0,0372]
Terciario completo	0,362 *** [0,0236]	0,390 *** [0,0158]	0,469 *** [0,0153]	0,604 *** [0,0155]	0,730 *** [0,0166]	0,843 *** [0,0178]	1,086 *** [0,0229]	1,182 *** [0,0272]	1,651 *** [0,0478]
Tramo etario									
< 25 años	-0,154 *** [0,0225]	-0,143 *** [0,0141]	-0,146 *** [0,0131]	-0,168 *** [0,0125]	-0,186 *** [0,0123]	-0,169 *** [0,0115]	-0,167 *** [0,0124]	-0,0950 *** [0,0119]	-0,0764 *** [0,0155]
> 45 años	-0,00354 [0,0182]	0,00551 [0,0120]	0,0176 [0,0112]	0,0436 *** [0,0111]	0,0828 *** [0,0116]	0,124 *** [0,0121]	0,213 *** [0,0149]	0,268 *** [0,0167]	0,372 *** [0,0267]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	0,0200 [0,0287]	0,0661 *** [0,0202]	0,114 *** [0,0223]	0,188 *** [0,0258]	0,280 *** [0,0299]	0,378 *** [0,0351]	0,525 *** [0,0472]	0,517 *** [0,0591]	0,635 *** [0,101]
Construcción	0,262 *** [0,0325]	0,286 *** [0,0233]	0,333 *** [0,0231]	0,337 *** [0,0242]	0,307 *** [0,0257]	0,219 *** [0,0251]	0,130 *** [0,0274]	0,0501 * [0,0265]	0,0465 [0,0385]
Comercio	-0,120 *** [0,0252]	-0,0685 *** [0,0173]	-0,0698 *** [0,0173]	-0,0417 ** [0,0182]	-0,0345 * [0,0193]	-0,0123 [0,0194]	-0,00793 [0,0223]	0,0227 [0,0228]	0,0685 ** [0,0334]
Transporte	0,0850 *** [0,0317]	0,0448 ** [0,0224]	0,0808 *** [0,0218]	0,129 *** [0,0228]	0,165 *** [0,0248]	0,164 *** [0,0264]	0,151 *** [0,0311]	0,184 *** [0,0332]	0,138 *** [0,0493]

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2005 ^d								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Servicios financieros	0,0386 [0,0285]	-0,0137 [0,0216]	-0,0155 [0,0219]	0,0127 [0,0229]	0,0574** [0,0247]	0,104*** [0,0258]	0,105*** [0,0311]	0,144*** [0,0337]	0,223*** [0,0537]
Servicios personales	0,0251 [0,0293]	0,0235 [0,0203]	0,0699*** [0,0195]	0,0907*** [0,0214]	0,0921*** [0,0246]	0,114*** [0,0267]	0,0585* [0,0335]	0,0101 [0,0371]	-0,0514 [0,0576]
Servicios domésticos	-0,498*** [0,0544]	-0,401*** [0,0318]	-0,391*** [0,0273]	-0,316*** [0,0245]	-0,247*** [0,0231]	-0,131*** [0,0216]	-0,0768*** [0,0231]	0,0280 [0,0226]	0,152*** [0,0327]
Administración pública	-0,0484 [0,0340]	-0,0538** [0,0236]	-0,0495* [0,0253]	-0,0406 [0,0288]	-0,0357 [0,0328]	-0,0441 [0,0378]	-0,0975* [0,0501]	-0,188*** [0,0617]	-0,518*** [0,104]
Otros	-0,144*** [0,0300]	-0,113*** [0,0200]	-0,123*** [0,0190]	-0,126*** [0,0189]	-0,108*** [0,0192]	-0,0331* [0,0186]	0,0149 [0,0211]	0,0925*** [0,0215]	0,144*** [0,0316]
Casado	0,182*** [0,0175]	0,114*** [0,0109]	0,0947*** [0,0101]	0,103*** [0,00994]	0,0914*** [0,0105]	0,0890*** [0,0109]	0,0754*** [0,0137]	0,0817*** [0,0156]	0,164*** [0,0244]
Hombre	0,177*** [0,0258]	0,121*** [0,0169]	0,120*** [0,0157]	0,136*** [0,0153]	0,132*** [0,0154]	0,151*** [0,0148]	0,142*** [0,0163]	0,126*** [0,0162]	0,0993*** [0,0228]
Región									
Costa	0,0139 [0,0165]	-0,0530*** [0,0106]	-0,0861*** [0,00996]	-0,111*** [0,00971]	-0,151*** [0,0100]	-0,143*** [0,00994]	-0,152*** [0,0117]	-0,155*** [0,0126]	-0,210*** [0,0195]
Oriente	-0,0618* [0,0319]	-0,0450** [0,0191]	-0,01115 [0,0174]	0,0299 [0,0183]	0,0416** [0,0205]	0,0541** [0,0225]	0,0306 [0,0286]	-0,0230 [0,0312]	-0,145*** [0,0402]
Constante	-1,220*** [0,0382]	-0,706*** [0,0239]	-0,526*** [0,0220]	-0,435*** [0,0215]	-0,283*** [0,0219]	-0,169*** [0,0213]	-0,00914 [0,0240]	0,241*** [0,0243]	0,526*** [0,0364]
Número de observaciones	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398	32 398
R ² ajustado	0,108	0,184	0,250	0,318	0,349	0,365	0,356	0,295	0,190

Cuadro VII.A.5 (continuación)

B. Hombres

Variables	2005								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Formal	0,357 *** [0,0185]	0,286 *** [0,0135]	0,301 *** [0,0131]	0,304 *** [0,0133]	0,283 *** [0,0140]	0,276 *** [0,0151]	0,306 *** [0,0178]	0,301 *** [0,0195]	0,228 *** [0,0241]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,159 *** [0,0308]	0,129 *** [0,0191]	0,133 *** [0,0170]	0,122 *** [0,0162]	0,111 *** [0,0157]	0,0946 *** [0,0157]	0,0862 *** [0,0167]	0,0843 *** [0,0158]	0,0835 *** [0,0166]
Secundario completo	0,280 *** [0,0277]	0,242 *** [0,0175]	0,236 *** [0,0161]	0,248 *** [0,0156]	0,257 *** [0,0156]	0,263 *** [0,0162]	0,245 *** [0,0182]	0,208 *** [0,0185]	0,147 *** [0,0203]
Terciario incompleto	0,355 *** [0,0269]	0,331 *** [0,0178]	0,385 *** [0,0167]	0,438 *** [0,0169]	0,485 *** [0,0180]	0,581 *** [0,0203]	0,705 *** [0,0253]	0,749 *** [0,0302]	0,727 *** [0,0399]
Terciario completo	0,314 *** [0,0251]	0,329 *** [0,0163]	0,397 *** [0,0154]	0,473 *** [0,0155]	0,598 *** [0,0166]	0,783 *** [0,0189]	1,047 *** [0,0249]	1,306 *** [0,0323]	1,688 *** [0,0506]
Tramo etario									
< 25 años	-0,219 *** [0,0263]	-0,168 *** [0,0158]	-0,175 *** [0,0139]	-0,182 *** [0,0131]	-0,183 *** [0,0124]	-0,180 *** [0,0125]	-0,196 *** [0,0133]	-0,139 *** [0,0130]	-0,0501 *** [0,0148]
> 45 años	-0,0222 [0,0220]	-0,0161 [0,0138]	-0,00552 [0,0124]	0,0152 [0,0119]	0,0449 *** [0,0119]	0,0822 *** [0,0128]	0,140 *** [0,0153]	0,205 *** [0,0176]	0,303 *** [0,0242]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	0,0245 [0,0393]	0,0677 *** [0,0258]	0,0946 *** [0,0252]	0,147 *** [0,0272]	0,209 *** [0,0306]	0,323 *** [0,0359]	0,458 *** [0,0483]	0,607 *** [0,0621]	0,657 *** [0,0948]
Rama de actividad									
Construcción	0,193 *** [0,0374]	0,236 *** [0,0233]	0,287 *** [0,0216]	0,288 *** [0,0215]	0,300 *** [0,0219]	0,234 *** [0,0230]	0,177 *** [0,0250]	0,0315 [0,0228]	0,0440 * [0,0243]
Comercio	-0,153 *** [0,0344]	-0,0880 *** [0,0214]	-0,0788 *** [0,0194]	-0,0721 *** [0,0189]	-0,0474 *** [0,0189]	-0,0371 * [0,0197]	-0,0157 [0,0219]	0,00186 [0,0228]	0,0735 *** [0,0273]

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2005								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Transporte	0,0623 [0,0394]	0,0329 [0,0259]	0,0751 *** [0,0237]	0,0718 *** [0,0234]	0,0965 *** [0,0237]	0,120 *** [0,0253]	0,112 *** [0,0288]	0,117 *** [0,0298]	0,177 *** [0,0358]
Servicios financieros	0,0784 ** [0,0354]	-0,0580 ** [0,0272]	-0,0725 *** [0,0255]	-0,0816 *** [0,0249]	-0,0822 *** [0,0250]	-0,0500 * [0,0264]	-0,0279 [0,0306]	0,00610 [0,0342]	0,186 *** [0,0459]
Servicios personales	0,0113 [0,0438]	0,0219 [0,0298]	0,0520 * [0,0279]	0,0726 *** [0,0280]	0,108 *** [0,0301]	0,139 *** [0,0341]	0,180 *** [0,0427]	0,116 ** [0,0521]	0,400 [0,0712]
Servicios domésticos	-0,356 ** [0,143]	-0,196 ** [0,0819]	-0,159 ** [0,0701]	-0,180 *** [0,0631]	-0,159 *** [0,0580]	-0,138 ** [0,0546]	-0,163 *** [0,0507]	-0,123 *** [0,0404]	0,00695 [0,0455]
Administración pública	-0,0578 [0,0455]	-0,0531 * [0,0295]	-0,0383 [0,0285]	-0,0651 ** [0,0304]	-0,0563 * [0,0336]	-0,0797 ** [0,0389]	-0,113 ** [0,0515]	-0,230 *** [0,0655]	-0,415 *** [0,0980]
Otros	-0,155 *** [0,0347]	-0,119 *** [0,0217]	-0,117 *** [0,0195]	-0,128 *** [0,0187]	-0,123 *** [0,0182]	-0,0944 *** [0,0186]	-0,0547 *** [0,0202]	0,0267 [0,0210]	0,119 *** [0,0252]
Casado	0,159 *** [0,0310]	0,111 *** [0,0186]	0,112 *** [0,0162]	0,124 *** [0,0151]	0,112 *** [0,0141]	0,111 *** [0,0139]	0,122 *** [0,0147]	0,112 *** [0,0144]	0,0945 *** [0,0160]
Región									
Costa	0,0176 [0,0201]	-0,0585 *** [0,0123]	-0,0846 *** [0,0109]	-0,108 *** [0,0105]	-0,136 *** [0,0103]	-0,156 *** [0,0108]	-0,169 *** [0,0123]	-0,141 *** [0,0134]	-0,137 *** [0,0174]
Oriente	-0,0577 [0,0394]	-0,0483 ** [0,0235]	-0,0156 [0,0208]	0,00205 [0,0202]	0,0189 [0,0211]	0,0431 * [0,0231]	0,0636 ** [0,0284]	0,0754 ** [0,0324]	-0,0127 [0,0400]
Constante	-0,913 *** [0,0402]	-0,521 *** [0,0248]	-0,357 *** [0,0223]	-0,202 *** [0,0213]	-0,0511 ** [0,0207]	0,0389 * [0,0212]	0,143 *** [0,0229]	0,332 *** [0,0230]	0,612 *** [0,0265]
Número de observaciones	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025
R ² ajustado	0,064	0,118	0,175	0,222	0,265	0,306	0,336	0,337	0,248

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2012								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Formal	0,340 *** [0,0109]	0,275 *** [0,00789]	0,328 *** [0,00845]	0,285 *** [0,00789]	0,178 *** [0,00634]	0,180 *** [0,00804]	0,228 *** [0,0114]	0,231 *** [0,0142]	0,122 *** [0,0164]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,0756 *** [0,0170]	0,0821 *** [0,0113]	0,0755 *** [0,0114]	0,0731 *** [0,0101]	0,0546 *** [0,00786]	0,0688 *** [0,00980]	0,0958 *** [0,0132]	0,0760 *** [0,0153]	0,0376 ** [0,0150]
Secundario completo	0,106 *** [0,0146]	0,115 *** [0,00992]	0,137 *** [0,0101]	0,126 *** [0,00907]	0,108 *** [0,00716]	0,139 *** [0,00905]	0,206 *** [0,0126]	0,233 *** [0,0159]	0,183 *** [0,0185]
Terciario incompleto	0,138 *** [0,0156]	0,152 *** [0,0108]	0,215 *** [0,0112]	0,229 *** [0,0105]	0,211 *** [0,00876]	0,296 *** [0,0119]	0,474 *** [0,0183]	0,586 *** [0,0263]	0,560 *** [0,0363]
Terciario completo	0,133 *** [0,0137]	0,157 *** [0,00957]	0,222 *** [0,0103]	0,260 *** [0,00968]	0,268 *** [0,00816]	0,425 *** [0,0115]	0,766 *** [0,0187]	1,203 *** [0,0304]	1,703 *** [0,0507]
Tramo etario									
< 25 años	-0,146 *** [0,0144]	-0,115 *** [0,00939]	-0,119 *** [0,00920]	-0,114 *** [0,00808]	-0,0954 *** [0,00622]	-0,148 *** [0,00766]	-0,181 *** [0,0103]	-0,148 *** [0,0124]	-0,0462 *** [0,0146]
> 45 años	-0,0153 [0,0113]	-0,0146 * [0,00758]	0,00338 [0,00758]	0,0145 ** [0,00675]	0,0273 *** [0,00539]	0,0450 *** [0,00708]	0,105 *** [0,0106]	0,171 *** [0,0148]	0,269 *** [0,0214]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	0,0638 *** [0,0195]	0,0792 *** [0,0130]	0,139 *** [0,0153]	0,187 *** [0,0148]	0,193 *** [0,0137]	0,312 *** [0,0204]	0,599 *** [0,0352]	0,937 *** [0,0605]	0,837 *** [0,0968]
Rama de actividad									
Construcción	0,149 *** [0,0185]	0,149 *** [0,0129]	0,161 *** [0,0137]	0,137 *** [0,0127]	0,0941 *** [0,0103]	0,175 *** [0,0131]	0,144 *** [0,0181]	0,111 *** [0,0215]	0,0608 ** [0,0239]
Comercio	-0,0668 *** [0,0174]	-0,0623 *** [0,0124]	-0,0810 *** [0,0129]	-0,0737 *** [0,0120]	-0,0437 *** [0,00970]	-0,0272 ** [0,0123]	-0,0298 * [0,0177]	-0,0362 [0,0222]	-0,0800 *** [0,0254]
Transporte	-0,0408 * [0,0220]	-0,0131 [0,0152]	9,83e-05 [0,0159]	0,0118 [0,0150]	0,0215 * [0,0123]	0,0630 *** [0,0160]	0,0684 *** [0,0233]	0,0964 *** [0,0302]	-0,0109 [0,0332]

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2012								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Servicios financieros	-0,0570 *** [0,0182]	-0,0438 *** [0,0138]	-0,0663 *** [0,0152]	-0,0492 *** [0,0145]	-0,0188 [0,0121]	0,00906 [0,0157]	0,00230 [0,0235]	2,92e-06 [0,0306]	-0,0403 [0,0390]
Servicios personales	-0,0746 *** [0,0256]	-0,0302 * [0,0177]	0,0127 [0,0183]	0,0428 ** [0,0187]	0,0551 *** [0,0169]	0,0373 [0,0243]	0,00332 [0,0390]	-0,0122 [0,0559]	-0,0932 [0,0782]
Servicios domésticos	-0,183 * [0,0956]	-0,0934 [0,0617]	-0,122 * [0,0637]	-0,120 ** [0,0567]	-0,0746 * [0,0433]	-0,0778 [0,0537]	-0,0584 [0,0766]	-0,0232 [0,0937]	0,151 [0,128]
Administración pública	-0,135 *** [0,0235]	-0,0853 *** [0,0156]	-0,103 *** [0,0175]	-0,0822 *** [0,0169]	-0,0364 ** [0,0152]	0,0167 [0,0222]	0,0580 [0,0380]	0,154 ** [0,0645]	0,475 *** [0,105]
Otros	-0,157 *** [0,0184]	-0,109 *** [0,0124]	-0,143 *** [0,0127]	-0,109 *** [0,0115]	-0,0695 *** [0,00915]	-0,0353 *** [0,0114]	-0,00987 [0,0162]	0,0692 *** [0,0203]	0,103 *** [0,0247]
Casado	0,0559 *** [0,0134]	0,0402 *** [0,00894]	0,0511 *** [0,00893]	0,0631 *** [0,00789]	0,0603 *** [0,00615]	0,0704 *** [0,00770]	0,0971 *** [0,0107]	0,122 *** [0,0134]	0,103 *** [0,0167]
Región									
Costa	0,0559 *** [0,0106]	-0,0177 ** [0,00694]	-0,0258 *** [0,00687]	-0,0467 *** [0,00612]	-0,0497 *** [0,00485]	-0,0407 *** [0,00621]	-0,0683 *** [0,00896]	-0,0781 *** [0,0121]	-0,118 *** [0,0166]
Oriente	0,0112 [0,0222]	0,00236 [0,0141]	0,0166 [0,0142]	0,0142 [0,0130]	0,0323 *** [0,0106]	0,0555 *** [0,0145]	0,102 *** [0,0229]	0,137 *** [0,0346]	0,0783 [0,0507]
Constante	-0,263 *** [0,0200]	0,00889 [0,0135]	0,105 *** [0,0138]	0,206 *** [0,0125]	0,338 *** [0,00990]	0,340 *** [0,0124]	0,327 *** [0,0174]	0,352 *** [0,0213]	0,754 *** [0,0254]
Número de observaciones	27 241	27 241	27 241	27 241	27 241	27 241	27 241	27 241	27 241
R ² ajustado	0,084	0,139	0,211	0,250	0,274	0,295	0,355	0,383	0,315

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2005 ^d								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Formal	0,433 *** [0,0232]	0,306 *** [0,0173]	0,315 *** [0,0172]	0,317 *** [0,0171]	0,284 *** [0,0170]	0,231 *** [0,0170]	0,271 *** [0,0198]	0,230 *** [0,0189]	0,168 *** [0,0240]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,116 *** [0,0312]	0,110 *** [0,0208]	0,121 *** [0,0194]	0,100 *** [0,0186]	0,0938 *** [0,0179]	0,0796 *** [0,0179]	0,0817 *** [0,0201]	0,0931 *** [0,0183]	0,102 *** [0,0214]
Secundario completo	0,225 *** [0,0280]	0,219 *** [0,0185]	0,233 *** [0,0183]	0,242 *** [0,0183]	0,238 *** [0,0181]	0,250 *** [0,0186]	0,257 *** [0,0220]	0,202 *** [0,0205]	0,203 *** [0,0267]
Terciario incompleto	0,299 *** [0,0251]	0,311 *** [0,0175]	0,386 *** [0,0178]	0,450 *** [0,0184]	0,497 *** [0,0195]	0,600 *** [0,0219]	0,786 *** [0,0294]	0,784 *** [0,0334]	0,820 *** [0,0504]
Terciario completo	0,262 *** [0,0259]	0,315 *** [0,0170]	0,403 *** [0,0170]	0,500 *** [0,0171]	0,613 *** [0,0178]	0,808 *** [0,0198]	1,134 *** [0,0281]	1,316 *** [0,0339]	1,916 *** [0,0621]
Tramo etario									
< 25 años	-0,182 *** [0,0265]	-0,142 *** [0,0164]	-0,151 *** [0,0156]	-0,178 *** [0,0149]	-0,183 *** [0,0141]	-0,177 *** [0,0139]	-0,197 *** [0,0155]	-0,134 *** [0,0141]	-0,0556 *** [0,0175]
> 45 años	-0,0280 [0,0220]	-0,00791 [0,0144]	0,00596 [0,0137]	0,0218 [0,0133]	0,0599 *** [0,0134]	0,0972 *** [0,0145]	0,181 *** [0,0185]	0,209 *** [0,0196]	0,353 *** [0,0302]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	0,0430 [0,0355]	0,0926 *** [0,0225]	0,130 *** [0,0261]	0,188 *** [0,0287]	0,252 *** [0,0322]	0,351 *** [0,0399]	0,501 *** [0,0563]	0,575 *** [0,0665]	0,632 *** [0,111]
Rama de actividad									
Construcción	0,215 *** [0,0333]	0,238 *** [0,0236]	0,281 *** [0,0240]	0,266 *** [0,0251]	0,244 *** [0,0256]	0,200 *** [0,0268]	0,174 *** [0,0315]	0,0318 [0,0295]	0,0816 *** [0,0379]
Comercio	-0,103 *** [0,0281]	-0,0538 *** [0,0192]	-0,0595 *** [0,0197]	-0,0491 *** [0,0203]	-0,0210 [0,0212]	-0,0316 [0,0228]	-0,0100 [0,0280]	0,00430 [0,0288]	0,125 *** [0,0402]
Transporte	0,0395 [0,0367]	0,0301 [0,0243]	0,0622 *** [0,0239]	0,0731 *** [0,0246]	0,119 *** [0,0258]	0,124 *** [0,0288]	0,134 *** [0,0363]	0,113 *** [0,0367]	0,243 *** [0,0535]

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2005 ^d								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Servicios financieros	-0,0190 [0,0352]	-0,0758 *** [0,0265]	-0,0986 *** [0,0269]	-0,103 *** [0,0271]	-0,0663 ** [0,0279]	-0,0428 [0,0301]	-0,0262 [0,0377]	-0,00294 [0,0390]	0,201 *** [0,0591]
Servicios personales	-0,0181 [0,0366]	0,00114 [0,0279]	0,0427 [0,0269]	0,0600 ** [0,0284]	0,0962 *** [0,0318]	0,117 *** [0,0375]	0,128 ** [0,0510]	0,0603 [0,0587]	0,0675 [0,0940]
Servicios domésticos	-0,347 ** [0,145]	-0,172 ** [0,0855]	-0,192 ** [0,0819]	-0,141 * [0,0753]	-0,186 *** [0,0661]	-0,130 * [0,0669]	-0,182 *** [0,0597]	-0,122 ** [0,0506]	0,0182 [0,0586]
Administración pública	-0,0790 * [0,0405]	-0,0791 *** [0,0260]	-0,0690 ** [0,0291]	-0,0900 *** [0,0318]	-0,0805 ** [0,0354]	-0,107 ** [0,0430]	-0,132 ** [0,0601]	-0,246 *** [0,0703]	-0,450 *** [0,115]
Otros	-0,162 *** [0,0315]	-0,118 *** [0,0210]	-0,129 *** [0,0207]	-0,158 *** [0,0207]	-0,123 *** [0,0207]	-0,102 *** [0,0218]	-0,0306 [0,0261]	0,0527 ** [0,0267]	0,182 *** [0,0368]
Casado	0,150 *** [0,0283]	0,0991 *** [0,0185]	0,110 *** [0,0176]	0,128 *** [0,0170]	0,144 *** [0,0167]	0,115 *** [0,0172]	0,149 *** [0,0200]	0,158 *** [0,0187]	0,119 *** [0,0243]
Región									
Costa	0,0105 [0,0203]	-0,0597 *** [0,0129]	-0,101 *** [0,0123]	-0,136 *** [0,0118]	-0,156 *** [0,0116]	-0,180 *** [0,0121]	-0,193 *** [0,0147]	-0,147 *** [0,0149]	-0,169 *** [0,0225]
Oriente	-0,0394 [0,0376]	-0,0329 [0,0227]	-0,00432 [0,0213]	0,0356 [0,0219]	0,0518 ** [0,0235]	0,0582 ** [0,0268]	0,0863 ** [0,0364]	0,0916 ** [0,0387]	-0,0498 [0,0500]
Constante	-0,911 *** [0,0360]	-0,498 *** [0,0236]	-0,344 *** [0,0229]	-0,208 *** [0,0229]	-0,101 *** [0,0232]	0,112 *** [0,0245]	0,132 *** [0,0291]	0,320 *** [0,0284]	0,539 *** [0,0383]
Número de observaciones	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025	21 025
R ² ajustado	0,081	0,137	0,197	0,265	0,301	0,321	0,344	0,334	0,241

Cuadro VII.A.5 (continuación)

C. Mujeres

Variables	2005								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Formal	0,279 *** [0,0222]	0,369 *** [0,0193]	0,432 *** [0,0193]	0,489 *** [0,0202]	0,489 *** [0,0226]	0,489 *** [0,0253]	0,480 *** [0,0267]	0,324 *** [0,0239]	0,209 *** [0,0260]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,260 *** [0,0519]	0,169 *** [0,0392]	0,129 *** [0,0325]	0,141 *** [0,0288]	0,139 *** [0,0271]	0,0927 *** [0,0248]	0,0858 *** [0,0224]	0,0936 *** [0,0186]	0,0611 *** [0,0171]
Secundario completo	0,478 *** [0,0443]	0,417 *** [0,0344]	0,419 *** [0,0298]	0,426 *** [0,0276]	0,392 *** [0,0273]	0,334 *** [0,0269]	0,256 *** [0,0252]	0,185 *** [0,0214]	0,124 *** [0,0216]
Terciario incompleto	0,510 *** [0,0431]	0,476 *** [0,0339]	0,538 *** [0,0298]	0,613 *** [0,0287]	0,674 *** [0,0300]	0,693 *** [0,0324]	0,600 *** [0,0335]	0,427 *** [0,0306]	0,368 *** [0,0338]
Terciario completo	0,528 *** [0,0415]	0,512 *** [0,0329]	0,578 *** [0,0294]	0,689 *** [0,0286]	0,813 *** [0,0305]	0,961 *** [0,0342]	1,001 *** [0,0377]	0,867 *** [0,0377]	0,883 *** [0,0461]
Tramo etario									
< 25 años	-0,100 *** [0,0337]	-0,131 *** [0,0254]	-0,180 *** [0,0214]	-0,170 *** [0,0196]	-0,182 *** [0,0198]	-0,204 *** [0,0205]	-0,158 *** [0,0206]	-0,0953 *** [0,0180]	-0,0752 *** [0,0188]
> 45 años	0,0582 ** [0,0272]	0,0337 [0,0213]	0,0396 ** [0,0187]	0,0507 *** [0,0179]	0,0796 *** [0,0188]	0,128 *** [0,0213]	0,196 *** [0,0240]	0,256 *** [0,0254]	0,238 *** [0,0315]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	-0,0278 [0,0391]	0,0180 [0,0380]	-0,0220 [0,0423]	0,0300 [0,0495]	0,147 *** [0,0565]	0,375 *** [0,0718]	0,594 *** [0,0877]	0,424 *** [0,105]	0,585 *** [0,145]
Rama de actividad									
Construcción	0,0559 [0,0986]	0,127 * [0,0734]	0,234 *** [0,0682]	0,393 *** [0,0735]	0,540 *** [0,0864]	0,506 *** [0,119]	0,433 *** [0,125]	0,178 [0,115]	0,213 [0,153]
Comercio	-0,196 *** [0,0482]	-0,173 *** [0,0371]	-0,159 *** [0,0336]	-0,0938 *** [0,0326]	-0,0693 ** [0,0337]	0,00207 [0,0336]	-0,0121 [0,0334]	0,0203 [0,0286]	-0,00836 [0,0328]
Transporte	0,0196 [0,0612]	-0,00323 [0,0516]	-0,00227 [0,0504]	0,0946 * [0,0509]	0,202 *** [0,0544]	0,259 *** [0,0617]	0,284 *** [0,0617]	0,268 *** [0,0643]	0,106 [0,0748]

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2005								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Servicios financieros	0,0439 [0,0465]	0,0262 [0,0394]	0,0715 * [0,0374]	0,157 *** [0,0389]	0,262 *** [0,0430]	0,424 *** [0,0492]	0,415 *** [0,0540]	0,328 *** [0,0517]	0,248 *** [0,0640]
Servicios personales	0,0414 [0,0439]	-0,0141 [0,0370]	-0,0162 [0,0350]	0,0981 *** [0,0351]	0,123 *** [0,0386]	0,189 *** [0,0421]	0,0864 ** [0,0439]	0,0248 [0,0393]	-0,0630 [0,0457]
Servicios domésticos	-0,236 *** [0,0569]	-0,327 *** [0,0434]	-0,398 *** [0,0375]	-0,298 *** [0,0344]	-0,207 *** [0,0334]	-0,0619 ** [0,0309]	-0,0208 [0,0289]	0,0459 * [0,0240]	0,0216 [0,0266]
Administración pública	-0,0321 [0,0533]	-0,0891 * [0,0473]	-0,0360 [0,0501]	0,0528 [0,0557]	0,135 ** [0,0620]	0,173 ** [0,0762]	0,0480 [0,0914]	0,0112 [0,108]	-0,466 *** [0,149]
Otros	-0,101 * [0,0584]	-0,182 *** [0,0448]	-0,127 *** [0,0395]	-0,0710 * [0,0369]	-0,0383 [0,0368]	0,0434 [0,0359]	0,0335 [0,0346]	0,0902 *** [0,0313]	0,0638 * [0,0359]
Casado	0,228 *** [0,0507]	0,266 *** [0,0374]	0,214 *** [0,0302]	0,178 *** [0,0267]	0,155 *** [0,0254]	0,112 *** [0,0256]	0,0765 *** [0,0244]	0,0306 [0,0230]	0,0244 [0,0243]
Región									
Costa	-0,0200 [0,0242]	-0,0248 [0,0186]	-0,0605 *** [0,0163]	-0,0708 *** [0,0154]	-0,0890 *** [0,0161]	-0,120 *** [0,0175]	-0,108 *** [0,0189]	-0,131 *** [0,0184]	-0,125 *** [0,0215]
Oriente	-0,0415 [0,0479]	-0,0577 [0,0359]	-0,0181 [0,0306]	0,0173 [0,0291]	0,00249 [0,0323]	0,0183 [0,0379]	-0,0192 [0,0421]	-0,115 *** [0,0413]	-0,131 *** [0,0433]
Constante	-1,273 *** [0,0660]	-0,959 *** [0,0488]	-0,731 *** [0,0410]	-0,641 *** [0,0372]	-0,519 *** [0,0359]	-0,352 *** [0,0347]	-0,0852 ** [0,0334]	0,319 *** [0,0297]	0,823 *** [0,0327]
Número de observaciones	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373
R ² ajustado	0,100	0,196	0,299	0,378	0,413	0,430	0,399	0,270	0,145

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2012								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Formal	0,718 *** [0,0261]	0,614 *** [0,0178]	0,539 *** [0,0149]	0,305 *** [0,0103]	0,216 *** [0,00943]	0,317 *** [0,0158]	0,285 *** [0,0166]	0,160 *** [0,0149]	0,0479 *** [0,0123]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,140 *** [0,0515]	0,0863 *** [0,0303]	0,0590 *** [0,0228]	0,0421 *** [0,0146]	0,0401 *** [0,0128]	0,0493 *** [0,0196]	0,0476 *** [0,0196]	0,0470 *** [0,0177]	0,0287 * [0,0147]
Secundario completo	0,383 *** [0,0401]	0,273 *** [0,0247]	0,244 *** [0,0195]	0,170 *** [0,0130]	0,142 *** [0,0118]	0,180 *** [0,0189]	0,121 *** [0,0192]	0,0781 *** [0,0176]	0,0350 ** [0,0152]
Terciario incompleto	0,355 *** [0,0401]	0,289 *** [0,0247]	0,336 *** [0,0198]	0,280 *** [0,0139]	0,307 *** [0,0133]	0,508 *** [0,0237]	0,488 *** [0,0268]	0,407 *** [0,0266]	0,243 *** [0,0239]
Terciario completo	0,349 *** [0,0383]	0,313 *** [0,0240]	0,389 *** [0,0195]	0,359 *** [0,0137]	0,418 *** [0,0133]	0,813 *** [0,0247]	0,907 *** [0,0298]	0,886 *** [0,0321]	0,671 *** [0,0309]
Tramo etario									
< 25 años	-0,0875 *** [0,0313]	-0,0969 *** [0,0187]	-0,0590 *** [0,0147]	-0,0640 *** [0,0103]	-0,0844 *** [0,00987]	-0,172 *** [0,0172]	-0,172 *** [0,0188]	-0,115 *** [0,0176]	-0,0306 ** [0,0152]
> 45 años	-0,0838 *** [0,0232]	-0,0412 *** [0,0138]	-0,00740 *** [0,0110]	0,0177 ** [0,00761]	0,0290 *** [0,00759]	0,104 *** [0,0146]	0,189 *** [0,0187]	0,293 *** [0,0221]	0,296 *** [0,0236]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	0,219 *** [0,0413]	0,168 *** [0,0265]	0,152 *** [0,0275]	0,172 *** [0,0239]	0,203 *** [0,0295]	0,536 *** [0,0603]	0,780 *** [0,0839]	0,753 *** [0,106]	0,465 *** [0,111]
Rama de actividad									
Construcción	0,0459 [0,0805]	0,192 *** [0,0451]	0,175 *** [0,0448]	0,123 *** [0,0368]	0,133 *** [0,0394]	0,182 ** [0,0831]	0,174 * [0,0998]	0,122 [0,0981]	0,152 [0,0936]
Comercio	-0,0718 * [0,0398]	-0,0668 *** [0,0252]	-0,0607 *** [0,0207]	-0,0453 *** [0,0145]	-0,0151 [0,0138]	-0,0547 ** [0,0237]	-0,0843 *** [0,0259]	-0,0847 *** [0,0245]	-0,0363 * [0,0213]
Transporte	-0,214 *** [0,0669]	-0,0709 * [0,0391]	-0,00845 [0,0331]	0,000930 [0,0250]	0,0237 [0,0258]	0,0572 [0,0487]	0,0148 [0,0576]	-0,133 ** [0,0535]	-0,0781 * [0,0467]

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2012								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Servicios financieros	-0,0122 [0,0411]	0,0671 ** [0,0262]	0,106 *** [0,0227]	0,114 *** [0,0174]	0,138 *** [0,0185]	0,231 *** [0,0358]	0,141 *** [0,0431]	0,0344 [0,0434]	-0,0358 [0,0379]
Servicios personales	0,0409 [0,0390]	0,0450 * [0,0263]	0,0500 ** [0,0226]	0,0444 *** [0,0171]	0,0417 ** [0,0178]	0,0295 [0,0329]	-0,0456 [0,0377]	-0,0929 ** [0,0372]	-0,0643 * [0,0331]
Servicios domésticos	-0,0239 [0,0531]	-0,115 *** [0,0325]	-0,0715 *** [0,0252]	-0,0607 *** [0,0168]	-0,0542 *** [0,0149]	-0,114 *** [0,0232]	-0,0775 *** [0,0246]	-0,0446 ** [0,0227]	-0,0110 [0,0199]
Administración pública	0,218 *** [0,0519]	-0,114 *** [0,0326]	-0,0509 [0,0314]	-0,0134 [0,0260]	0,0672 ** [0,0310]	0,100 [0,0627]	0,0552 [0,0869]	0,0804 [0,110]	0,0897 [0,116]
Otros	-0,340 *** [0,0531]	-0,177 *** [0,0307]	-0,0876 *** [0,0238]	-0,0481 *** [0,0161]	-0,00321 [0,0150]	0,0199 [0,0252]	0,0233 [0,0279]	0,0382 [0,0274]	0,0318 [0,0244]
Casado	0,196 *** [0,0352]	0,109 *** [0,0202]	0,0616 *** [0,0152]	0,0231 ** [0,0100]	0,0334 *** [0,00947]	0,0776 *** [0,0164]	0,0745 *** [0,0193]	0,0809 *** [0,0202]	0,0833 *** [0,0188]
Región									
Costa	0,0934 *** [0,0205]	0,00501 [0,0129]	-0,0363 *** [0,0103]	-0,0248 *** [0,00720]	-0,0187 *** [0,00710]	-0,0291 ** [0,0132]	-0,0719 *** [0,0160]	-0,120 *** [0,0174]	-0,115 *** [0,0173]
Oriente	0,0193 [0,0410]	0,00779 [0,0248]	-0,0210 [0,0203]	0,00461 [0,0141]	0,00242 [0,0142]	0,0112 [0,0279]	0,0223 [0,0358]	0,0288 [0,0433]	0,0377 [0,0456]
Constante	-0,942 *** [0,0543]	-0,482 *** [0,0312]	-0,247 *** [0,0239]	0,0681 *** [0,0159]	0,129 *** [0,0144]	-0,0515 ** [0,0238]	0,138 *** [0,0267]	0,550 *** [0,0257]	1,078 *** [0,0232]
Número de observaciones	13 951	13 951	13 951	13 951	13 951	13 951	13 951	13 951	13 951
R ² ajustado	0,168	0,288	0,362	0,391	0,420	0,445	0,412	0,340	0,195

Cuadro VII.A.5 (continuación)

Variables	2005 ^d								
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
Formal	0,618 *** [0,0373]	0,567 *** [0,0288]	0,571 *** [0,0270]	0,484 *** [0,0259]	0,387 *** [0,0237]	0,333 *** [0,0237]	0,230 *** [0,0194]	0,141 *** [0,0184]	0,109 *** [0,0239]
Nivel educativo									
Secundario incompleto	0,300 *** [0,0626]	0,209 *** [0,0441]	0,177 *** [0,0392]	0,143 *** [0,0359]	0,0901 *** [0,0304]	0,0892 *** [0,0292]	0,0806 *** [0,0228]	0,0687 *** [0,0208]	0,0725 *** [0,0239]
Secundario completo	0,543 *** [0,0552]	0,447 *** [0,0404]	0,470 *** [0,0363]	0,460 *** [0,0345]	0,386 *** [0,0316]	0,317 *** [0,0304]	0,235 *** [0,0252]	0,198 *** [0,0243]	0,165 *** [0,0319]
Terciario incompleto	0,583 *** [0,0526]	0,546 *** [0,0381]	0,633 *** [0,0352]	0,715 *** [0,0354]	0,698 *** [0,0348]	0,664 *** [0,0376]	0,493 *** [0,0328]	0,386 *** [0,0328]	0,412 *** [0,0449]
Terciario completo	0,608 *** [0,0516]	0,588 *** [0,0376]	0,688 *** [0,0349]	0,839 *** [0,0345]	0,904 *** [0,0346]	0,987 *** [0,0393]	0,858 *** [0,0361]	0,790 *** [0,0389]	0,950 *** [0,0578]
Tramo etario									
< 25 años	-0,0774 ** [0,0393]	-0,151 *** [0,0276]	-0,159 *** [0,0243]	-0,172 *** [0,0236]	-0,204 *** [0,0230]	-0,177 *** [0,0245]	-0,125 *** [0,0205]	-0,0870 *** [0,0197]	-0,108 *** [0,0241]
> 45 años	0,0504 * [0,0292]	0,0426 ** [0,0210]	0,0542 *** [0,0192]	0,0888 *** [0,0201]	0,129 *** [0,0213]	0,221 *** [0,0259]	0,246 *** [0,0252]	0,266 *** [0,0282]	0,304 *** [0,0416]
Categoría ocupacional									
Asalariado público	-0,0273 [0,0458]	0,0241 [0,0435]	0,0822 * [0,0434]	0,154 *** [0,0520]	0,336 *** [0,0587]	0,553 *** [0,0787]	0,469 *** [0,0854]	0,539 *** [0,108]	0,690 *** [0,176]
Rama de actividad									
Construcción	0,0661 [0,0722]	0,195 *** [0,0569]	0,322 *** [0,0555]	0,440 *** [0,0680]	0,473 *** [0,0930]	0,583 *** [0,118]	0,246 ** [0,122]	0,252 * [0,140]	0,278 [0,217]
Comercio	-0,165 *** [0,0479]	-0,107 *** [0,0375]	-0,0591 [0,0365]	-0,0457 [0,0391]	-0,0127 [0,0392]	-0,0381 [0,0417]	-0,0117 [0,0352]	0,0145 [0,0346]	-0,0102 [0,0485]
Transporte	-0,00689 [0,0576]	-0,00928 [0,0501]	0,0818 * [0,0488]	0,197 *** [0,0534]	0,276 *** [0,0601]	0,330 *** [0,0732]	0,272 *** [0,0682]	0,184 ** [0,0759]	0,0452 [0,102]

Cuadro VII.A.5 (conclusión)

Variables	2005 ^d										
	D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9		
Servicios financieros	0,000663 [0,0482]	0,0652 * [0,0380]	0,153 *** [0,0390]	0,251 *** [0,0440]	0,385 *** [0,0481]	0,474 *** [0,0576]	0,343 *** [0,0538]	0,302 *** [0,0588]	0,278 *** [0,0877]		
Servicios personales	-0,0418 [0,0467]	-0,00434 [0,0379]	0,109 *** [0,0363]	0,152 *** [0,0410]	0,205 *** [0,0446]	0,173 *** [0,0514]	0,0495 [0,0454]	0,0297 [0,0466]	-0,0592 [0,0658]		
Servicios domésticos	-0,363 *** [0,0729]	-0,388 *** [0,0502]	-0,352 *** [0,0429]	-0,245 *** [0,0405]	-0,115 *** [0,0364]	-0,0737 ** [0,0351]	-0,00896 [0,0284]	0,0193 [0,0273]	0,0130 [0,0372]		
Administración pública	-0,0707 [0,0582]	-0,0610 [0,0532]	0,00162 [0,0518]	0,107 * [0,0594]	0,122 * [0,0657]	0,0521 [0,0848]	-0,0200 [0,0900]	-0,260 ** [0,112]	-0,631 *** [0,182]		
Otros	-0,129 * [0,0675]	-0,151 *** [0,0510]	-0,0929 ** [0,0451]	-0,0689 [0,0437]	-0,00753 [0,0409]	0,00340 [0,0416]	0,0532 [0,0351]	0,0764 ** [0,0348]	0,0799 [0,0496]		
Casado	0,242 *** [0,0534]	0,201 *** [0,0374]	0,233 *** [0,0334]	0,190 *** [0,0322]	0,131 *** [0,0308]	0,103 *** [0,0326]	0,0779 *** [0,0295]	0,0650 ** [0,0297]	0,0363 [0,0416]		
Región											
Costa	-0,0203 [0,0260]	-0,0550 *** [0,0185]	-0,0665 *** [0,0169]	-0,0785 *** [0,0178]	-0,108 *** [0,0186]	-0,0973 *** [0,0217]	-0,131 *** [0,0200]	-0,155 *** [0,0212]	-0,155 *** [0,0297]		
Oriente	-0,0815 [0,0536]	-0,0772 ** [0,0363]	0,00212 [0,0305]	-0,00377 [0,0342]	0,00534 [0,0368]	-0,0248 [0,0459]	-0,0741 * [0,0437]	-0,136 *** [0,0462]	-0,159 *** [0,0578]		
Constante	-1,497 *** [0,0750]	-1,001 *** [0,0515]	-0,965 *** [0,0445]	-0,770 *** [0,0421]	-0,545 *** [0,0400]	-0,318 *** [0,0400]	0,145 *** [0,0337]	0,484 *** [0,0326]	0,910 *** [0,0448]		
Número de observaciones	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373	11 373		
R ² ajustado	0,157	0,285	0,398	0,429	0,433	0,396	0,319	0,209	0,124		

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Nota: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

^a Función de influencia recentrada.

^b Los errores estándar aparecen entre corchetes.

^c La categoría base para el nivel educativo es "Hasta primario completo", para la franja etaria es "25 a 45 años", para la categoría ocupacional es "Asalariado privado", para la rama de actividad es "Industria" y para la región es "Sierra".

^d Se refiere a los casos observados en 2003, reponderados a fin de reflejar los atributos medios correspondientes a 2013.

Cuadro VII.A.6
Ecuador: regresiones RIF^a sobre indicadores de desigualdad salarial, 2005-2012^{b c}

A. Total de asalariados

Variables	ln (p90/p10)			ln (p50/p10)			ln (p90/p50)			Gini			Theil		
	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2012	2005	2012
Formal	-0,121 ***	-0,344 ***	-0,364 ***	0,144	-0,248 ***	-0,171 ***	-0,135 ***	-0,0966 ***	-0,193 ***	-0,0336 ***	-0,0859 ***	-0,0604 ***	-0,0592 *	-0,138 ***	-0,0893 ***
	[0,0219]	[0,0144]	[0,0275]	[0,0164]	[0,0103]	[0,0227]	[0,0187]	[0,0107]	[0,0216]	[0,00939]	[0,00876]	[0,00827]	[0,0334]	[0,0446]	[0,0284]
Nivel educativo															
Secundario incompleto	-0,0892 ***	-0,0231	-0,0366	-0,0501 *	-0,0263	-0,0660 **	-0,0391 **	0,00312	0,0293	-0,00589	-0,0102	-0,000623	-0,0119	0,00589	0,00367
	[0,0281]	[0,0193]	[0,0338]	[0,0263]	[0,0164]	[0,0303]	[0,0163]	[0,0113]	[0,0223]	[0,00580]	[0,00539]	[0,00924]	[0,0174]	[0,0160]	[0,0309]
Secundario completo	-0,158 ***	-0,0179	-0,0812 **	-0,0256	-0,0413 ***	-0,0218	-0,132 ***	0,0233 *	-0,0594 **	-0,0169 **	-0,00463	-0,0126 *	-0,0260	-0,00927	-0,0251
	[0,0286]	[0,0181]	[0,0334]	[0,0236]	[0,0137]	[0,0273]	[0,0179]	[0,0127]	[0,0253]	[0,00711]	[0,00402]	[0,00726]	[0,0219]	[0,00889]	[0,0205]
Terciario incompleto	0,166 ***	0,238 ***	0,342 ***	0,159 ***	0,0368 **	0,200 ***	0,00657	0,201 ***	0,142 ***	0,0384 ***	0,0388 ***	0,0323 **	0,0415	0,0558	0,0275
	[0,0332]	[0,0256]	[0,0439]	[0,0239]	[0,0144]	[0,0265]	[0,0265]	[0,0217]	[0,0382]	[0,0124]	[0,0102]	[0,0128]	[0,0468]	[0,0495]	[0,0496]
Terciario completo	0,911 ***	0,992 ***	1,289 ***	0,293 ***	0,116 ***	0,368 ***	0,618 ***	0,876 ***	0,921 ***	0,304 ***	0,211 ***	0,287 ***	0,551 ***	0,241 ***	0,507 ***
	[0,0390]	[0,0322]	[0,0529]	[0,0224]	[0,0133]	[0,0255]	[0,0339]	[0,0293]	[0,0481]	[0,0207]	[0,00985]	[0,0223]	[0,0659]	[0,0225]	[0,0682]
Tramo etario															
< 25 años	0,113 ***	0,0906 ***	0,0775 ***	-0,00823	0,0382 ***	-0,0321	0,121 ***	0,0524 ***	0,110 ***	0,0325 ***	0,0319 ***	0,0367 ***	0,0852 ***	0,0921 *	0,105 **
	[0,0228]	[0,0162]	[0,0271]	[0,0206]	[0,0127]	[0,0237]	[0,0137]	[0,0107]	[0,0183]	[0,00678]	[0,00971]	[0,00991]	[0,0274]	[0,0507]	[0,0418]
> 45 años	0,282 ***	0,309 ***	0,375 ***	0,0617 ***	0,0480 ***	0,0864 ***	0,221 ***	0,261 ***	0,289 ***	0,0914 ***	0,0665 ***	0,0844 ***	0,183 ***	0,0800 ***	0,154 ***
	[0,0244]	[0,0182]	[0,0320]	[0,0174]	[0,00974]	[0,0194]	[0,0191]	[0,0156]	[0,0272]	[0,00963]	[0,00483]	[0,00986]	[0,0304]	[0,0102]	[0,0285]
Categoría ocupacional															
Asalariado público	0,610 ***	0,587 ***	0,615 ***	0,206 ***	0,122 ***	0,260 ***	0,404 ***	0,465 ***	0,355 ***	0,0603 *	0,0639 ***	0,0414	-0,00931	0,0177	-0,0239
	[0,0801]	[0,0721]	[0,105]	[0,0345]	[0,0183]	[0,0369]	[0,0741]	[0,0694]	[0,101]	[0,0350]	[0,0168]	[0,0356]	[0,101]	[0,0332]	[0,103]

Cuadro VII.A.6 (continuación)

Variables	ln (p90/p10)			ln (p50/p10)			ln (p90/p50)			Gini			Theil		
	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d
Rama de actividad															
Construcción	-0,163 ***	-0,185 ***	-0,216 ***	0,178 ***	-0,0816 ***	0,0449	-0,341 ***	-0,103 ***	-0,261 ***	-0,0805 ***	-0,0491 ***	-0,0930 ***	-0,159 ***	-0,0680 ***	-0,194 ***
	[0,0376]	[0,0253]	[0,0507]	[0,0331]	[0,0184]	[0,0368]	[0,0279]	[0,0190]	[0,0443]	[0,0115]	[0,00617]	[0,0166]	[0,0331]	[0,0125]	[0,0490]
Comercio	0,182 ***	0,0200	0,188 ***	0,0822 ***	0,0334 **	0,0854 ***	0,0994 ***	-0,0133	0,103 ***	0,0104	-0,00110	-0,00467	0,00458	-0,00725	-0,0334
	[0,0330]	[0,0227]	[0,0416]	[0,0283]	[0,0161]	[0,0289]	[0,0233]	[0,0172]	[0,0360]	[0,0129]	[0,00526]	[0,0182]	[0,0481]	[0,00995]	[0,0688]
Transporte	0,0613	-0,0230	0,0531	0,0641 *	0,0726 ***	0,0803 **	-0,00278	-0,0957 ***	-0,0272	-0,00609	-0,0132 *	-0,0189	-0,0137	-0,0217 *	-0,0504
	[0,0426]	[0,0316]	[0,0584]	[0,0341]	[0,0211]	[0,0359]	[0,0336]	[0,0248]	[0,0522]	[0,0188]	[0,00745]	[0,0246]	[0,0674]	[0,0127]	[0,0830]
Servicios financieros	0,105 **	-0,0304	0,185 ***	-0,0654 **	0,0603 ***	0,0189	0,171 ***	-0,0907 ***	0,166 ***	0,0186	-0,00660	0,00541	-0,0208	-0,00559	-0,0646
	[0,0439]	[0,0310]	[0,0598]	[0,0313]	[0,0170]	[0,0339]	[0,0374]	[0,0272]	[0,0550]	[0,0177]	[0,00861]	[0,0217]	[0,0493]	[0,0180]	[0,0619]
Servicios personales	-0,0890 *	-0,0983 **	-0,0766	0,0307	0,0420 **	0,0669 **	-0,120 ***	-0,140 ***	-0,144 **	-0,0710 ***	-0,000527	-0,0893 ***	-0,179 ***	0,168	-0,228 ***
	[0,0463]	[0,0389]	[0,0642]	[0,0324]	[0,0196]	[0,0340]	[0,0393]	[0,0345]	[0,0588]	[0,0180]	[0,0411]	[0,0221]	[0,0531]	[0,226]	[0,0658]
Servicios domésticos	0,506 ***	0,271 ***	0,650 ***	0,162 ***	0,0830 ***	0,251 ***	0,344 ***	0,188 ***	0,399 ***	0,0961 ***	0,0647 ***	0,0964 ***	0,149 ***	0,0907 ***	0,134 **
	[0,0512]	[0,0375]	[0,0631]	[0,0475]	[0,0315]	[0,0552]	[0,0256]	[0,0215]	[0,0360]	[0,0126]	[0,00891]	[0,0171]	[0,0420]	[0,0186]	[0,0569]
Administración pública	-0,408 ***	0,348 ***	-0,470 ***	0,00944	0,0934 ***	0,0127	-0,417 ***	0,255 ***	-0,482 ***	-0,109 ***	0,0704 ***	-0,120 ***	-0,178 *	0,0906 ***	-0,212 *
	[0,0838]	[0,0774]	[0,110]	[0,0396]	[0,0218]	[0,0420]	[0,0768]	[0,0741]	[0,105]	[0,0370]	[0,0183]	[0,0389]	[0,107]	[0,0334]	[0,115]
Otros	0,209 ***	0,226 ***	0,288 ***	0,0174	0,108 ***	0,0355	0,191 ***	0,118 ***	0,252 ***	0,0378 ***	0,0488 ***	0,0344 **	0,0437	0,0687 ***	0,0157
	[0,0340]	[0,0241]	[0,0432]	[0,0296]	[0,0175]	[0,0326]	[0,0228]	[0,0175]	[0,0345]	[0,0114]	[0,00649]	[0,0163]	[0,0347]	[0,0159]	[0,0514]
Hombres	-0,0556 **	0,00753	-0,0170	-0,0532 ***	-0,0851 ***	-0,0901 ***	-0,00235	0,0927 ***	0,0730 ***	0,0305 ***	0,0119 **	0,0384 ***	0,0852 ***	0,0113	0,101 ***
	[0,0230]	[0,0182]	[0,0298]	[0,0171]	[0,00996]	[0,0187]	[0,0173]	[0,0153]	[0,0249]	[0,00843]	[0,00511]	[0,00982]	[0,0289]	[0,0170]	[0,0345]
Area urbana	-0,105 ***	0,0120	-0,0779 **	-0,0565 **	-0,0342 ***	-0,0457 *	-0,0487 ***	0,0463 ***	-0,0322	-0,00534	0,00787 *	-0,000742	0,000280	0,0203	0,00231
	[0,0281]	[0,0172]	[0,0339]	[0,0256]	[0,0124]	[0,0270]	[0,0159]	[0,0123]	[0,0253]	[0,00613]	[0,00450]	[0,00816]	[0,0184]	[0,0168]	[0,0257]
Región															
Costa	-0,169 ***	-0,185 ***	-0,224 ***	-0,150 ***	-0,115 ***	-0,165 ***	-0,0189	-0,0700 ***	-0,0590 ***	-0,0433 ***	-0,0334 ***	-0,0414 ***	-0,0886 ***	-0,0625 ***	-0,0827 ***
	[0,0196]	[0,0147]	[0,0252]	[0,0156]	[0,00900]	[0,0174]	[0,0141]	[0,0119]	[0,0204]	[0,00668]	[0,00545]	[0,00768]	[0,0220]	[0,0240]	[0,0251]

Cuadro VII.A.6 (continuación)

Variables	ln (p90/p10)			ln (p50/p10)			ln (p90/p50)			Gini			Theil		
	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d
Oriente	-0,0327	0,0287	-0,0836*	0,0486	0,00963	0,103***	-0,0813***	0,0191	-0,187***	-0,0327***	0,0169	-0,0343***	-0,0906***	0,00495	-0,0900***
	[0,0404]	[0,0383]	[0,0508]	[0,0304]	[0,0181]	[0,0328]	[0,0306]	[0,0341]	[0,0425]	[0,00974]	[0,0111]	[0,0106]	[0,0257]	[0,0298]	[0,0275]
Constante	1,734***	1,266***	1,746***	0,856***	0,775***	0,936***	0,878***	0,492***	0,809***	0,390***	0,311***	0,407***	0,306***	0,204***	0,345***
	[0,0430]	[0,0291]	[0,0526]	[0,0376]	[0,0211]	[0,0403]	[0,0270]	[0,0206]	[0,0399]	[0,0144]	[0,00736]	[0,0190]	[0,0491]	[0,0198]	[0,0663]
Número de observación	32 398	41 192	32 398	32 398	41 192	32 398	32 398	41 192	32 398	32 398	41 192	32 398	32 398	41 192	32 398
R ² ajustado	0,053	0,137	0,069	0,021	0,031	0,026	0,054	0,148	0,059	0,035	0,037	0,035	0,010	0,002	0,010
B. Hombres															
Variables	ln (p90/p10)			ln (p50/p10)			ln (p90/p50)			Gini			Theil		
	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d
Formal	-0,129***	-0,218***	-0,286***	-0,0744***	-0,161***	-0,150***	-0,0544***	-0,0567***	-0,116***	-0,0127	-0,0564***	-0,0350***	-0,00603	-0,0624***	-0,0370
	[0,0301]	[0,0195]	[0,0331]	[0,0205]	[0,0113]	[0,0260]	[0,0255]	[0,0167]	[0,0271]	[0,0136]	[0,00614]	[0,0120]	[0,0514]	[0,0172]	[0,0443]
Nivel educativo															
Secundario incompleto	-0,0753**	-0,0381*	-0,0131	-0,0482	-0,0211	-0,0218	-0,0271	-0,0170	0,00884	-0,00688	-0,00283	0,00151	-0,0187	0,00883	0,00401
	[0,0345]	[0,0224]	[0,0373]	[0,0308]	[0,0170]	[0,0322]	[0,0207]	[0,0161]	[0,0253]	[0,00752]	[0,00686]	[0,0119]	[0,0236]	[0,0214]	[0,0413]
Secundario completo	-0,133***	0,0772***	-0,0218	-0,0228	0,00178	0,0138	-0,111***	0,0754***	-0,0356	-0,0194**	0,0102**	-0,0123	-0,0438	0,0109	-0,0401
	[0,0337]	[0,0232]	[0,0380]	[0,0280]	[0,0147]	[0,0297]	[0,0232]	[0,0189]	[0,0294]	[0,00901]	[0,00511]	[0,00935]	[0,0287]	[0,0103]	[0,0287]
Terciario incompleto	0,372***	0,422***	0,522***	0,129***	0,0723***	0,198***	0,242***	0,350***	0,324***	0,0631***	0,0498***	0,0656***	0,0578	0,0208	0,0579
	[0,0473]	[0,0390]	[0,0561]	[0,0282]	[0,0158]	[0,0281]	[0,0400]	[0,0361]	[0,0507]	[0,0192]	[0,00768]	[0,0212]	[0,0779]	[0,0141]	[0,0902]
Terciario completo	1,374***	1,570***	1,654***	0,284***	0,135***	0,351***	1,090***	1,435***	1,303***	0,427***	0,328***	0,434***	0,739***	0,409***	0,737***
	[0,0558]	[0,0523]	[0,0662]	[0,0258]	[0,0140]	[0,0270]	[0,0504]	[0,0501]	[0,0619]	[0,0302]	[0,0160]	[0,0331]	[0,0950]	[0,0356]	[0,100]
Tramo etario															
< 25 años	0,169***	0,0998***	0,126***	0,0365	0,0506***	-0,000730	0,133***	0,0492***	0,127***	0,0520***	0,0303***	0,0571***	0,139***	0,0556***	0,167***

Cuadro VII.A.6 (continuación)

Variables	ln (p90/p10)			ln (p50/p10)			ln (p90/p50)			Gini			Theil		
	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d
> 45 años	0,325 ***	0,285 ***	0,381 ***	0,0671 ***	0,0426 ***	0,0879 ***	0,258 ***	0,242 ***	0,293 ***	0,103 ***	0,0641 ***	0,0951 ***	0,206 ***	0,0773 ***	0,172 ***
	[0,0321]	[0,0239]	[0,0369]	[0,0221]	[0,0112]	[0,0230]	[0,0250]	[0,0214]	[0,0309]	[0,0121]	[0,00611]	[0,0119]	[0,0379]	[0,0125]	[0,0339]
Categoría ocupacional															
Asalariado público	0,632 ***	0,773 ***	0,589 ***	0,185 ***	0,129 ***	0,209 ***	0,447 ***	0,644 ***	0,379 ***	0,0442	0,0680 ***	0,0252	-0,0742	-0,00679	-0,101
	[0,101]	[0,0986]	[0,116]	[0,0422]	[0,0202]	[0,0420]	[0,0931]	[0,0961]	[0,111]	[0,0362]	[0,0211]	[0,0363]	[0,0956]	[0,0379]	[0,0961]
Rama de actividad															
Construcción	-0,149 ***	-0,0887 ***	-0,133 ***	0,107 ***	-0,0554 ***	0,0290	-0,256 ***	-0,0332	-0,162 ***	-0,0504 ***	-0,0232 ***	-0,0541 ***	-0,0795 ***	-0,0253 *	-0,0970 *
	[0,0442]	[0,0300]	[0,0504]	[0,0374]	[0,0190]	[0,0372]	[0,0306]	[0,0248]	[0,0435]	[0,0126]	[0,00727]	[0,0185]	[0,0380]	[0,0138]	[0,0565]
Comercio	0,226 ***	-0,0132	0,228 ***	0,105 ***	0,0230	0,0820 ***	0,121 ***	-0,0363	0,146 ***	0,0186	-0,000106	0,0118	0,0428	-0,00236	0,0306
	[0,0433]	[0,0306]	[0,0485]	[0,0348]	[0,0180]	[0,0313]	[0,0304]	[0,0260]	[0,0426]	[0,0161]	[0,00700]	[0,0235]	[0,0630]	[0,0124]	[0,0934]
Transporte	0,115 **	0,0300	0,203 ***	0,0342	0,0624 ***	0,0794 **	0,0809 **	-0,0324	0,124 **	0,0216	0,00142	0,0146	0,0606	-0,00180	0,0319
	[0,0523]	[0,0394]	[0,0644]	[0,0403]	[0,0223]	[0,0391]	[0,0391]	[0,0335]	[0,0557]	[0,0211]	[0,00899]	[0,0269]	[0,0762]	[0,0158]	[0,0923]
Servicios financieros	0,108 *	0,0167	0,220 ***	-0,161 ***	0,0383 *	-0,0473	0,268 ***	-0,0215	0,267 ***	0,0385 *	-0,00326	0,0404	0,0399	-0,0119	0,0340
	[0,0571]	[0,0427]	[0,0673]	[0,0393]	[0,0196]	[0,0401]	[0,0471]	[0,0393]	[0,0607]	[0,0207]	[0,0103]	[0,0256]	[0,0554]	[0,0183]	[0,0691]
Servicios personales	0,0287	-0,0186	0,0856	0,0969 **	0,130 ***	0,114 ***	-0,0683	-0,148 *	-0,0287	-0,0317	-0,0611 ***	-0,0518	-0,104	-0,112 ***	-0,153
	[0,0828]	[0,0815]	[0,100]	[0,0460]	[0,0263]	[0,0420]	[0,0730]	[0,0771]	[0,0944]	[0,0337]	[0,0159]	[0,0388]	[0,0937]	[0,0253]	[0,105]
Servicios domésticos	0,363 **	0,335 **	0,366 **	0,197	0,109	0,162	0,166 **	0,226 *	0,204 **	0,0364 *	0,0386 *	0,0326	0,0595	0,0431 *	0,0447
	[0,148]	[0,154]	[0,151]	[0,138]	[0,0968]	[0,142]	[0,0661]	[0,121]	[0,0816]	[0,0187]	[0,0217]	[0,0240]	[0,0419]	[0,0244]	[0,0595]
Administración pública	-0,357 ***	0,610 ***	-0,371 ***	0,00148	0,0990 ***	-0,00148	-0,358 ***	0,512 ***	-0,369 ***	-0,0797 **	0,111 ***	-0,0778 *	-0,0717	0,149 ***	-0,0698
	[0,107]	[0,108]	[0,122]	[0,0480]	[0,0239]	[0,0470]	[0,0969]	[0,105]	[0,115]	[0,0384]	[0,0242]	[0,0404]	[0,102]	[0,0467]	[0,111]
Otros	0,274 ***	0,260 ***	0,344 ***	0,0315	0,0876 ***	0,0390	0,243 ***	0,173 ***	0,305 ***	0,0542 ***	0,0633 ***	0,0567 ***	0,0911 **	0,0904 ***	0,0792
	[0,0422]	[0,0305]	[0,0477]	[0,0349]	[0,0186]	[0,0337]	[0,0283]	[0,0251]	[0,0393]	[0,0130]	[0,00862]	[0,0192]	[0,0395]	[0,0216]	[0,0607]

Cuadro VII.A.6 (continuación)

Variables	ln (p90/p10)			ln (p50/p10)			ln (p90/p50)			Gini			Theil		
	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d
Área urbana	-0,0642 *	0,0468 **	-0,0309	-0,0464	0,00446	-0,00594	-0,0178	0,0423 **	-0,0249	-0,00331	0,00960 **	0,00203	-0,00362	0,00994	-0,00187
	[0,0343]	[0,0211]	[0,0364]	[0,0304]	[0,0134]	[0,0291]	[0,0193]	[0,0169]	[0,0270]	[0,00780]	[0,00467]	[0,0106]	[0,0240]	[0,0107]	[0,0341]
Región															
Costa	-0,154 ***	-0,174 ***	-0,180 ***	-0,154 ***	-0,106 ***	-0,167 ***	-0,000547	-0,0684 ***	-0,0130	-0,0389 ***	-0,0254 ***	-0,0372 ***	-0,0797 ***	-0,0382 ***	-0,0765 **
	[0,0261]	[0,0195]	[0,0298]	[0,0201]	[0,0106]	[0,0209]	[0,0186]	[0,0167]	[0,0235]	[0,00890]	[0,00494]	[0,0101]	[0,0303]	[0,0116]	[0,0345]
Oriente	0,0450	0,0671	-0,0104	0,0766 **	0,0211	0,0913 **	-0,0316	0,0460	-0,102 *	-0,0292 **	0,0200	-0,0302 **	-0,102 ***	0,0163	-0,106 ***
	[0,0549]	[0,0544]	[0,0617]	[0,0386]	[0,0216]	[0,0380]	[0,0418]	[0,0504]	[0,0519]	[0,0136]	[0,0139]	[0,0148]	[0,0369]	[0,0282]	[0,0398]
Constante	1,525 ***	1,017 ***	1,450 ***	0,862 ***	0,601 ***	0,810 ***	0,663 ***	0,415 ***	0,640 ***	0,372 ***	0,273 ***	0,378 ***	0,292 ***	0,151 ***	0,315 ***
	[0,0475]	[0,0320]	[0,0519]	[0,0402]	[0,0202]	[0,0381]	[0,0309]	[0,0260]	[0,0420]	[0,0136]	[0,00771]	[0,0196]	[0,0439]	[0,0162]	[0,0644]
Número de observación	21 025	27 241	21 025	21 025	27 241	21 025	21 025	27 241	21 025	27 241	21 025	27 241	21 025	27 241	21 025
R ² ajustado	0,076	0,209	0,096	0,013	0,020	0,019	0,091	0,222	0,097	0,049	0,103	0,050	0,012	0,026	0,012
C. Mujeres															
Variables	ln (p90/p10)			ln (p50/p10)			ln (p90/p50)			Gini			Theil		
	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d
Formal	-0,0705 **	-0,670 ***	-0,509 ***	0,210 ***	-0,502 ***	-0,231 ***	-0,281 ***	-0,168 ***	-0,278 ***	-0,0632 ***	-0,138 ***	-0,102 ***	-0,132 ***	-0,269 **	-0,168 ***
	[0,0342]	[0,0292]	[0,0444]	[0,0289]	[0,0265]	[0,0422]	[0,0313]	[0,0140]	[0,0294]	[0,0115]	[0,0222]	[0,00941]	[0,0312]	[0,123]	[0,0234]
Nivel educativo															
Secundario incompleto	-0,199 ***	-0,111 **	-0,228 ***	-0,121 **	-0,1000 **	-0,210 ***	-0,0782 ***	-0,0114	-0,0177	-0,0166 **	-0,00710	-0,0268 ***	-0,0214	-0,0123	-0,0364 **
	[0,0543]	[0,0531]	[0,0671]	[0,0537]	[0,0509]	[0,0670]	[0,0291]	[0,0172]	[0,0341]	[0,00747]	[0,00792]	[0,00818]	[0,0151]	[0,0162]	[0,0156]
Secundario completo	-0,355 ***	-0,348 ***	-0,378 ***	-0,0862 *	-0,241 ***	-0,157 ***	-0,269 ***	-0,107 ***	-0,221 ***	-0,0415 ***	-0,0510 ***	-0,0483 ***	-0,0401	-0,0674 ***	-0,0457
	[0,0490]	[0,0428]	[0,0632]	[0,0473]	[0,0400]	[0,0598]	[0,0316]	[0,0178]	[0,0391]	[0,0111]	[0,00614]	[0,0126]	[0,0318]	[0,0118]	[0,0335]
Terciario incompleto	-0,143 ***	-0,112 **	-0,171 **	0,163 ***	-0,0475	0,115 *	-0,306 ***	-0,0641 **	-0,286 ***	-0,0258 *	-0,00528	-0,0461 ***	-0,0233	0,0641	-0,0446
	[0,0545]	[0,0466]	[0,0685]	[0,0475]	[0,0401]	[0,0592]	[0,0409]	[0,0256]	[0,0501]	[0,0149]	[0,0213]	[0,0167]	[0,0410]	[0,113]	[0,0481]

Cuadro VII.A.6 (continuación)

Variables	ln (p90/p10)			ln (p50/p10)			ln (p90/p50)			Gini			Theil																	
	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005	2012	2005	2012	2005 ^d														
Tercario completo	0,355 ***	0,322 ***	0,342 ***	0,285 ***	0,0689 *	0,296 ***	0,0698	0,253 ***	0,0455	0,122 ***	0,0691 ***	0,0829 **	0,281 ***	0,0876 ***	0,225 **	[0,0618]	[0,0771]	[0,0584]	[0,0319]	[0,0273]	[0,0333]	[0,0923]	[0,0339]	[0,111]						
Tramo etario																														
< 25 años	0,0250	0,0568	-0,0306	-0,0820 **	0,00310	-0,126 ***	0,107 ***	0,0537 ***	0,0958 ***	-0,000650	0,0381	-0,00131	-0,0118	0,172	-0,0112	[0,0383]	[0,0346]	[0,0458]	[0,0359]	[0,0315]	[0,0437]	[0,0297]	[0,00699]	[0,0273]	[0,00715]	[0,0178]	[0,152]	[0,0181]		
> 45 años	0,180 ***	0,380 ***	0,254 ***	0,0214	0,113 ***	0,0789 **	0,159 ***	0,267 ***	0,175 ***	0,0531 ***	0,0681 ***	0,0475 **	0,108 **	0,0804 ***	0,0965	[0,0412]	[0,0328]	[0,0503]	[0,0297]	[0,0232]	[0,0334]	[0,0338]	[0,0424]	[0,0156]	[0,00771]	[0,0186]	[0,0514]	[0,0596]		
Categoría ocupacional																														
Asalariado público	0,613 ***	0,247 **	0,717 ***	0,175 ***	-0,0152	0,363 ***	0,438 ***	0,262 **	0,354 **	0,0796	0,0340	0,0791	0,101	0,0203	0,124	[0,151]	[0,120]	[0,183]	[0,0613]	[0,0445]	[0,0702]	[0,146]	[0,171]	[0,0850]	[0,0270]	[0,0836]	[0,274]	[0,0541]	[0,259]	
Rama de actividad																														
Construcción	0,157	0,107	0,212	0,484 ***	0,0873	0,407 ***	-0,327 *	0,0192	-0,195	-0,0988 **	-0,305 *	-0,134 **	-0,306 ***	-0,0550 **	-0,384 **	[0,184]	[0,124]	[0,230]	[0,106]	[0,0852]	[0,113]	[0,173]	[0,0949]	[0,220]	[0,0436]	[0,0169]	[0,0547]	[0,111]	[0,0229]	[0,154]
Comercio	0,188 ***	0,0355	0,155 **	0,127 **	0,0567	0,152 **	0,0609	-0,0211	0,00249	-0,0189	-0,00738	-0,0466	-0,115	-0,0185	-0,189	[0,0581]	[0,0449]	[0,0683]	[0,0536]	[0,0404]	[0,0597]	[0,0430]	[0,0234]	[0,0559]	[0,0249]	[0,00771]	[0,0365]	[0,0861]	[0,0132]	[0,124]
Transporte	0,0864	0,136 *	0,0521	0,183 **	0,238 ***	0,283 ***	-0,0961	-0,102 **	-0,231 **	-0,0354	-0,00674	-0,0583	-0,129	-0,0209	-0,172	[0,0958]	[0,0808]	[0,117]	[0,0738]	[0,0667]	[0,0795]	[0,0861]	[0,0502]	[0,110]	[0,0408]	[0,0138]	[0,0591]	[0,138]	[0,0205]	[0,194]
Servicios financieros	0,204 ***	-0,0235	0,277 ***	0,218 ***	0,150 ***	0,385 ***	-0,0144	-0,173 ***	-0,108	-0,0109	-0,0146	-0,0544	-0,128	-0,0140	-0,236	[0,0786]	[0,0556]	[0,0990]	[0,0573]	[0,0426]	[0,0641]	[0,0707]	[0,0394]	[0,0910]	[0,0357]	[0,0143]	[0,0470]	[0,112]	[0,0283]	[0,152]
Servicios personales	-0,104 *	-0,105 **	-0,0474	0,0821	0,000806	0,216 ***	-0,186 ***	-0,106 ***	-0,264 ***	-0,100 ***	0,0240	-0,123 ***	-0,291 ***	0,274	-0,347 **	[0,0630]	[0,0509]	[0,0804]	[0,0533]	[0,0408]	[0,0607]	[0,0550]	[0,0350]	[0,0721]	[0,0302]	[0,0561]	[0,0441]	[0,105]	[0,312]	[0,151]
Servicios domésticos	0,258 ***	0,0130	0,376 ***	0,0298	-0,0303	0,249 ***	0,228 ***	0,0432 *	0,128 ***	0,0208	0,0144	0,00963	-0,0429	0,0305 *	-0,0825	[0,0624]	[0,0563]	[0,0817]	[0,0604]	[0,0530]	[0,0773]	[0,0391]	[0,0223]	[0,0458]	[0,0206]	[0,00967]	[0,0293]	[0,0695]	[0,0182]	[0,0977]
Administración pública	-0,433 ***	0,307 **	-0,560 ***	0,168 **	0,285 ***	0,193 **	-0,601 ***	0,0225	-0,753 ***	-0,146 *	0,0401	-0,195 **	-0,367	0,0451	-0,473 *	[0,158]	[0,128]	[0,191]	[0,0730]	[0,0548]	[0,0832]	[0,151]	[0,116]	[0,177]	[0,0885]	[0,0277]	[0,0904]	[0,287]	[0,0436]	[0,285]

Cuadro VII.A.6 (conclusión)

Variables	ln (p90/p10)			ln (p50/p10)			ln (p90/p50)			Gini			Theil			
	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005 ^d	2005	2012	2005	2005 ^d	2012	2005	2005 ^d
Otros	0,165**	0,372***	0,209**	0,0626	0,337***	0,121	0,102**	0,0350	0,0874	0,0191	0,0385***	0,000296	-0,0273	0,0413***	-0,0273	0,0413***
	[0,0679]	[0,0579]	[0,0837]	[0,0630]	[0,0530]	[0,0763]	[0,0465]	[0,0264]	[0,0572]	[0,0282]	[0,00897]	[0,0341]	[0,0873]	[0,0150]	[0,0873]	[0,0150]
Área urbana	-0,203***	-0,112***	-0,206***	-0,0731	-0,162***	-0,111*	-0,130***	0,0498**	-0,0948**	-0,0162*	0,00382	-0,0100	-0,00341	0,0473	-0,00341	0,0473
	[0,0556]	[0,0396]	[0,0673]	[0,0522]	[0,0348]	[0,0578]	[0,0310]	[0,0198]	[0,0469]	[0,00841]	[0,0107]	[0,00890]	[0,0201]	[0,0523]	[0,0201]	[0,0523]
Región																
Costa	-0,105***	-0,208***	-0,134***	-0,0690***	-0,112***	-0,0880***	-0,0355	-0,0961***	-0,0464	-0,0285***	-0,0335***	-0,0316***	-0,0593**	-0,0889	-0,0593**	-0,0889
	[0,0321]	[0,0266]	[0,0391]	[0,0264]	[0,0206]	[0,0297]	[0,0247]	[0,0178]	[0,0318]	[0,00953]	[0,0124]	[0,0117]	[0,0289]	[0,0643]	[0,0289]	[0,0643]
Oriente	-0,0891	0,0184	-0,0776	0,0440	-0,0168	0,0868	-0,133***	0,0352	-0,164***	-0,0351***	0,0189	-0,0331***	-0,0674***	-0,00958	-0,0674***	-0,00958
	[0,0638]	[0,0608]	[0,0774]	[0,0519]	[0,0407]	[0,0580]	[0,0498]	[0,0464]	[0,0628]	[0,0117]	[0,0188]	[0,0124]	[0,0253]	[0,0648]	[0,0253]	[0,0648]
Constante	2,097***	2,020***	2,407***	0,755***	1,071***	0,952***	1,342***	0,949***	1,455***	0,505***	0,417***	0,564***	0,535***	0,319***	0,535***	0,319***
	[0,0732]	[0,0588]	[0,0871]	[0,0691]	[0,0542]	[0,0813]	[0,0444]	[0,0251]	[0,0546]	[0,0217]	[0,00875]	[0,0283]	[0,0723]	[0,0153]	[0,0723]	[0,0153]
Número de observación	11 373	13 951	11 373	11 373	13 951	11 373	11 373	13 951	11 373	11 373	13 951	11 373	11 373	13 951	11 373	11 373
R ² ajustado	0,030	0,090	0,049	0,051	0,064	0,039	0,068	0,057	0,070	0,023	0,014	0,036	0,010	0,001	0,036	0,010

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

a Función de influencia recentrada.

b Los errores estándar aparecen entre corchetes.

c La categoría base para el nivel educativo es "Hasta primario completo", para la franja etaria es "25 a 45 años", para la categoría ocupacional es "Asalariado privado", para la rama de actividad es "Industria" y para región es "Sierra".

d Se refiere a los casos observados en 2003, reponderados a fin de reflejar los atributos medios correspondientes a 2013.

Cuadro VII.A.7
Ecuador: descomposición agregada, efectos composición y estructura, 2005-2012^a

A. Total de asalariados

Concepto	ln (p90/p10)	ln (p50/p10)	ln (p90/p50)	Gini	Theil
2012	1,511 ***	0,619 ***	0,892 ***	0,358 ***	0,247 ***
	0,016	0,013	0,008	0,003	0,011
2005	1,822 ***	0,858 ***	0,963 ***	0,440 ***	0,390 ***
	0,013	0,017	0,015	0,003	0,011
Cambio	-0,310 ***	-0,240 ***	-0,071 ***	-0,082 ***	-0,143 ***
	0,020	0,023	0,016	0,004	0,014
Efecto composición	0,007	0,017 ***	-0,010 **	0,003	0,004
	0,005	0,004	0,004	0,002	0,005
Efecto retorno	-0,318 ***	-0,257 ***	-0,061 ***	-0,085 ***	-0,147 ***
	0,020	0,023	0,018	0,004	0,016

B. Hombres^a

Concepto	ln (p90/p10)	ln (p50/p10)	ln (p90/p50)	Gini	Theil
2012	1,464 ***	0,586 ***	0,877 ***	0,349 ***	0,235 ***
	0,013	0,007	0,011	0,002	0,005
2005	1,785 ***	0,850 ***	0,935 ***	0,439 ***	0,403 ***
	0,011	0,012	0,011	0,004	0,015
Cambio	-0,321 ***	-0,264 ***	-0,057 ***	-0,091 ***	-0,169 ***
	0,016	0,013	0,016	0,005	0,015
Efecto composición	-0,001	-0,004	0,003	0,004	0,009
	0,009	0,006	0,006	0,002	0,007
Efecto retorno	-0,321 ***	-0,260 ***	-0,060 ***	-0,094 ***	-0,178 ***
	0,018	0,014	0,016	0,005	0,019

C. Mujeres^a

Concepto	ln (p90/p10)	ln (p50/p10)	ln (p90/p50)	Gini	Theil
2012	1,682 ***	0,682 ***	1,001 ***	0,372 ***	0,267 ***
	0,015	0,012	0,010	0,005	0,028
2005	1,966 ***	0,935 ***	1,031 ***	0,441 ***	0,365 ***
	0,026	0,016	0,022	0,004	0,013
Cambio	-0,284 ***	-0,253 ***	-0,030	-0,069 ***	-0,098 ***
	0,030	0,018	0,025	0,007	0,030
Efecto composición	0,027 ***	0,088 ***	-0,062 ***	-0,005 **	-0,011 *
	0,010	0,009	0,009	0,002	0,006
Efecto retorno	-0,310 ***	-0,342 ***	0,032	-0,064 ***	-0,088 ***
	0,034	0,021	0,029	0,008	0,032

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

^a Errores estándar estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), considerando 200 submuestras.

Cuadro VII.A.8
Ecuador: descomposición desagregada, efectos
composición y estructura, 2005-2012^a

A. Total de asalariados

Concepto	ln (p90/p10)	ln (p50/p10)	ln (p90/p50)	Gini	Theil
2012	1,511 ***	0,619 ***	0,892 ***	0,358 ***	0,247 ***
	0,016	0,013	0,008	0,003	0,011
2005	1,822 ***	0,858 ***	0,963 ***	0,440 ***	0,390 ***
	0,013	0,017	0,015	0,003	0,011
Cambio	-0,310 ***	-0,240 ***	-0,071 ***	-0,082 ***	-0,143 ***
	0,020	0,023	0,016	0,004	0,014
Efecto composición					
Formalidad	-0,019 ***	0,002	-0,021 ***	-0,005 ***	-0,009 *
	0,003	0,003	0,003	0,001	0,005
Educación	0,017 ***	0,007 ***	0,010 ***	0,006 ***	0,011 ***
	0,003	0,001	0,002	0,001	0,002
Edad	0,008 ***	0,003 ***	0,005 ***	0,003 ***	0,005 ***
	0,002	0,001	0,001	0,001	0,002
Asalariado público	0,006 ***	0,002 ***	0,004 **	0,001	-0,000
	0,002	0,001	0,002	0,000	0,001
Rama	-0,015 ***	-0,002	-0,013 ***	-0,003 ***	-0,005 ***
	0,003	0,002	0,002	0,001	0,001
Género	-0,001 *	-0,001 **	-0,000	0,000 ***	0,001 **
	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Área urbana	0,009 ***	0,005 **	0,004 ***	0,000	-0,000
	0,002	0,002	0,001	0,001	0,002
Región	0,004 ***	0,002 ***	0,001 **	0,001 ***	0,003 ***
	0,001	0,001	0,001	0,000	0,001
Total efecto composición	0,010 *	0,019 ***	-0,009 **	0,003 *	0,005
	0,005	0,004	0,005	0,002	0,005
Error de especificación	-0,003 **	-0,002 ***	-0,000	-0,000 *	-0,001
	0,001	0,001	0,001	0,000	0,001
Efecto retorno					
Formalidad	0,010	-0,040 *	0,051 ***	-0,013 **	-0,026
	0,021	0,021	0,013	0,006	0,027
Educación	-0,043	-0,061 ***	0,018	-0,008 *	-0,030 **
	0,028	0,020	0,023	0,005	0,012
Edad	-0,016	0,004	-0,020 *	-0,006	-0,023
	0,015	0,010	0,012	0,005	0,016
Asalariado público	-0,005	-0,026 ***	0,021	0,004	0,008
	0,024	0,008	0,023	0,007	0,020
Rama	0,067 *	0,005	0,062 *	0,043 ***	0,103 **
	0,038	0,025	0,036	0,014	0,048
Género	0,016	0,003	0,013	-0,018 **	-0,059 **
	0,025	0,015	0,020	0,007	0,024
Área urbana	0,066 **	0,008	0,057 ***	0,006	0,013
	0,028	0,023	0,021	0,007	0,022
Región	0,023 *	0,018 *	0,005	0,006	0,014

Cuadro VII.A.8 (continuación)

Concepto	ln (p90/p10)	ln (p50/p10)	ln (p90/p50)	Gini	Theil
	0,014	0,010	0,012	0,004	0,016
Constante	-0,479 ***	-0,162 **	-0,318 ***	-0,097 ***	-0,141 **
	0,080	0,068	0,056	0,019	0,067
Total efecto estructura	-0,361 ***	-0,250 ***	-0,111 ***	-0,082 ***	-0,142 ***
	0,022	0,017	0,017	0,004	0,016
Error de reponderación	0,044 ***	-0,007	0,050 ***	-0,003 ***	-0,005 ***
	0,013	0,012	0,016	0,000	0,001

B. Hombres

Concepto	ln (p90/p10)	ln (p50/p10)	ln (p90/p50)	Gini	Theil
2012	1,464 ***	0,586 ***	0,877 ***	0,349 ***	0,235 ***
	0,013	0,007	0,011	0,002	0,005
2005	1,785 ***	0,850 ***	0,935 ***	0,439 ***	0,403 ***
	0,011	0,012	0,011	0,004	0,015
Cambio	-0,321 ***	-0,264 ***	-0,057 ***	-0,091 ***	-0,169 ***
	0,016	0,013	0,016	0,005	0,015
Efecto composición					
Formalidad	-0,017 ***	-0,010 ***	-0,007 **	-0,002	-0,001
	0,004	0,003	0,003	0,002	0,006
Educación	0,007	0,003 *	0,004	0,002	0,004
	0,005	0,001	0,004	0,001	0,003
Edad	0,009 ***	0,002	0,007 ***	0,003 ***	0,005 **
	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002
Asalariado público	-0,002	-0,001	-0,002	-0,000	0,000
	0,002	0,001	0,002	0,000	0,001
Rama	0,000	-0,001	0,001	0,000	0,000
	0,003	0,002	0,003	0,001	0,002
Área urbana	0,006	0,005	0,002	0,000	0,000
	0,004	0,004	0,002	0,001	0,003
Región	0,002	0,001	0,000	0,001 ***	0,003 **
	0,001	0,001	0,001	0,000	0,001
Total efecto composición	0,005	-0,001	0,006	0,005 **	0,011
	0,009	0,006	0,006	0,002	0,007
Error de especificación	-0,005 ***	-0,003 ***	-0,002	-0,001 ***	-0,002 **
	0,002	0,001	0,002	0,000	0,001
Efecto retorno					
Formalidad	0,023	-0,005	0,028 *	-0,010	-0,012
	0,022	0,018	0,016	0,006	0,021
Educación	-0,000	-0,040 **	0,040	-0,008	-0,026 *
	0,040	0,018	0,037	0,006	0,014
Edad	-0,034 *	-0,001	-0,032 **	-0,015 ***	-0,052 ***
	0,019	0,010	0,016	0,006	0,019
Asalariado público	0,028	-0,012 *	0,040	0,007	0,014
	0,025	0,007	0,025	0,007	0,017

Cuadro VII.A.8 (continuación)

Concepto	ln (p90/p10)	ln (p50/p10)	ln (p90/p50)	Gini	Theil
Rama	0,050	0,013	0,037	0,026	0,034
	0,050	0,029	0,043	0,016	0,048
Área urbana	0,053 *	0,007	0,046 *	0,005	0,008
	0,032	0,023	0,024	0,009	0,026
Región	0,006	0,027 **	-0,021	0,008	0,024
	0,020	0,012	0,018	0,005	0,017
Constante	-0,434 ***	-0,209 ***	-0,225 ***	-0,105 ***	-0,164 **
	0,084	0,053	0,067	0,021	0,064
Total efecto estructura	-0,308 ***	-0,221 ***	-0,087 ***	-0,093 ***	-0,174 ***
	0,025	0,015	0,020	0,005	0,018
Error de reponderación	-0,012	-0,039 ***	0,026	-0,002 ***	-0,004 **
	0,018	0,010	0,019	0,001	0,002

C. Mujeres

Concepto	ln (p90/p10)	ln (p50/p10)	ln (p90/p50)	Gini	Theil
2012	1,682 ***	0,682 ***	1,001 ***	0,372 ***	0,267 ***
	0,015	0,012	0,010	0,005	0,028
2005	1,966 ***	0,935 ***	1,031 ***	0,441 ***	0,365 ***
	0,026	0,016	0,022	0,004	0,013
Cambio	-0,284 ***	-0,253 ***	-0,030	-0,069 ***	-0,098 ***
	0,030	0,018	0,025	0,007	0,030
Efecto composición					
Formalidad	-0,015 **	0,044 ***	-0,059 ***	-0,013 ***	-0,028 ***
	0,007	0,007	0,007	0,002	0,006
Educación	0,017 ***	0,019 ***	-0,002	0,006 ***	0,013 ***
	0,005	0,004	0,004	0,001	0,004
Edad	0,007 **	0,006 ***	0,001	0,002 ***	0,006 ***
	0,003	0,002	0,002	0,001	0,002
Asalariado público	0,025 ***	0,007 **	0,018 ***	0,003	0,004
	0,007	0,003	0,007	0,004	0,012
Rama	-0,025 ***	0,008 *	-0,033 ***	-0,005	-0,009
	0,007	0,004	0,007	0,004	0,012
Área urbana	0,012 ***	0,004	0,008 ***	0,001 **	0,000
	0,003	0,003	0,002	0,000	0,001
Región	0,004 **	0,002	0,002 **	0,001 ***	0,003 **
	0,002	0,001	0,001	0,000	0,001
Total efecto composición	0,025 **	0,090 ***	-0,065 ***	-0,005 **	-0,011 *
	0,010	0,009	0,009	0,002	0,006
Error de especificación	0,002	-0,001	0,003 **	0,000	-0,000
	0,002	0,001	0,001	0,000	0,001

Cuadro VII.A.8 (conclusión)

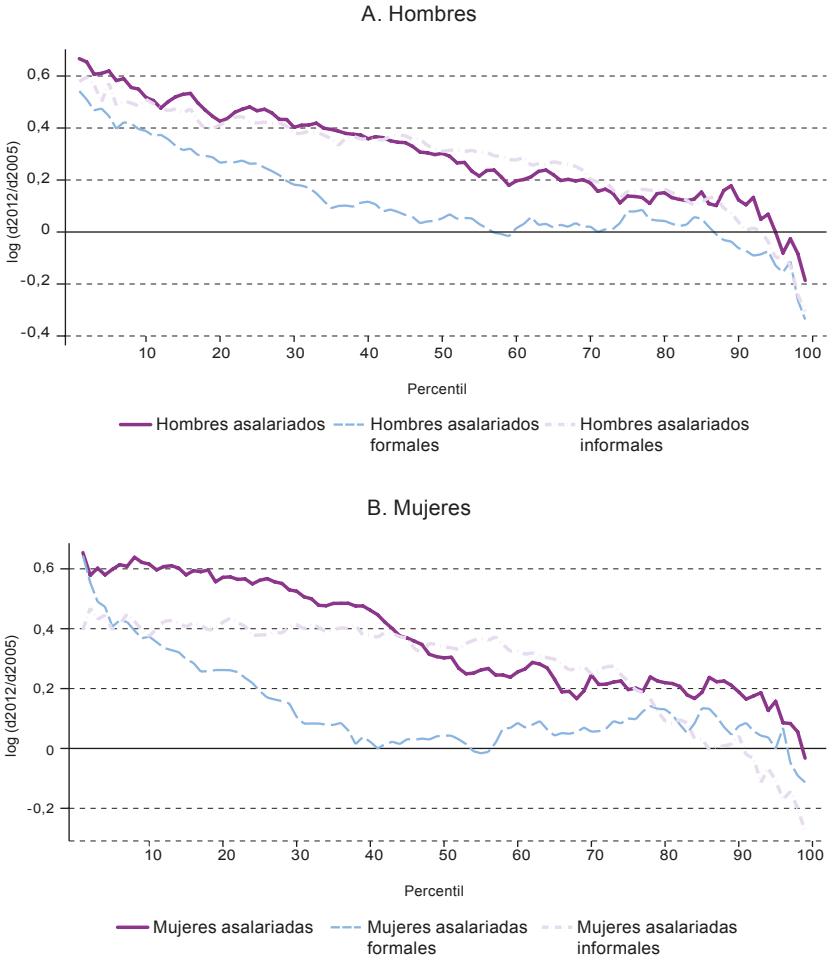
Concepto	ln (p90/p10)	ln (p50/p10)	ln (p90/p50)	Gini	Theil
Efecto retorno					
Formalidad	-0,102 **	-0,172 ***	0,070 ***	-0,023	-0,064
	0,044	0,043	0,020	0,015	0,080
Educación	0,028	-0,095 *	0,123 ***	0,008	-0,007
	0,057	0,057	0,035	0,012	0,039
Edad	0,049 **	0,032 **	0,017	0,012 *	0,029
	0,020	0,016	0,015	0,007	0,032
Asalariado público	-0,125 **	-0,100 ***	-0,024	-0,012	-0,028
	0,059	0,025	0,057	0,022	0,068
Rama	0,146 *	-0,044	0,190 ***	0,091 **	0,274 **
	0,087	0,062	0,073	0,037	0,120
Área urbana	0,077	-0,042	0,118 ***	0,011	0,033
	0,067	0,065	0,044	0,011	0,042
Región	-0,024	-0,015	-0,009	0,002	-0,006
	0,020	0,015	0,015	0,006	0,029
Constante	-0,387 ***	0,119	-0,506 ***	-0,147 ***	-0,310 ***
	0,123	0,119	0,071	0,030	0,098
Total efecto estructura	-0,338 ***	-0,317 ***	-0,022	-0,057 ***	-0,079 **
	0,020	0,022	0,019	0,007	0,032
Error de reponderación	0,028	-0,025	0,053 *	-0,007 ***	-0,008 ***
	0,028	0,016	0,029	0,001	0,002

Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

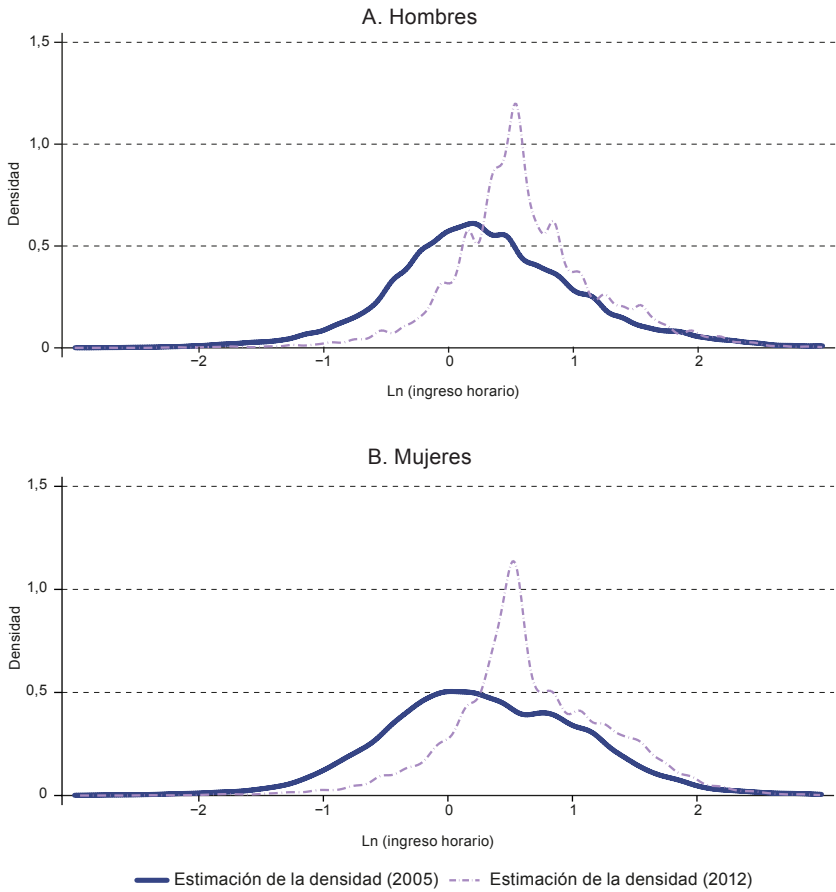
^a Errores estándar estimados por el método de remuestreo reiterado (técnica *bootstrap*), considerando 200 submuestras.

Gráfico VII.A.1
Ecuador: variación del salario real según percentiles de la distribución, 2005-2012



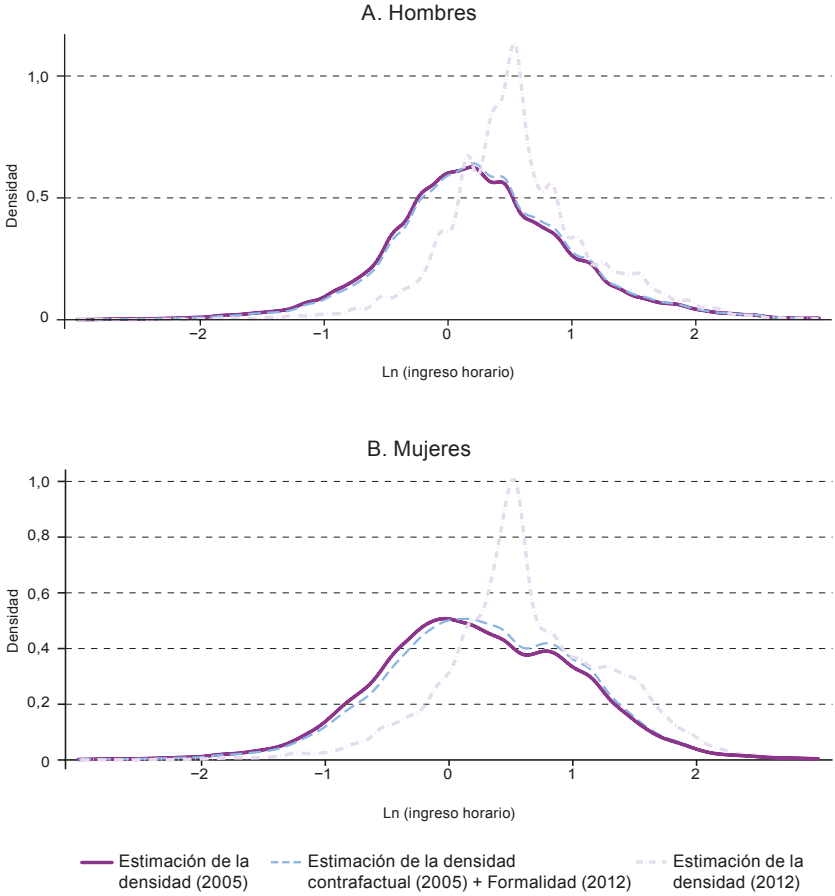
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Gráfico VII.A.2
Ecuador: curvas de densidad de tipo núcleo (kernel) de los salarios, 2005-2012



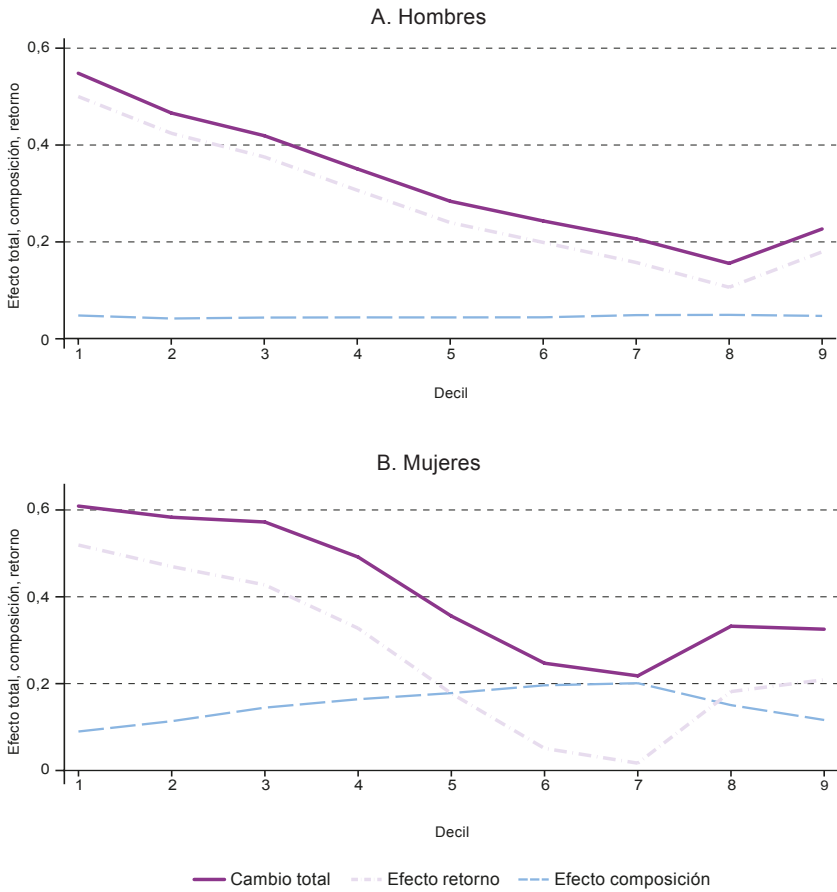
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Gráfico VII.A.3
Ecuador: impactos de la formalización laboral sobre
la función de densidad salarial, 2005-2012



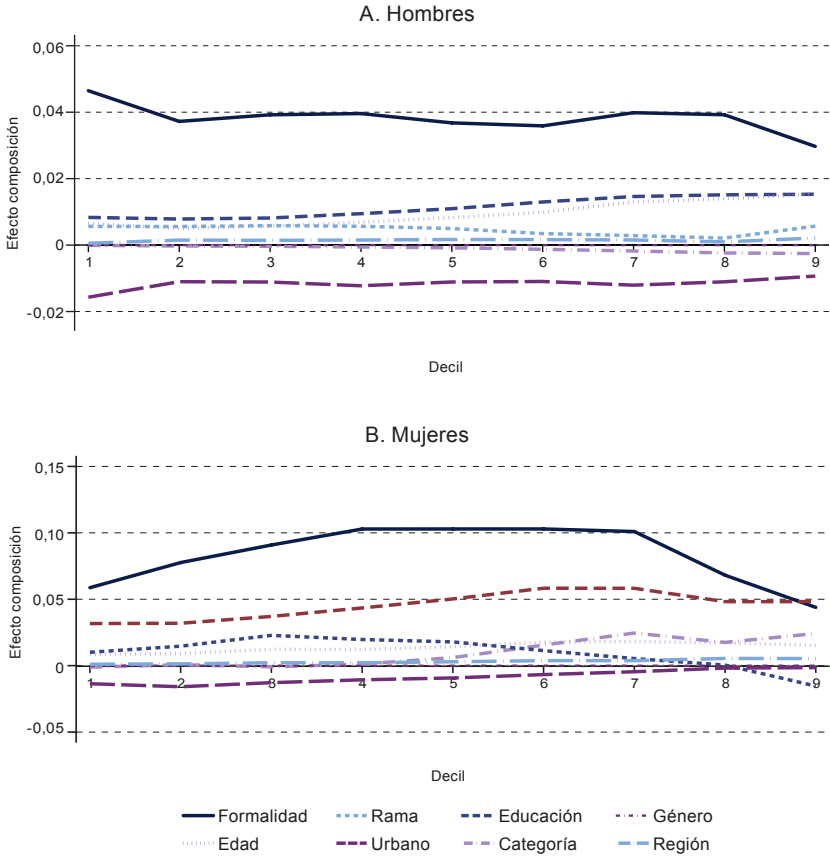
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Gráfico VII.A.4
Ecuador: descomposición agregada, efecto composición y retorno, 2005-2012



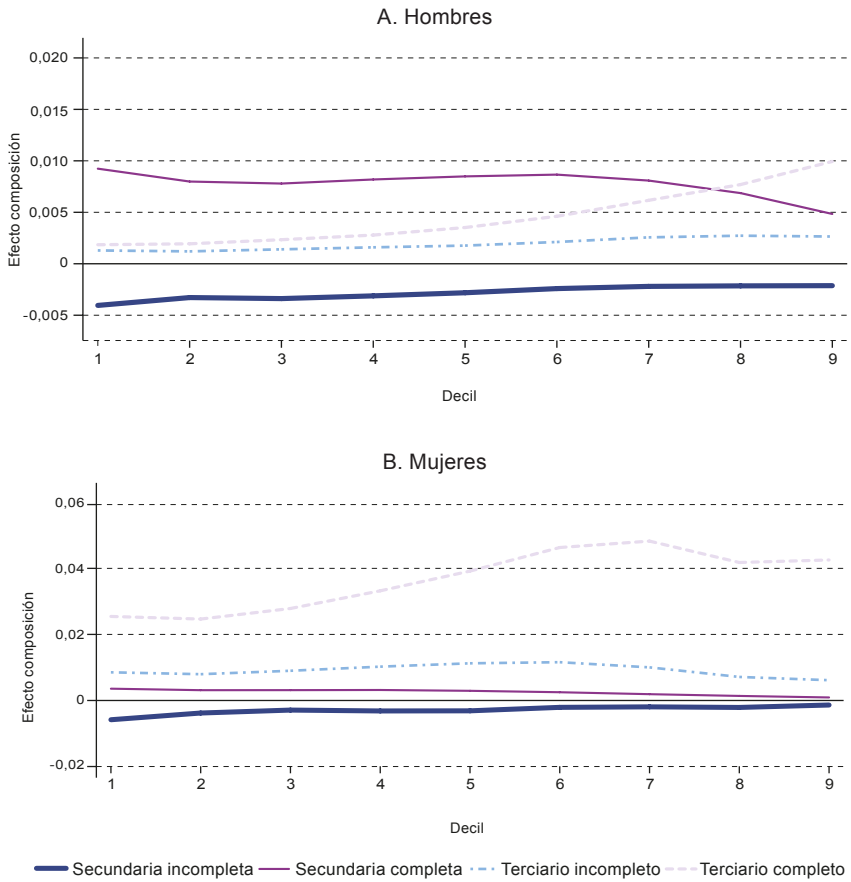
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Gráfico VII.A.5
Ecuador: contribución de cada atributo al efecto composición, 2005-2012



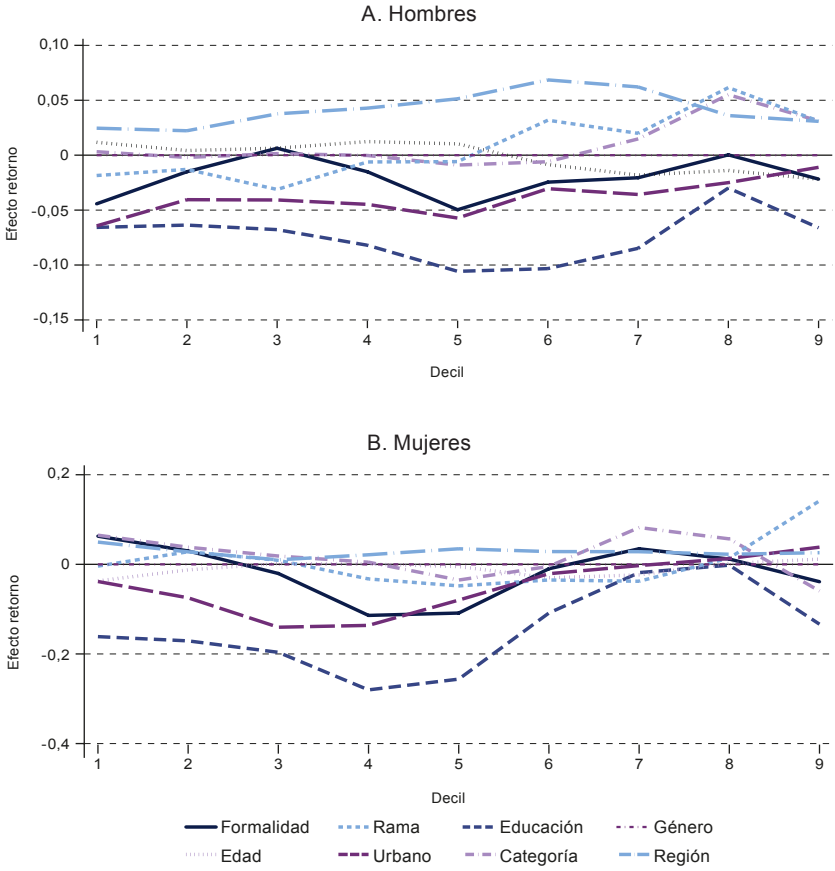
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Gráfico VII.A.6
Ecuador: contribución de cada nivel educativo al efecto composición, 2005-2012



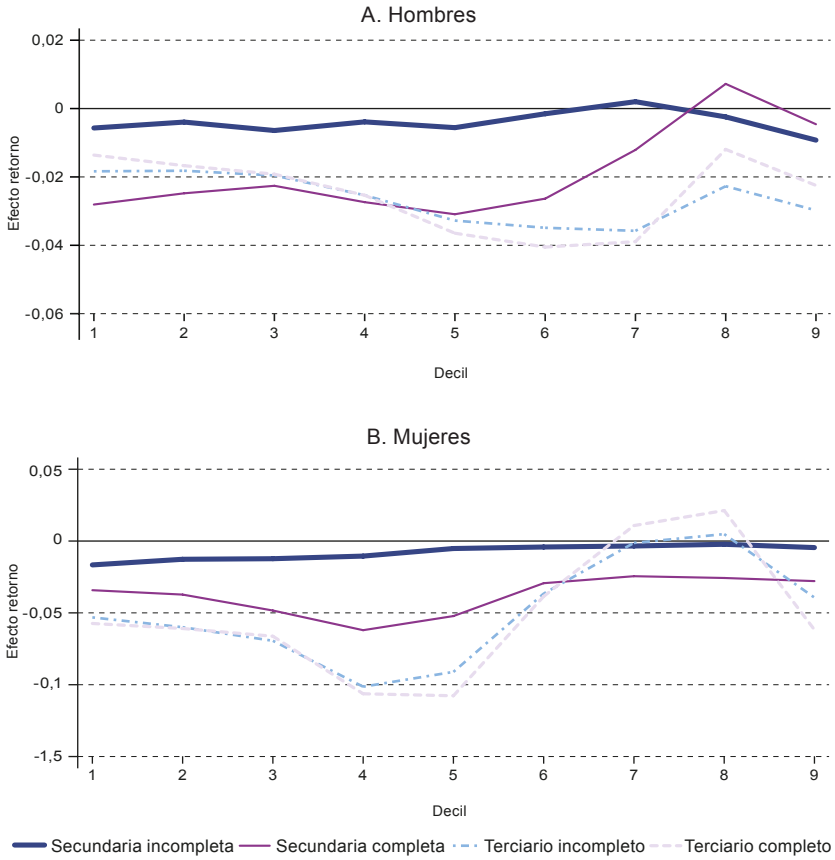
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Gráfico VII.A.7
Ecuador: contribución de cada atributo al efecto retorno, 2005-2012



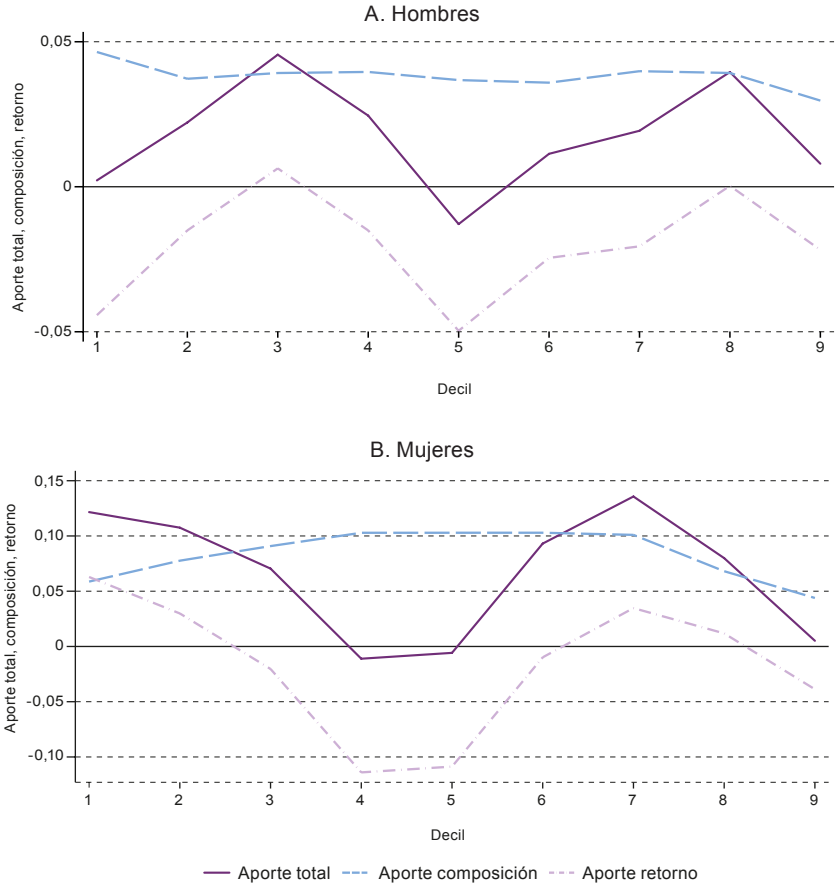
Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Gráfico VII.A.8
Ecuador: contribución de cada nivel educativo al efecto retorno, 2005-2012



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Gráfico VII.A.9
Ecuador: aporte de la formalidad a los efectos composición y retorno, 2005-2012



Fuente: Elaboración propia sobre la base de Instituto Nacional de Estadística y Censos (INEC), Encuesta Nacional de Empleo, Desempleo y Subempleo (ENEMDU).

Anexo VIII.A1

Desigualdad e informalidad en el Uruguay

Cuadro VIII.A.1
Uruguay: tasas de actividad, empleo y desempleo por sexo
(En porcentajes)

	Tasa de actividad			Tasa de empleo			Tasa de desempleo		
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total
2000	49	72	59	41	64	51	17	11	14
2001	51	72	61	41	64	51	20	12	15
2002	49	71	59	39	61	49	21	14	17
2003	49	69	58	39	60	48	21	14	17
2004	49	70	58	41	63	51	17	10	13
2005	49	69	58	42	63	51	15	10	12
2006	52	72	61	44	65	54	14	9	11
2007	54	74	63	47	68	57	13	7	10
2008	54	73	63	49	68	58	10	6	8
2009	55	73	63	50	69	58	10	6	8
2010	55	73	63	50	69	59	9	5	7
2011	57	74	65	52	70	61	8	5	6
2012	56	73	64	51	69	60	8	5	6
2013	55	73	64	51	69	59	8	5	7

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Cuadro VIII.A.2
Uruguay: tasas de actividad, empleo y desempleo por grupo de edades, 2000-2013
(En porcentajes)

	Tasa de actividad					Tasa de empleo					Tasa de desempleo				
	14 a 24	25 a 34	35 a 49	50 a 59	60 a 74	14 a 24	25 a 34	35 a 49	50 a 59	60 a 74	14 a 24	25 a 34	35 a 49	50 a 59	60 a 74
2000	54	85	85	72	24	38	75	78	66	22	31	12	8	8	6
2001	55	86	86	74	25	36	74	78	69	23	34	14	10	8	8
2002	51	86	86	74	25	31	72	76	67	23	38	16	12	10	7
2003	48	85	86	75	25	30	71	76	68	22	38	17	11	9	9
2004	48	85	85	76	26	32	74	78	70	25	33	13	8	7	6
2005	48	85	86	75	26	34	74	79	71	25	29	13	8	6	5
2006	49	86	86	77	32	34	77	80	72	30	29	11	7	6	6
2007	50	86	87	79	35	37	78	82	75	33	25	9	6	5	5
2008	49	87	87	80	37	38	81	83	77	35	22	8	5	4	4
2009	49	88	88	81	37	38	81	84	78	36	21	8	5	4	3
2010	48	87	89	81	37	38	81	85	78	36	21	7	4	3	3
2011	50	89	89	81	36	41	84	86	78	35	18	6	3	3	3
2012	48	89	88	80	35	39	83	85	78	35	18	6	4	3	3
2013	49	88	89	80	35	39	83	86	78	34	20	6	4	3	3

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Cuadro VIII.A.3
Uruguay: tasas de actividad, empleo y desempleo por años de educación, 2000-2013
(En porcentajes)

	Tasa de actividad					Tasa de empleo					Tasa de desempleo				
	6 o menos	7 a 11	12 a 15	16 a 18	19 o más	6 o menos	7 a 11	12 a 15	16 a 18	19 o más	6 o menos	7 a 11	12 a 15	16 a 18	19 o más
2000	46	65	76	71	86	39	55	68	61	82	14	15	11	14	5
2001	46	67	75	75	86	39	55	66	61	82	15	18	12	18	4
2002	44	65	74	72	84	37	52	64	59	79	17	20	14	18	6
2003	43	64	72	71	85	36	52	61	58	79	17	19	15	18	7
2004	44	64	70	70	83	38	54	62	60	80	13	15	12	14	4
2005	42	65	69	71	84	37	55	63	62	81	12	14	10	12	4
2006	46	65	72	73	85	40	57	65	65	81	12	13	10	12	4
2007	48	67	71	73	86	43	60	65	66	83	11	11	9	9	4
2008	48	65	76	74	86	44	58	72	69	83	8	10	6	7	3
2009	48	65	78	74	86	45	58	73	69	85	8	10	6	7	2
2010	48	65	76	74	87	45	59	72	69	85	7	9	5	7	2
2011	48	65	79	76	87	45	60	75	71	86	7	8	5	6	2
2012	47	64	78	76	86	44	59	73	71	85	7	8	5	7	2
2013	46	64	78	76	86	43	59	74	71	84	7	9	5	6	2

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Cuadro VIII.A.4
Uruguay: informalidad por sexo y región
(En porcentajes)

	Tasa específica			Distribución		Tasa específica		Distribución	
	Total	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Montevideo	Interior	Montevideo	Interior
2001	36	37	35	44	56	30	43	45	55
2002	37	37	37	43	57	31	44	44	56
2003	39	39	40	43	57	33	47	44	56
2004	41	42	40	44	56	35	47	46	54
2005	39	39	38	45	55	33	46	44	56
2006	35	35	34	46	54	30	40	42	58
2007	34	35	34	46	54	29	39	42	58
2008	33	34	32	47	53	27	38	41	59
2009	32	32	31	47	53	26	37	42	58
2010	31	31	30	47	53	25	36	38	62
2011	27	27	27	46	54	21	34	37	63
2012	26	26	26	46	54	19	31	36	64
2013	24	24	24	45	55	18	30	38	62

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Cuadro VIII.A.5
Uruguay: informalidad por edad, 2000-2013
(En porcentajes)

	Tasa específica					Distribución				
	14 a 24	25 a 34	35 a 49	50 a 59	60 a 74	14 a 24	25 a 34	35 a 49	50 a 59	60 a 74
2001	51	31	31	33	49	22	20	31	16	11
2002	55	34	32	34	48	20	21	31	17	11
2003	59	37	33	35	50	19	22	31	17	10
2004	61	37	34	36	51	21	21	31	17	11
2005	55	36	33	35	49	20	21	31	17	11
2006	51	31	30	31	47	20	21	30	17	12
2007	49	29	29	32	50	20	20	29	17	14
2008	46	28	27	29	51	20	19	28	17	16
2009	44	25	26	29	50	20	18	29	18	16
2010	42	23	26	29	49	20	17	29	19	16
2011	37	21	23	25	46	20	20	29	17	15
2012	34	19	21	24	45	19	19	29	17	16
2013	31	18	20	23	44	18	19	29	18	16

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Cuadro VIII.A.6
Uruguay: informalidad por años de educación, 2000-2013
(En porcentajes)

	Tasa específica					Distribución				
	6 o menos	7 a 11	12	13 a 15	16 o más	6 o menos	7 a 11	12	13 a 15	16 o más
2001	51	38	23	19	10	43	46	6	4	2
2002	55	39	23	19	9	43	46	6	4	1
2003	57	42	26	19	10	42	47	7	4	1
2004	59	43	28	22	12	39	48	7	4	2
2005	57	42	27	20	9	39	48	7	4	1
2006	53	37	22	17	8	40	48	6	4	1
2007	54	36	22	16	9	41	47	6	4	2
2008	53	35	21	16	7	41	44	9	4	1
2009	53	35	20	13	6	41	45	9	4	1
2010	52	33	18	12	6	41	45	9	4	1
2011	49	30	16	11	5	39	46	10	4	1
2012	48	29	15	10	3	40	45	10	4	1
2013	47	27	13	9	4	40	46	9	4	1

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Cuadro VIII.A.7
Uruguay: informalidad por categoría ocupacional, 2000-2013
(En porcentajes)

	Tasa específica				Distribución		
	Asalariado privado (1)	Cuentapropista sin local	Cuentapropista con local	Servicio doméstico (incluido en 1)	Asalariado privado	Cuentapropista sin local	Cuentapropista con local
2001	30	92	65	66	45	22	27
2002	31	91	65	69	44	25	25
2003	34	94	69	68	45	23	27
2004	36	94	69	73	47	21	26
2005	34	95	69	72	48	20	27
2006	28	94	70	59	44	18	32
2007	27	97	70	57	44	15	36
2008	25	96	70	55	43	12	38
2009	24	96	70	55	43	11	40
2010	23	97	70	53	43	10	42
2011	19	97	67	49	42	10	43
2012	17	95	67	53	39	10	45
2013	15	97	66	50	37	9	48

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Cuadro VIII.A.8
Uruguay: informalidad por rama de actividad económica, 2000-2013
(En porcentajes)

	Agropecuaria y minería	Industrias manufactureras	Electricidad, gas y agua	Construcción	Comercio, restaurantes y hoteles	Transportes y comunicaciones	Servicios a empresas	Servicios comunales, sociales y personales
	Tasas específicas							
2001	42	38	3	63	42	23	27	30
2002	45	41	1	68	45	23	30	29
2003	45	45	1	73	50	26	29	31
2004	46	46	1	66	52	24	33	32
2005	42	43	2	64	48	24	31	31
2006	39	37	3	59	45	21	26	28
2007	39	36	3	53	44	21	26	28
2008	38	34	2	52	41	19	26	28
2009	38	34	1	49	40	19	23	26
2010	36	32	1	48	39	17	23	25
2011	34	29	2	42	34	15	20	22
2012	32	26	13	41	32	14	17	22
2013	30	23	12	42	30	13	18	20

Cuadro VIII.A.8 (conclusión)

	Agropecuaria y minería	Industrias manufactureras	Electricidad, gas y agua	Construcción	Comercio, restaurantes y hoteles	Transportes y comunicaciones	Servicios a empresas	Servicios comunales, sociales y personales
2001	5,0	15,2	0,1	14,3	26,1	4,0	6,8	28,6
2002	5,2	15,1	0,0	13,5	26,6	3,7	7,4	28,3
2003	5,2	15,5	0,0	12,4	27,4	3,9	6,5	29,1
2004	5,7	15,8	0,0	10,7	28,3	3,4	7,0	29,1
2005	5,0	15,9	0,0	10,9	28,3	3,4	7,4	29,2
2006	5,4	15,1	0,1	11,2	30,1	3,3	6,0	28,7
2007	5,9	15,2	0,1	10,8	29,1	3,6	6,6	28,6
2008	6,0	14,4	0,1	11,4	28,4	3,5	7,0	29,2
2009	5,8	14,6	0,0	11,4	29,4	3,6	6,8	28,3
2010	6,0	14,7	0,0	11,7	29,5	3,3	7,2	27,6
2011	5,6	14,3	0,1	11,8	29,1	3,5	7,2	28,4
2012	5,4	12,4	0,6	12,9	28,4	3,9	6,4	30,0
2013	5,1	11,9	0,6	14,3	27,9	4,0	7,7	28,3

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Cuadro VIII.A.9
Uruguay: regresiones RIF; coeficientes en percentiles
seleccionados, 2001, 2006 y 2013

Variables	2001				
	q10	q30	q50	q70	q90
Formalidad	0,955 [0,0654] ***	0,595 [0,0235] ***	0,382 [0,0189] ***	0,244 [0,0155] ***	0,0999 [0,0208] ***
Secundaria incompleta	0,0445 [0,0359]	0,131 [0,0195] ***	0,172 [0,0163] ***	0,227 [0,0182] ***	0,262 [0,0242] ***
Secundaria completa	0,188 [0,0442] ***	0,278 [0,0240] ***	0,347 [0,0244] ***	0,512 [0,0285] ***	0,638 [0,0549] ***
Terciaria incompleta	0,261 [0,0421] ***	0,422 [0,0250] ***	0,548 [0,0260] ***	0,743 [0,0362] ***	0,924 [0,0674] ***
Terciaria completa	0,156 [0,0383] ***	0,363 [0,0230] ***	0,624 [0,0273] ***	1,1 [0,0385] ***	2,216 [0,122] ***
25 a 45 años	-0,251 [0,0469] ***	-0,304 [0,0228] ***	-0,312 [0,0184] ***	-0,284 [0,0174] ***	-0,164 [0,0248] ***
Mayores de 45	0,0415 [0,0282]	0,0473 [0,0155] ***	0,0701 [0,0158] ***	0,158 [0,0207] ***	0,331 [0,0357] ***
Asalariado público	0,185 [0,0244] ***	0,15 [0,0163] ***	0,144 [0,0180] ***	0,154 [0,0263] ***	0,133 [0,0440] ***
Industrias manufactureras	0,296 [0,0974] ***	0,213 [0,0453] ***	0,155 [0,0324] ***	0,059 [0,0330] *	0,0722 [0,0476]
Electricidad, gas y agua	0,456 [0,0994] ***	0,453 [0,0485] ***	0,595 [0,0436] ***	0,669 [0,0763] ***	0,317 [0,142] **
Construcción	0,508 [0,110] ***	0,396 [0,0500] ***	0,312 [0,0366] ***	0,0522 [0,0380]	-0,0195 [0,0513]
Comercio, restaurantes y hoteles	0,421 [0,104] ***	0,202 [0,0441] ***	0,111 [0,0306] ***	-0,0172 [0,0338]	-0,0311 [0,0411]
Transportes y comunicaciones	0,439 [0,106] ***	0,336 [0,0472] ***	0,325 [0,0395] ***	0,276 [0,0438] ***	0,127 [0,0621] **
Servicios a empresas	0,411 [0,102] ***	0,172 [0,0487] ***	0,188 [0,0352] ***	0,22 [0,0392] ***	0,749 [0,0851] ***
Servicios comunales, sociales y personales	0,456 [0,100] ***	0,353 [0,0448] ***	0,299 [0,0314] ***	0,15 [0,0322] ***	0,00298 [0,0469]
Estado civil (casado = 1)	0,0968 [0,0274] ***	0,0882 [0,0160] ***	0,124 [0,0133] ***	0,163 [0,0151] ***	0,238 [0,0266] ***
Sexo (hombre = 1)	0,177 [0,0237] ***	0,192 [0,0157] ***	0,177 [0,0157] ***	0,196 [0,0156] ***	0,229 [0,0292] ***
Región (Montevideo = 1)	0,37 [0,0308] ***	0,249 [0,0146] ***	0,225 [0,0144] ***	0,251 [0,0168] ***	0,234 [0,0227] ***
Constante	2,832 [0,117] ***	3,778 [0,0512] ***	4,269 [0,0383] ***	4,676 [0,0378] ***	5,187 [0,0571] ***
Observaciones	12 894	12 894	12 894	12 894	12 894
R al cuadrado	0,149	0,274	0,276	0,265	0,2
Probabilidad logarítmica	-22 137	-13 962	-13 227	-15 462	-21 990

Cuadro VIII.A.9 (continuación)

Variables	2006				
	q10	q30	q50	q70	q90
Formalidad	1,321 [0,0474] ***	0,608 [0,0178] ***	0,434 [0,0121] ***	0,251 [0,0103] ***	0,0743 [0,0136] ***
Secundaria incompleta	0,16 [0,0243] ***	0,143 [0,0116] ***	0,162 [0,0119] ***	0,203 [0,0119] ***	0,199 [0,0151] ***
Secundaria completa	0,306 [0,0298] ***	0,327 [0,0158] ***	0,398 [0,0169] ***	0,476 [0,0189] ***	0,56 [0,0309] ***
Terciaria incompleta	0,338 [0,0284] ***	0,435 [0,0154] ***	0,57 [0,0171] ***	0,715 [0,0237] ***	0,736 [0,0385] ***
Terciaria completa	0,294 [0,0281] ***	0,429 [0,0165] ***	0,686 [0,0198] ***	1,141 [0,0302] ***	2,174 [0,0836] ***
25 a 45 años	-0,356 [0,0327] ***	-0,326 [0,0150] ***	-0,302 [0,0135] ***	-0,253 [0,0126] ***	-0,164 [0,0160] ***
Mayores de 45	0,0434 [0,0168] ***	0,0723 [0,00872] ***	0,119 [0,00877] ***	0,196 [0,0139] ***	0,346 [0,0214] ***
Asalariado público	0,205 [0,0187] ***	0,231 [0,00980] ***	0,31 [0,0117] ***	0,318 [0,0168] ***	0,253 [0,0318] ***
Industrias manufactureras	0,0879 [0,0548]	0,198 [0,0235] ***	0,163 [0,0220] ***	0,104 [0,0193] ***	0,032 [0,0318]
Electricidad, gas y agua	0,0626 [0,0657]	0,305 [0,0302] ***	0,446 [0,0307] ***	0,526 [0,0463] ***	0,304 [0,0900] ***
Construcción	0,111 [0,0619] *	0,296 [0,0284] ***	0,267 [0,0255] ***	0,0549 [0,0257] **	-0,125 [0,0344] ***
Comercio, restaurantes y hoteles	0,106 [0,0543] *	0,0819 [0,0232] ***	0,0357 [0,0209] *	-0,0175 [0,0195]	-0,0521 [0,0300] *
Transportes y comunicaciones	0,0977 [0,0589] *	0,291 [0,0263] ***	0,337 [0,0259] ***	0,294 [0,0271] ***	0,153 [0,0472] ***
Servicios a empresas	0,165 [0,0563] ***	0,266 [0,0239] ***	0,296 [0,0258] ***	0,347 [0,0288] ***	0,691 [0,0571] ***
Servicios comunales, sociales y personales	0,0996 [0,0530] *	0,242 [0,0227] ***	0,24 [0,0202] ***	0,138 [0,0187] ***	-0,0428 [0,0323]
Estado civil (casado = 1)	0,0709 [0,0171] ***	0,116 [0,00964] ***	0,147 [0,00954] ***	0,162 [0,0103] ***	0,174 [0,0163] ***
Sexo (hombre = 1)	0,217 [0,0165] ***	0,18 [0,00897] ***	0,181 [0,0106] ***	0,18 [0,0107] ***	0,275 [0,0205] ***
Región (Montevideo = 1)	0,259 [0,0185] ***	0,158 [0,00875] ***	0,136 [0,00876] ***	0,134 [0,00939] ***	0,172 [0,0171] ***
Constante	2,634 [0,0656] ***	3,661 [0,0294] ***	4,069 [0,0272] ***	4,548 [0,0267] ***	5,174 [0,0415] ***
Observaciones	39 589	39 589	39 589	39 589	39 589
R al cuadrado	0,176	0,267	0,297	0,279	0,209
Probabilidad logarítmica	-70 342	-44 229	-43 118	-47 937	-67 356

Cuadro VIII.A.9 (conclusión)

Variables	2013				
	q10	q30	q50	q70	q90
Formalidad	1,51	0,601	0,349	0,177	0,0167
	[0,0643] ***	[0,0181] ***	[0,0116] ***	[0,00927] ***	[0,0130]
Secundaria incompleta	0,18	0,144	0,149	0,148	0,16
	[0,0283] ***	[0,0122] ***	[0,0112] ***	[0,0102] ***	[0,0120] ***
Secundaria completa	0,312	0,326	0,355	0,374	0,38
	[0,0298] ***	[0,0141] ***	[0,0140] ***	[0,0145] ***	[0,0187] ***
Terciaria incompleta	0,403	0,465	0,548	0,6	0,627
	[0,0312] ***	[0,0140] ***	[0,0161] ***	[0,0184] ***	[0,0277] ***
Terciaria completa	0,385	0,484	0,697	1,035	1,837
	[0,0323] ***	[0,0144] ***	[0,0158] ***	[0,0256] ***	[0,0646] ***
25 a 45 años	-0,338	-0,297	-0,261	-0,216	-0,124
	[0,0269] ***	[0,0134] ***	[0,0118] ***	[0,00965] ***	[0,0117] ***
Mayores de 45	0,0122	0,0383	0,1	0,177	0,332
	[0,0166]	[0,00791] ***	[0,00871] ***	[0,00957] ***	[0,0187] ***
Asalariado público	0,214	0,222	0,237	0,247	0,172
	[0,0175] ***	[0,00980] ***	[0,0107] ***	[0,0135] ***	[0,0225] ***
Industrias manufactureras	0,169	0,116	0,129	0,088	0,105
	[0,0564] ***	[0,0249] ***	[0,0218] ***	[0,0205] ***	[0,0269] ***
Electricidad, gas y agua	0,196	0,179	0,25	0,215	0,105
	[0,0642] ***	[0,0329] ***	[0,0296] ***	[0,0377] ***	[0,0683]
Construcción	0,176	0,313	0,357	0,285	0,145
	[0,0614] ***	[0,0274] ***	[0,0247] ***	[0,0254] ***	[0,0299] ***
Comercio, restaurantes y hoteles	0,17	0,00073	0,0134	-0,00776	0,0385
	[0,0565] ***	[0,0264]	[0,0209]	[0,0189]	[0,0254]
Transportes y comunicaciones	0,214	0,182	0,224	0,185	0,104
	[0,0578] ***	[0,0275] ***	[0,0224] ***	[0,0238] ***	[0,0328] ***
Servicios a empresas	0,189	0,0966	0,0995	0,0871	0,215
	[0,0589] ***	[0,0282] ***	[0,0230] ***	[0,0223] ***	[0,0348] ***
Servicios comunales, sociales y personales	0,161	0,15	0,146	0,0604	-0,00184
	[0,0584] ***	[0,0245] ***	[0,0191] ***	[0,0197] ***	[0,0274]
Estado civil (casado = 1)	0,0827	0,132	0,15	0,144	0,149
	[0,0170] ***	[0,00938] ***	[0,00812] ***	[0,00828] ***	[0,0128] ***
Sexo (hombre = 1)	0,202	0,184	0,177	0,169	0,178
	[0,0188] ***	[0,00948] ***	[0,00817] ***	[0,00842] ***	[0,0147] ***
Región (Montevideo = 1)	0,0905	0,0676	0,043	0,043	0,0684
	[0,0161] ***	[0,00814] ***	[0,00805] ***	[0,00709] ***	[0,0125] ***
Constante	2,866	4,192	4,647	5,096	5,601
	[0,0955] ***	[0,0336] ***	[0,0239] ***	[0,0236] ***	[0,0339] ***
Observaciones	30 514	30 514	30 514	30 514	30 514
R al cuadrado	0,151	0,245	0,265	0,256	0,202
Probabilidad logarítmica	-51 717	-30 302	-28 018	-30 747	-44 047

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Nota: Los errores estándar se presentan entre corchetes: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Cuadro VIII.A.10
Uruguay: regresiones RIF, coeficiente de la variable
formalización en la mediana, 2001-2013

	Todos		Hombres		Mujeres	
2001	0,382	[0,0189]***	0,377	[0,0243]***	0,408	[0,0272]***
2002	0,395	[0,0191]***	0,348	[0,0244]***	0,441	[0,0312]***
2003	0,452	[0,0190]***	0,437	[0,0275]***	0,449	[0,0285]***
2004	0,479	[0,0206]***	0,456	[0,0254]***	0,528	[0,0294]***
2005	0,498	[0,0205]***	0,470	[0,0268]***	0,497	[0,0323]***
2006	0,434	[0,0121]***	0,421	[0,0143]***	0,44	[0,0181]***
2007	0,500	[0,0131]***	0,469	[0,0156]***	0,530	[0,0205]***
2008	0,457	[0,0128]***	0,413	[0,0161]***	0,494	[0,0190]***
2009	0,451	[0,0130]***	0,411	[0,0181]***	0,477	[0,0202]***
2010	0,427	[0,0139]***	0,407	[0,0165]***	0,438	[0,0202]***
2011	0,390	[0,0128]***	0,395	[0,0169]***	0,361	[0,0179]***
2012	0,348	[0,0124]***	0,344	[0,0166]***	0,363	[0,0191]***
2013	0,349	[0,0116]***	0,367	[0,0159]***	0,334	[0,0166]***

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Nota: Los errores estándar se presentan entre corchetes: *** p< 0,01; ** p< 0,05; * p< 0,1.

Cuadro VIII.A.11
Uruguay: descomposición de medidas sintéticas de
desigualdad, 2001-2013 (hombres y mujeres)

Medida de desigualdad:	90-10	90-50	50-10	Gini	Theil
	Hombres				
Cambio total	-0,314	-0,209	-0,105	-0,067	-0,103
	[0,0286]***	[0,0183]***	[0,0229]***	[0,00183]***	[0,026036]***
Retornos	-0,230	-0,194	-0,036	-0,068	-0,184
	[0,029]***	[0,0179]***	[0,0245]	[0,000447]***	[0,023512]***
Composición	-0,035	0,018	-0,052	-0,008	0,115
	[0,0167]**	[0,0124]	[0,0118]***	[0,00167]***	[0,015718]***
Interacción	-0,049	-0,032	-0,017	0,008	-0,034
	[0,0175]***	[0,0114]***	[0,014]	[0,000754]***	[0,011953]***
	Mujeres				
Cambio total	-0,236	-0,129	-0,107	-0,049	-0,072
	[0,0338]***	[0,0219]***	[0,0271]***	[0,00163]***	[0,023647]***
Retornos	-0,044	-0,125	0,081	-0,055	-0,207
	[0,0451]	[0,0207]***	[0,0405]**	[0,000503]***	[0,021071]***
Composición	-0,009	0,047	-0,056	-0,015	0,189
	[0,0198]	[0,0134]***	[0,015]***	[0,00161]***	[0,015884]***
Interacción	-0,183	-0,051	-0,132	0,021	-0,054
	[0,0303]***	[0,0142]***	[0,027]***	[0,000901]***	[0,012367]***

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Nota: Los errores estándar se presentan entre corchetes: *** p< 0,01; ** p< 0,05; * p< 0,1.

Cuadro VIII.A.12
Uruguay: descomposición desagregada de medidas sintéticas
de desigualdad, 2001-2006 (hombres y mujeres)

Medida de desigualdad:	90-10	90-50	50-10	Gini	Theil
	Hombres				
Cambio total	0,032 [0,028]	0,032 [0,0207]	0,000 [0,0214]	0,014 [0,00194]***	0,026 [0,031361]
Retornos	0,025 [0,0267]	0,027 [0,0195]	-0,002 [0,0214]	0,010 [0,00032]***	-0,003 [0,027391]
Composición	0,017 [0,0128]	0,003 [0,0085]	0,014 [0,0081]*	0,004 [0,00192]**	0,029 [0,014141]**
Interacción	-0,010 [0,0082]	0,002 [0,0056]	-0,012 [0,0064]*	-0,001 [0,00036]*	0,000 [0,007780]
	Mujeres				
Cambio total	0,053 [0,0319]*	0,021 [0,0224]	0,032 [0,0251]	0,007 [0,00160]***	0,015 [0,027585]
Retornos	0,056 [0,0316]*	0,015 [0,0217]	0,041 [0,0255]	0,005 [0,00047]***	-0,062 [0,023831]***
Composición	0,036 [0,0113]***	0,030 [0,0087]***	0,006 [0,0071]	0,007 [0,00169]***	0,087 [0,012955]***
Interacción	-0,039 [0,0109]***	-0,024 [0,0083]***	-0,015 [0,0076]**	-0,006 [0,00057]***	-0,010 [0,008299]

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Nota: Los errores estándar se presentan entre corchetes: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Cuadro VIII.A.13
Uruguay: descomposición desagregada de medidas sintéticas
de desigualdad, 2006-2013 (hombres y mujeres)

Medida de desigualdad:	90-10	90-50	50-10	Gini	Theil
	Hombres				
Cambio total	-0,346 [0,0134]***	-0,241 [0,0111]***	-0,105 [0,0092]***	-0,081 [0,00154]***	-0,129 [0,022967]***
Retornos	-0,254 [0,0149]***	-0,218 [0,0109]***	-0,036 [0,0119]***	-0,074 [0,000340]***	-0,179 [0,021179]***
Composición	-0,057 [0,0083]***	0,000 [0,0056]	-0,058 [0,0054]***	-0,011 [0,00142]***	0,073 [0,012732]***
Interacción	-0,034 [0,0094]***	-0,023 [0,0052]***	-0,011 [0,0078]	0,005 [0,000480]***	-0,022 [0,009028]**
	Mujeres				
Cambio total	-0,289 [0,018]***	-0,150 [0,0105]***	-0,139 [0,0145]***	-0,056 [0,00127]***	-0,087 [0,020122]***
Retornos	-0,131 [0,0246]***	-0,132 [0,0103]***	0,001 [0,0218]	-0,050 [0,000297]***	-0,146 [0,018277]***
Composición	-0,095 [0,0076]***	-0,015 [0,0043]***	-0,079 [0,0062]***	-0,015 [0,00129]***	0,093 [0,010014]***
Interacción	-0,064 [0,0131]***	-0,003 [0,0044]	-0,061 [0,0127]***	0,009 [0,000417]***	-0,034 [0,007065]***

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Nota: Los errores estándar se presentan entre corchetes: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,1.

Gráfico VIII.A.1
Uruguay: impacto de la formalización sobre la densidad salarial, 2001-2013

A. Densidades salariales

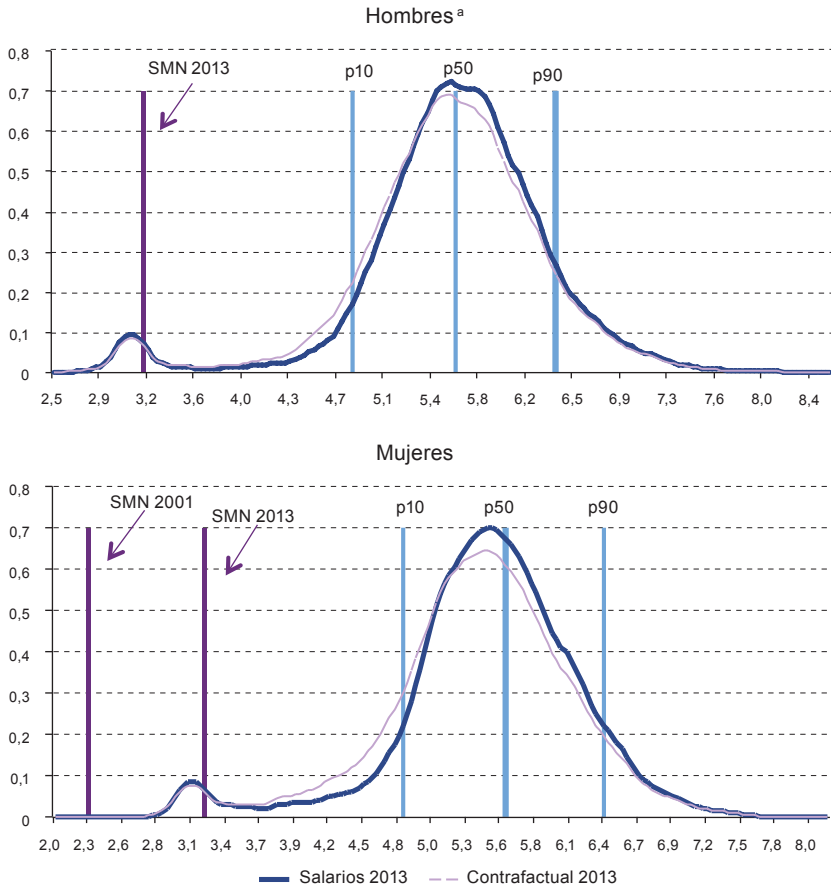
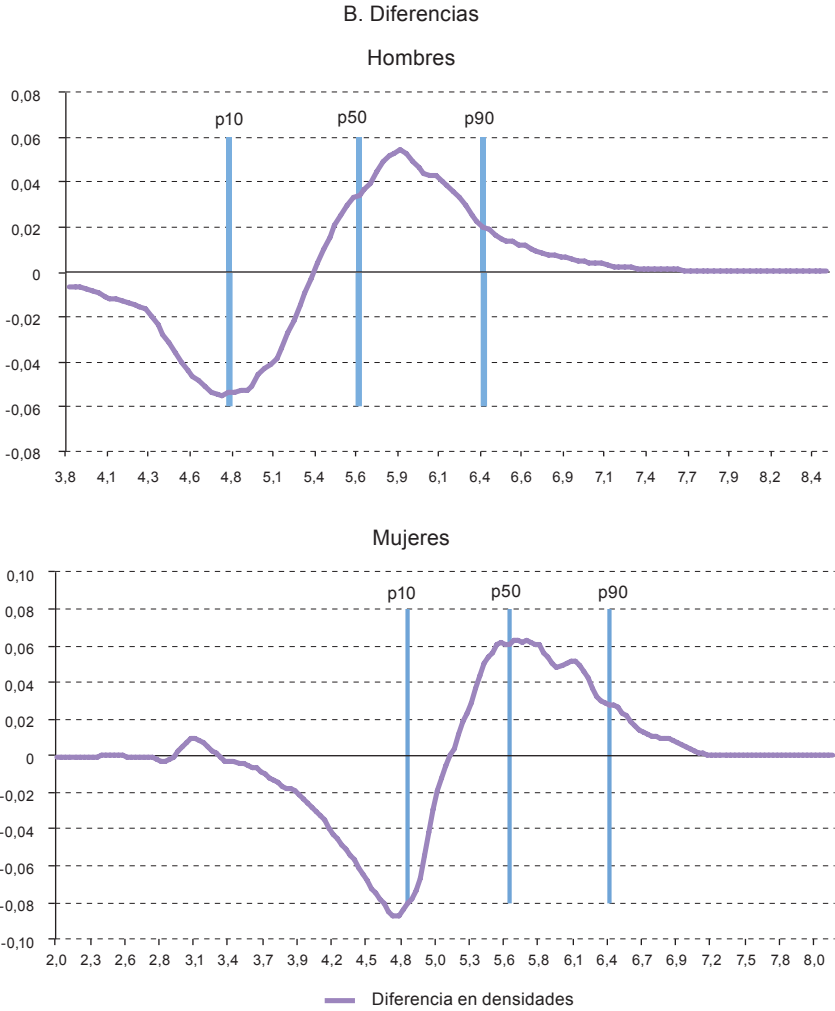


Gráfico VIII.A.2 (conclusión)

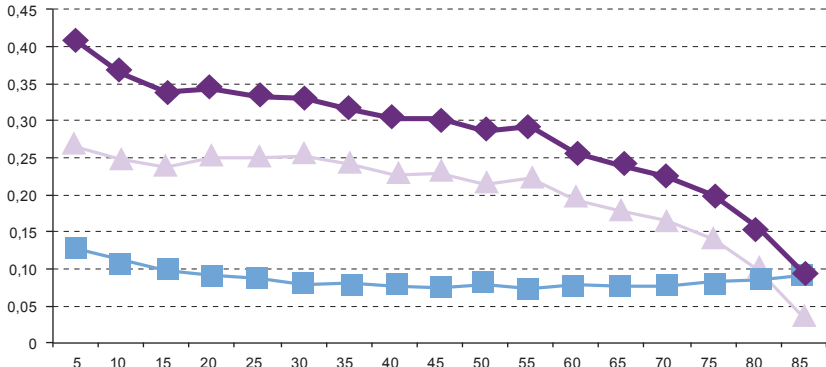


Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

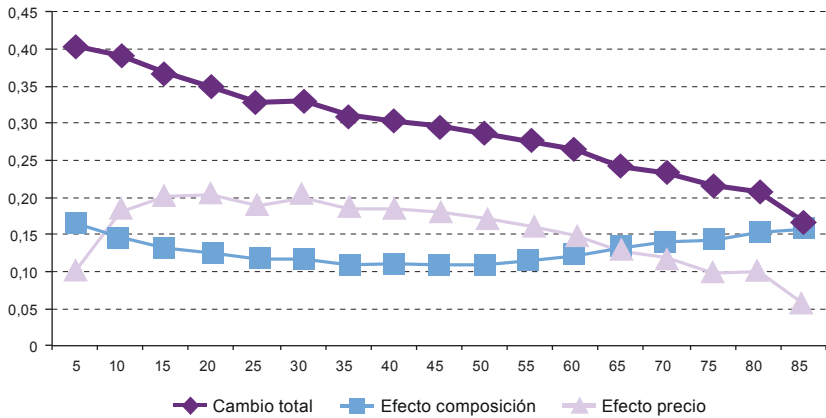
^a SMN: Salario mínimo nacional.

Gráfico VIII.A.2
Uruguay: descomposición agregada del cambio en los salarios
horarios entre 2001 y 2013 (hombres y mujeres)

A. Hombres



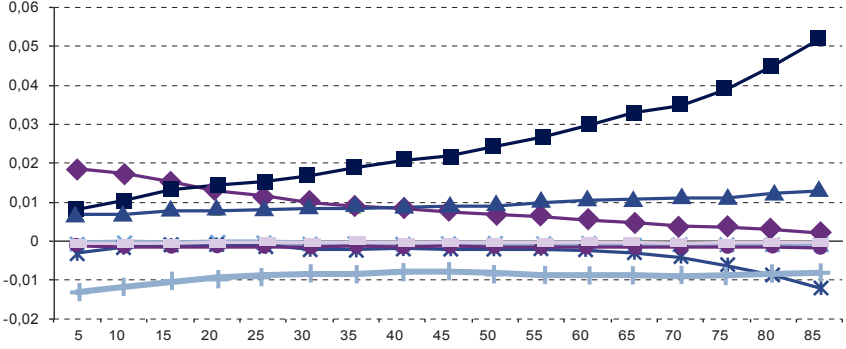
B. Mujeres



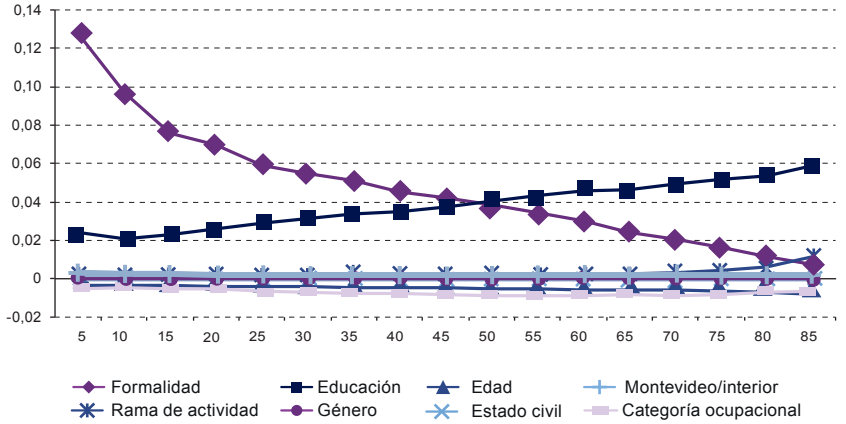
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Gráfico VIII.A.3
Uruguay: efecto composición detallado, por subperíodos

A. 2001-2006



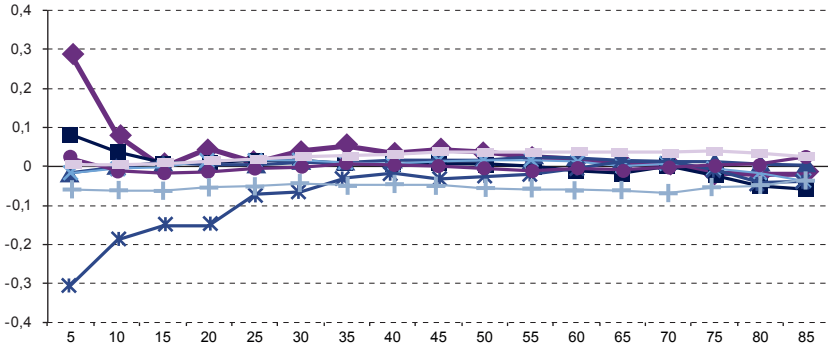
B. 2006-2013



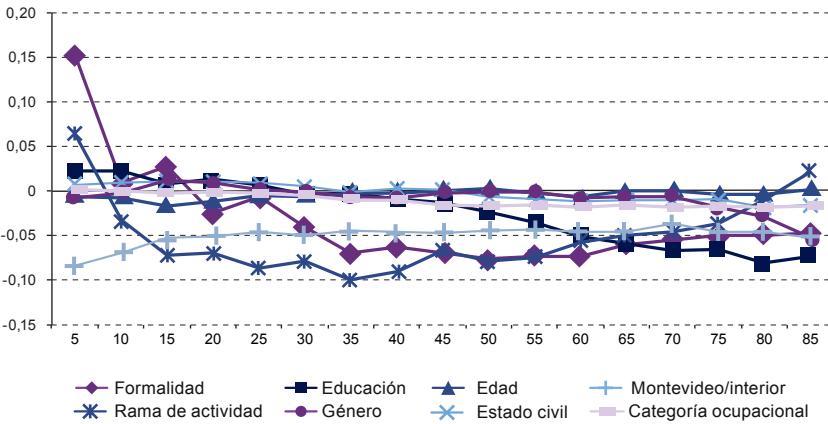
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Gráfico VIII.A.4
Uruguay: efecto precio detallado, por subperiodos

A. 2001-2006



B. 2006-2013

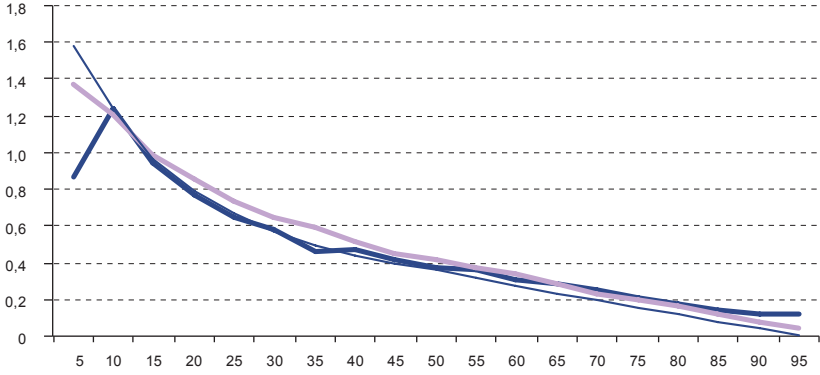


◆ Formalidad ■ Educación ▲ Edad + Montevideo/interior
✱ Rama de actividad ● Género ✕ Estado civil ■ Categoría ocupacional

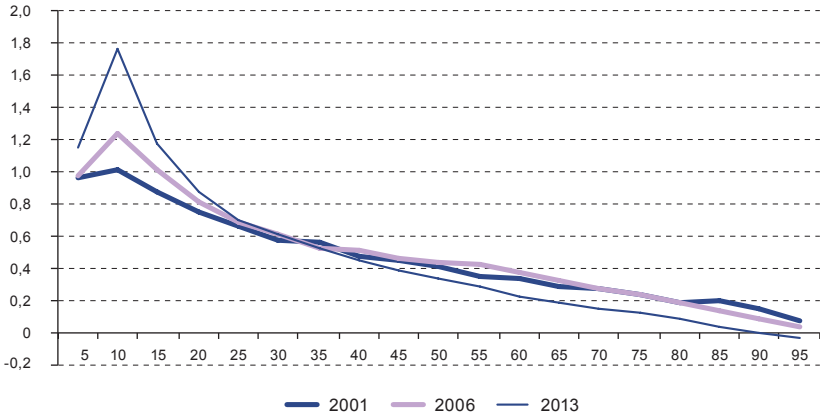
Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Gráfico VIII.A.5
Uruguay: efecto marginal de la formalidad, por percentiles

A. Hombres



B. Mujeres



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Gráfico VIII.A.6
Uruguay: efecto marginal de las ramas de actividad (grupo de referencia: actividades agropecuarias y de minería)

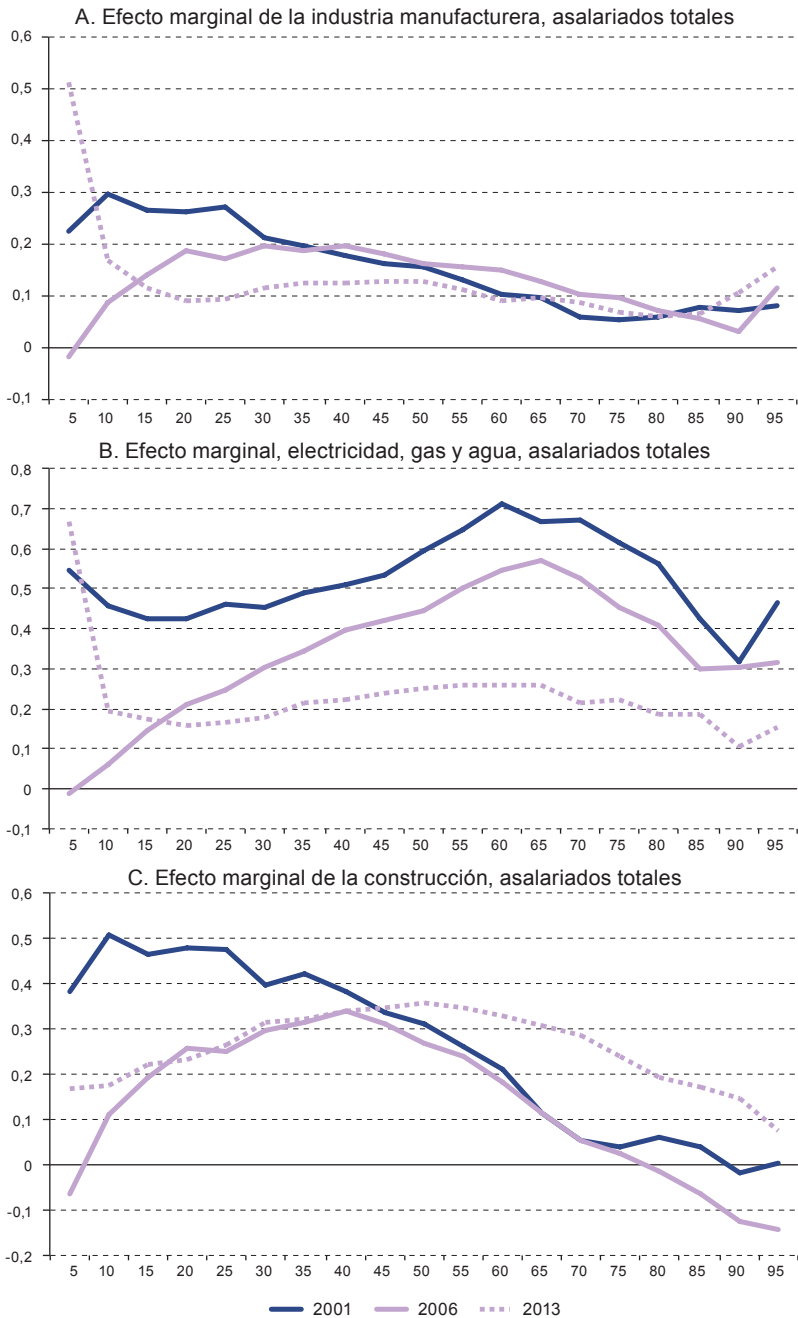


Gráfico VIII.A.6 (continuación)

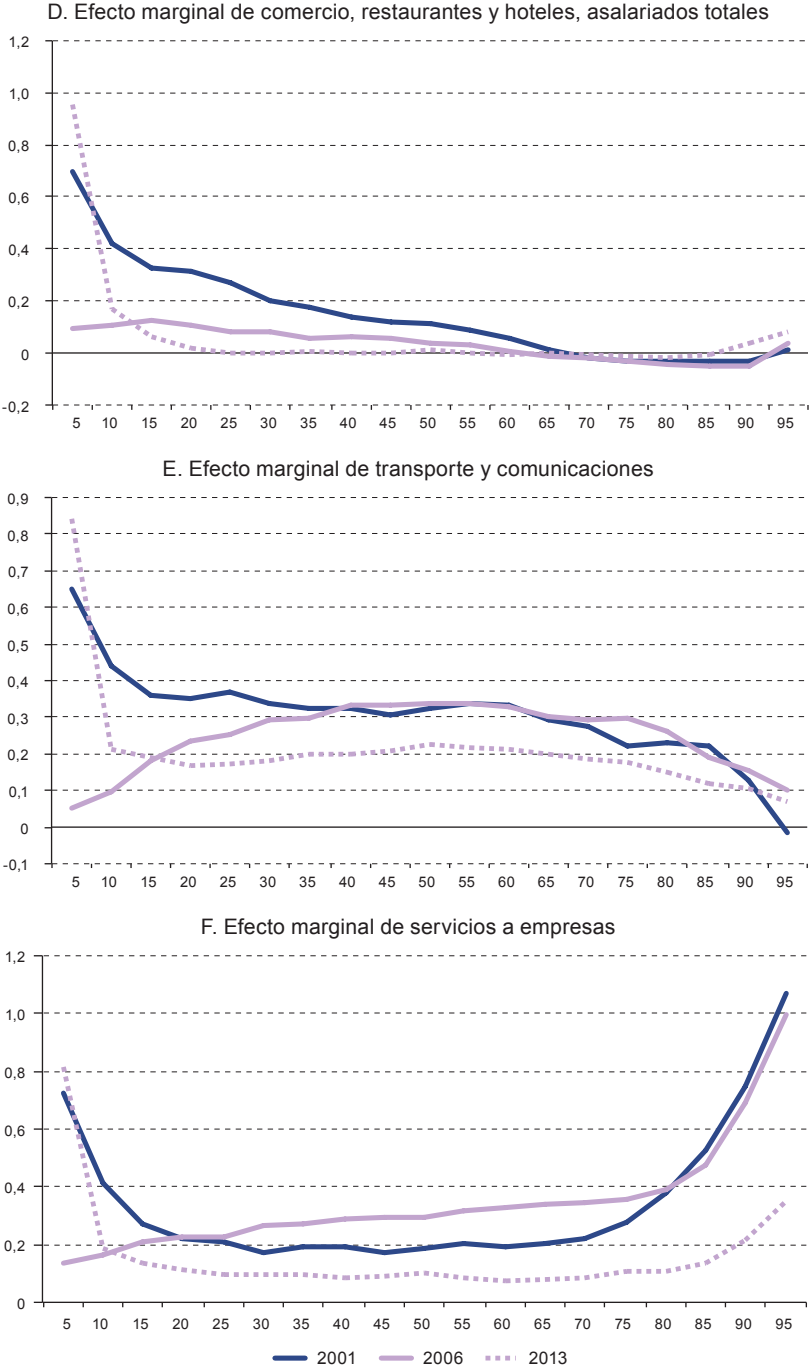
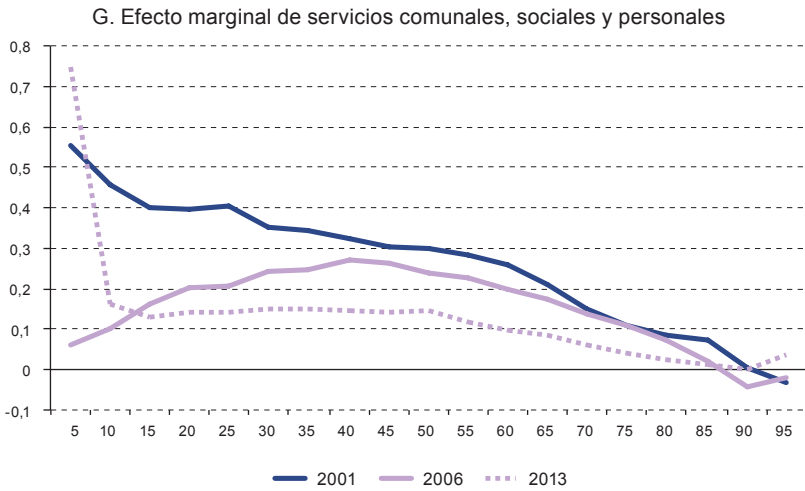


Gráfico VIII.A.6 (conclusión)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de encuestas continuas de hogares.

Publicaciones recientes de la CEPAL

ECLAC recent publications

www.cepal.org/publicaciones

Informes periódicos / Annual reports

También disponibles para años anteriores / Issues for previous years also available

- Estudio Económico de América Latina y el Caribe 2014, 222 p.
Economic Survey of Latin America and the Caribbean 2014, 214 p.
- La Inversión Extranjera Directa en América Latina y el Caribe 2013, 160 p.
Foreign Direct Investment in Latin America and the Caribbean 2013, 152 p.
- Anuario Estadístico de América Latina y el Caribe 2013 / *Statistical Yearbook for Latin America and the Caribbean 2014, 238 p.*
- Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe 2014, 92 p.
Preliminary Overview of the Economies of Latin America and the Caribbean 2014, 92 p.
- Panorama Social de América Latina 2014, 296 p.
Social Panorama of Latin America 2013, 284 p.
- Panorama de la Inserción Internacional de América Latina y el Caribe 2014, 148 p.
Latin America and the Caribbean in the World Economy 2014, 140 p.

Libros y documentos institucionales / Institutional books and documents

- El desafío de la sostenibilidad ambiental en América Latina y el Caribe: textos seleccionados de la CEPAL 2012-2014, 2015, 148 p.
- Panorama Fiscal de América Latina y el Caribe 2015: Dilemas y espacios de políticas, 2015, 130 p.
- La economía del cambio climático en América Latina y el Caribe: paradojas y desafíos del desarrollo sostenible, 2014, 98 p.
The economics of climate change in Latin America and the Caribbean: Paradoxes and challenges. Overview for 2014, 2014, 76 p.
- Los pueblos indígenas en América Latina: avances en el último decenio y retos pendientes para la garantía de sus derechos, 2014, 410 p.
- Pactos para la igualdad: hacia un futuro sostenible, 2014, 340 p.
Covenants for Equality: Towards a sustainable future, 2014, 330 p.
- Integración regional: hacia una estrategia de cadenas de valor inclusivas, 2014, 226 p.
Regional Integration: Towards an inclusive value chain strategy, 2014, 218 p.
Integração regional: por uma estratégia de cadeias de valor inclusivas, 2014, 226 p.
- Reflexiones sobre el desarrollo en América Latina y el Caribe. Conferencias magistrales 2013-2014, 2014, 100 p.
- Prospectiva y desarrollo: el clima de la igualdad en América Latina y el Caribe a 2020, 2013, 72 p.
- Comercio internacional y desarrollo inclusivo: construyendo sinergias, 2013, 210 p.
International trade and inclusive development: Building synergies, 2013, 200 p.

Libros de la CEPAL / *ECLAC books*

- 132 Neoestructuralismo y corrientes heterodoxas en América Latina y el Caribe a inicios del siglo XXI, Alicia Bárcena, Antonio Prado (eds.), 2014, 452 p.
- 131 El nuevo paradigma productivo y tecnológico: la necesidad de políticas para la autonomía económica de las mujeres, Lucía Scuro, Néstor Bercovich (eds.), 2014, 188 p.
- 130 Políticas públicas para la igualdad de género: un aporte a la autonomía de las mujeres, María Cristina Benavente, Alejandra Valdés, 2014, 134 p.
- 129 Prospectiva y política pública para el cambio estructural en América Latina y el Caribe, Javier Medina Vásquez, Steven Becerra y Paola Castaño, 2014, 338 p.
- 128 Inestabilidad y desigualdad: la vulnerabilidad del crecimiento en América Latina y el Caribe, Juan Alberto Fuentes Knight (ed.), 2014, 304 p.
- 127 *Global value chains and world trade: Prospects and challenges for Latin America*, René A. Hernández, Jorge Mario Martínez-Piva and Nanno Mulder (eds.), 2014, 282 p.
- 126 Planificación, prospectiva y gestión pública: reflexiones para la agenda del desarrollo, Jorge Máttar, Daniel E. Perrotti (eds.), 2014, 250 p.
- 125 La crisis latinoamericana de la deuda desde la perspectiva histórica, José Antonio Ocampo, Barbara Stallings, Inés Bustillo, Helvia Velloso, Roberto Frenkel, 2014, 174 p.

Copublicaciones / *Co-publications*

- *Decentralization and Reform in Latin America: Improving Intergovernmental Relations*, Giorgio Brosio and Juan Pablo Jiménez (eds.), ECLAC / Edward Elgar Publishing, United Kingdom, 2012, 450 p.
- Sentido de pertenencia en sociedades fragmentadas: América Latina desde una perspectiva global, Martín Hopenhayn y Ana Sojo (comps.), CEPAL / Siglo Veintiuno, Argentina, 2011, 350 p.
- Las clases medias en América Latina: retrospectiva y nuevas tendencias, Rolando Franco, Martín Hopenhayn y Arturo León (eds.), CEPAL / Siglo XXI, México, 2010, 412 p.

Coediciones / *Co-editions*

- Perspectivas económicas de América Latina 2015: educación, competencias e innovación para el desarrollo, CEPAL/OCDE, 2014, 200 p.
Latin American Economic Outlook 2015: Education, skills and innovation for development, ECLAC/CAF/OECD, 2014, 188 p.
- *Regional Perspectives on Sustainable Development: Advancing Integration of its Three Dimensions through Regional Action*, ECLAC-ECE-ESCAP-ESCWA, 2014, 114 p.
- Perspectivas de la agricultura y del desarrollo rural en las Américas: una mirada hacia América Latina y el Caribe 2014, CEPAL / FAO / IICA, 2013, 220 p.

Cuadernos de la CEPAL

- 101 Redistribuir el cuidado: el desafío de las políticas, Coral Calderón Magaña (coord.), 2013, 460 p.
- 101 *Redistributing care: the policy challenge*, Coral Calderón Magaña (coord.), 2013, 420 p.
- 100 Construyendo autonomía: compromiso e indicadores de género, Karina Batthyány Dighiero, 2012, 338 p.
- 99 Si no se cuenta, no cuenta, Diane Alméras y Coral Calderón Magaña (coords.), 2012, 394 p.

Documentos de proyecto / *Project documents*

- La economía del cambio climático en el Perú, 2014, 152 p.
- La economía del cambio climático en la Argentina: primera aproximación, 2014, 240 p.
- La economía del cambio climático en el Ecuador 2012, 2012, 206 p.

Cuadernos estadísticos de la CEPAL

- 42 Resultados del Programa de Comparación Internacional (PCI) de 2011 para América Latina y el Caribe. Solo disponible en CD, 2015.
- 41 Los cuadros de oferta y utilización, las matrices de insumo-producto y las matrices de empleo. Solo disponible en CD, 2013.

Series de la CEPAL / *ECLAC Series*

Asuntos de Género / Comercio Internacional / Desarrollo Productivo / Desarrollo Territorial / Estudios Estadísticos / Estudios y Perspectivas (Bogotá, Brasilia, Buenos Aires, México, Montevideo) / *Studies and Perspectives* (The Caribbean, Washington) / Financiamiento del Desarrollo / Gestión Pública / Informes y Estudios Especiales / Macroeconomía del Desarrollo / Manuales / Medio Ambiente y Desarrollo / Población y Desarrollo / Política Fiscal / Políticas Sociales / Recursos Naturales e Infraestructura / Reformas Económicas / Seminarios y Conferencias.

Revista CEPAL / *CEPAL Review*

La Revista se inició en 1976, con el propósito de contribuir al examen de los problemas del desarrollo socioeconómico de la región. La *Revista CEPAL* se publica en español e inglés tres veces por año.

CEPAL Review first appeared in 1976, its aim being to make a contribution to the study of the economic and social development problems of the region. CEPAL Review is published in Spanish and English versions three times a year.

Observatorio demográfico / *Demographic Observatory*

Edición bilingüe (español e inglés) que proporciona información estadística actualizada, referente a estimaciones y proyecciones de población de los países de América Latina y el Caribe. Desde 2013 el Observatorio aparece una vez al año.

Bilingual publication (Spanish and English) providing up-to-date estimates and projections of the populations of the Latin American and Caribbean countries. Since 2013, the Observatory appears once a year.

Notas de población

Revista especializada que publica artículos e informes acerca de las investigaciones más recientes sobre la dinámica demográfica en la región. También incluye información sobre actividades científicas y profesionales en el campo de población.

La revista se publica desde 1973 y aparece dos veces al año, en junio y diciembre.

Specialized journal which publishes articles and reports on recent studies of demographic dynamics in the region. Also includes information on scientific and professional activities in the field of population. Published since 1973, the journal appears twice a year in June and December.

Las publicaciones de la CEPAL están disponibles en:
ECLAC Publications are available in:

www.cepal.org/publicaciones

También se pueden adquirir a través de:
They can also be ordered through:

www.un.org/publications

United Nations Publications
PO Box 960
Herndon, VA 20172
USA

Tel. (1-888)254-4286

Fax (1-800)338-4550

Contacto / *Contact:* publications@un.org

Pedidos / *Orders:* order@un.org

Desigualdad e informalidad

Un análisis de cinco experiencias latinoamericanas

VERÓNICA AMARANTE
RODRIGO ARIM

Editores

Desarrollo social

En el presente documento se reflexiona sobre el papel que ha desempeñado el mercado laboral en la disminución de la desigualdad en América Latina durante

la primera década del siglo XXI, poniendo el foco en el vínculo entre el notorio proceso de reducción de la informalidad del empleo y la caída de la desigualdad, hechos que han ocurrido simultáneamente en la región.

Los estudios nacionales que integran el presente volumen confirman que los retornos a la educación cumplen un rol central en la reducción de las brechas que separan el tramo superior de la distribución del resto de los ocupados. Sin embargo, la mayor dinámica de las remuneraciones de los trabajadores que se ubican en el tramo inferior de la distribución se asocia a procesos institucionales vinculados a la creciente formalización del mercado de trabajo. En términos generales, el aumento del registro laboral no solo ha propiciado que un conjunto mayor de trabajadores accedan a beneficios sociales y estén amparados por las instituciones laborales sino que, además, ha ejercido un efecto desconcentrador sobre los ingresos laborales.

Estos resultados nos recuerdan que en el diseño de estrategias tendientes a una mayor igualdad se requiere considerar la formalidad laboral como un canal privilegiado para la acción de las políticas públicas, además de otros espacios, como la educación, tradicional y acertadamente señalada como clave para superar las restricciones al crecimiento y la igualdad.

LIBROS

www.cepal.org

CEPAL

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE (CEPAL)
ECONOMIC COMMISSION FOR LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN (ECLAC)

ISBN 978-92-1-121882-4



9 789211 218824