
estudios estadísticos y prospectivos

Descomponiendo la
desigualdad salarial en América
Latina: ¿Una década de cambios?

Dante Contreras

Sebastián Gallegos



NACIONES UNIDAS



División de Estadística y Proyecciones Económicas

Santiago de Chile, noviembre de 2007

Este documento fue preparado por Dante Contreras y Sebastián Gallegos, del Departamento de Economía de la Universidad de Chile, en el marco de la consultoría encargada por la División de Estadística y Proyecciones Económicas (DEPE) de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), como insumo para el Panorama social de América Latina 2006.

Las opiniones expresadas en este documento, que no ha sido sometido a revisión editorial, son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de la Organización.

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN versión impresa 1680-8770 ISSN versión electrónica 1680-8789

ISBN: 978-92-1-323121-0

LC/L.2789-P

N° de venta: S.OX.II.G.127

Copyright © Naciones Unidas, noviembre de 2007. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

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. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

Índice

Resumen	5
I. Introducción	7
II. Los datos	9
III. Metodología	19
IV. Resultados	23
A. ¿Qué factores contribuyen a explicar la desigualdad?	27
B. Educación I: análisis estático	27
C. Educación II: análisis dinámico	30
D. Las otras causas de la desigualdad salarial	34
E. Acerca del poder explicativo del modelo	36
V. Conclusiones	37
Bibliografía	39
Anexo	41
Cuadro A-1 Sectores Económicos por país, año inicial	43
Cuadro A-2 Sectores Económicos por país, año final	43
Cuadro A-3 Coeficiente de la ecuación de Mincer corregida para cada sector económico	44
Serie estudios estadísticos y prospectivos: números publicados	45

Índice de cuadros

Cuadro 1	Países en la muestra y número total de observaciones	10
Cuadro 2	Estadísticas de ingresos por país	11
Cuadro 3	Variación porcentual de los indicadores de desigualdad.....	14
Cuadro 4	Estadística descriptiva y número de observaciones, por país.....	15
Cuadro 5	Retorno a la escolaridad	24
Cuadro 6	Coefficiente de género, experiencia y sector público, corregidos por sesgo de selección	25
Cuadro 7	Retorno a la escolaridad por ciclo educativo.....	26
Cuadro 8	Desigualdad salarial y la contribución de la escolaridad (2000).....	28
Cuadro 9	Porcentaje del retorno sobre el S_j educación, por ciclo	29
Cuadro 10	Desigualdad salarial y la contribución de la educación	30
Cuadro 11	Contribución de la escolaridad a la dispersión y sus componentes en el tiempo	31
Cuadro 12	Porcentaje del retorno sobre el S_j en el tiempo, por ciclo educacional	33
Cuadro 13	Contribución de los factores explicativos sobre la desigualdad salarial, año inicial	35
Cuadro 14	Contribución de los factores explicativos sobre la desigualdad salarial, año final	35

Índice de gráficos

Gráfico 1	Coefficiente de Gini en América Latina, para la muestra ajustada	13
Gráfico 2	Varianza salarial en América Latina, para la muestra ajustada.....	13
Gráfico 3	América Latina: tasa de participación en la actividad económica, según género y condición de pobreza	16
Gráfico 4	Retorno a la educación en América Latina.....	26

Resumen

El presente trabajo contribuye a explicar los determinantes de la distribución salarial en América Latina durante la década de los noventa. Se usan encuestas de hogares de trece países de la región, previamente homogeneizadas por la CEPAL. El estudio utiliza el modelo básico de descomposición de la varianza de los salarios propuesto por Fields *et. al.* (2002), basado en la estimación de una ecuación de salarios a la Mincer (1974), corregida por sesgo de selección. Esta metodología permite cuantificar el impacto de las diversas variables explicativas en la desigualdad salarial

Los principales resultados indican que, transcurrida una década, la región ha experimentado un fenómeno de convergencia entre países. Tanto los indicadores de desigualdad como los retornos a variables como experiencia y género exhiben un comportamiento más uniforme. En tanto, el retorno a la escolaridad ha permanecido constante. La causa tiene que ver con dos efectos que se contraponen. Por un lado, una baja en el retorno a la educación primaria y secundaria. Por otra parte, un importante aumento en el premio a la educación superior.

La evidencia indica que, en los noventa, ser mujer contribuía a una mayor desigualdad salarial. Dicha contribución es casi nula hacia el final del período examinado. Por último, se concluye que la educación es por lejos el factor más relevante tras la desigualdad salarial en la región. Además, su importancia ha crecido en el tiempo, a pesar de que el poder explicativo del modelo se ha mantenido estable.

I. Introducción

La distribución del ingreso en América Latina se ha caracterizado por sus elevados niveles de desigualdad y persistencia en el tiempo. Diversos informes de organismos internacionales como la CEPAL, Banco Mundial y e Banco Interamericano de Desarrollo (BID) dan cuenta de ello. En efecto, utilizando el coeficiente de Gini para el período comprendido entre 1970 y 1990, América Latina promedia cerca de 10 puntos sobre los niveles de desigualdad de Asia, y alrededor de 20 puntos más respecto a países de Europa del Este y la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) (véase De Ferranti *et al.*, 2003).

Por otro lado, durante la pasada década, la CEPAL (2003:I), caracteriza a la región con un bajo dinamismo en términos de crecimiento económico y una significativa inestabilidad en dichas tasas de crecimiento. Esta situación estaría explicada principalmente por el cambiante entorno internacional. Resultado de aquello es que el año 2002, América Latina registra una reducción del orden del 2% de su producto por habitante respecto del nivel registrado en 1997.

Los bajos niveles de ingreso y elevados niveles de desigualdad que exhibe la región, no sólo tienen efecto sobre el bienestar y estabilidad socio política. En un contexto competitivo, las desigualdades también tendrían efectos negativos en la eficiencia de la economía. En efecto, elevados niveles de desigualdad podrían estar correlacionados con decisiones subóptimas por parte de diversos agentes económicos. Por una parte, los hogares de menores ingresos pueden exhibir menores niveles de inversión en capital humano. Esto limita las oportunidades para una fracción importante de la población, reduciendo las tasas de crecimiento potencial y afectando el nivel de desarrollo.

Por otra parte, escenarios donde la desigualdad es elevada y persistente en el tiempo, pueden tener como consecuencia que los gobiernos se dediquen de forma exclusiva a la reducción de las brechas sociales. Si bien aquella tarea es prioritaria, olvidar políticas económicas en favor de la inversión y el crecimiento afectará las posibilidades de desarrollo y bienestar de la población en el largo plazo.

A pesar de su importancia, la mayoría de los estudios que tratan el problema de la desigualdad en América Latina lo abordan desde una perspectiva más bien descriptiva. De todas formas, existen artículos que tratan de explicar las causas de los cambios en la distribución del ingreso en la región.¹ Sin embargo, son escasos los estudios que examinan los determinantes de la desigualdad utilizando bases de datos comparables y consistentes entre países.

El presente trabajo contribuye a explicar los determinantes de la distribución de los salarios en América Latina utilizando bases de datos comparables para una muestra amplia de países. La información utilizada es provista por la CEPAL. En el estudio se consideran 13 países de la región. Para cada uno de ellos se cuenta con datos del área urbana correspondientes a un año inicial y un año final. Especial énfasis se ha puesto en la preparación de los datos utilizados en el estudio. Los datos son recolectados de fuentes oficiales de cada país con criterios de muestreo y selección aprobados técnicamente. Posteriormente, la CEPAL se encarga de homogeneizar definiciones, agrupaciones de variables y muestras de tal modo que el análisis posterior sea comparable.

En una primera etapa se estima una ecuación de salarios corregida por sesgo de selección. Este procedimiento entrega resultados acerca del retorno de la educación, y además del comportamiento de otras variables incluidas en la estimación, como género y experiencia. Los resultados de género permiten examinar la brecha salarial y su evolución durante la última década en América Latina. Adicionalmente, se estiman los retornos a la escolaridad por ciclo educacional (educación primaria, secundaria y superior). Dicha estimación permite examinar los cambios en los retornos de los distintos ciclos a través del tiempo y entre países.

Luego, siguiendo la metodología de Fields (2002), este artículo utiliza el modelo básico de descomposición de varianza del logaritmo de los ingresos del trabajo. Esto permite evaluar el impacto de cada variable explicativa incluida en el modelo sobre la dispersión salarial. Específicamente, se realiza esta aplicación en cada país en un año de inicio cercano a 1990 y otra en torno al año 2000.

¹ Un ejemplo es el estudio de Ganuza *et al.* (2001), que presenta un análisis basado en microsimulaciones para América Latina. En tanto, Contreras (1996, 2002) para Chile; Contreras y Galván (2003) para Bolivia; Gindling y Trejos (2003) para Costa Rica, y De Hoyos (2006) para México, utilizan la metodología de descomposición de varianza propuesta por Fields (2002).

II. Los datos

La información utilizada en este informe es provista por la CEPAL. Dicha información corresponde a estadísticas oficiales de cada uno de los países considerados en el análisis. Las bases de datos fueron previamente examinadas por la CEPAL. En el estudio se consideran trece países de la región. Para cada uno de ellos se cuenta con datos del área urbana correspondientes a una década aproximadamente. Dado que las bases son oficiales, éstas no siempre corresponden a un año común de inicio o término. De este modo, se seleccionaron base de datos correspondientes al año inicial más cercano a 1990, mientras que la elección del año final se sitúa en torno al año 2000.

En el cuadro 1 se presentan los países, los años y el número total de observaciones² para los que se tienen datos disponibles.

Para examinar los determinantes de la desigualdad salarial, en cada país se adoptan una serie criterios que permitan seleccionar una muestra homogénea al interior de los países y que sea comparable entre naciones. En efecto, se seleccionan observaciones de tal forma de analizar el comportamiento de la desigualdad en el mercado laboral para los trabajadores asalariados. Esta decisión excluye el sector informal, cuya importancia relativa varía significativamente entre países. Sin embargo, dado su alta heterogeneidad, se ha decidido focalizar el análisis sólo en el sector formal de la economía. La muestra considera trabajadores en zonas urbanas asalariados que trabajen como empleados u obreros. Siguiendo las definiciones más comúnmente usadas en América Latina, se incluyen en la muestra trabajadores cuya edad

² Este es el número total de observaciones de cada base de datos, es decir, antes de cualquier ajuste por criterios de selección de muestra.

fluctúe entre 14 y 65 años. Por otra parte, para evitar sesgos por consideraciones relativas al ciclo de vida, trabajos parciales y otros factores se examinan aquellos trabajadores asalariados bajo un esquema de “jornada completa”, es decir, que trabajen entre 20 y 80 horas a la semana.

CUADRO 1
PAÍSES EN LA MUESTRA Y NÚMERO TOTAL DE OBSERVACIONES
(En número de observaciones)

País	Año Inicial		Año Final	
	Argentina ^a	1997	11 418	2004
Bolivia ^b	1989	26 820	2002	7 673
Brasil	1990	237 112	2003	329 726
Chile	1990	75 999	2003	170 316
Colombia	1990	68 546	2002	488 692
Costa Rica	1990	13 384	2002	18 360
El Salvador	1995	21 793	2001	30 717
Guatemala	1989	13 401	2002	7 056
Honduras	1990	21 635	2002	56 378
México	1989	34 243	2004	62 440
Nicaragua	1993	13 614	2001	12 055
Panamá	1991	21 053	2002	28 908
Uruguay	1990	31 320	2002	56 337

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

^a Gran Buenos Aires.

^b Ocho ciudades principales más El Alto.

Por tanto, la estadística descriptiva que se presenta a continuación se elabora una vez que se han filtrado los datos de acuerdo a los criterios antes mencionados.

En el cuadro 2 se presentan estadísticas acerca del ingreso para el año inicial y final correspondientes a cada uno de los países de la muestra. Las columnas de “ingreso” se presenta la media del ingreso per capita del hogar y la media de los ingresos provenientes del trabajo, respectivamente. Como es de esperar, ambas medidas presentan una significativa variación entre países. Sin embargo, en general, sólo se observan cambios moderados a lo largo de la década. Si América Latina hubiera experimentado un crecimiento sostenido, entonces habríamos observado mejoras importantes en términos de ingreso. Una limitante al crecimiento en la región tiene que ver con el complejo escenario internacional que debieron soportar los países de la región hacia fines de los noventa (CEPAL, 2002).³ Chile y Costa Rica (Gindling y Trejos, 2003), son los países que vieron crecer de manera más importante sus niveles de bienestar, mientras Argentina, Honduras y Nicaragua sufren importantes caídas en sus ingresos.

En este cuadro 2 se presentan también dos indicadores de desigualdad, como la varianza del logaritmo del salario por hora.⁴ A pesar de que este estudio se centra en la dispersión salarial, es de interés mantener cierta noción acerca de posibles diferencias entre la distribución de los ingresos del hogar y los propios de los asalariados. Por esta razón, se presentatambién el coeficiente de Gini, elaborado sobre el ingreso *per capita* del hogar. Sin embargo, antes de discutir los niveles y cambios en la desigualdad, es importante mencionar que ambas medidas no necesariamente

³ Hacia 1997, el crecimiento de la región registró el mejor desempeño económico de las últimas dos décadas. Sin embargo, la capacidad de respuesta de las economías latinoamericanas al deterioro de las condiciones financieras y el menor dinamismo de la economía de EE.UU. fue limitada. Como resultado, el PIB correspondiente al año 2002 se ubicó por debajo del registrado el año 1997, completando “media década pérdida”

⁴ Esta variable se obtiene del cociente entre el salario y la cantidad de horas trabajadas; y la posterior aplicación de logaritmo.

corresponden a las estadísticas oficiales. Los indicadores que aquí se presentan son calculados para la muestra sujeta a los criterios de selección antes señalados.

Además, corresponde considerar algunos alcances en relación a potenciales diferencias entre estos indicadores. En efecto, el coeficiente de Gini podría exhibir niveles de desigualdad significativamente distintos a los de la distribución de los ingresos salariales. Por una parte, los hogares de menores recursos tienen típicamente un mayor tamaño, entendido como número de habitantes por hogar; una mayor tasa de desempleo y menor participación laboral femenina. Por otra parte, en términos dinámicos, existen efectos que operan en sentido inverso. Por ejemplo, el avance de la transición demográfica debiera morigerar la cantidad de hogares numerosos, en especial entre los más pobres. Además, y como se profundiza más adelante, existe evidencia de una mayor participación de la mujer en el mercado laboral en el tiempo, y también de un incremento los niveles de escolaridad en la región. Por lo tanto, diferencias entre el coeficiente de Gini y la varianza de los ingresos son, en parte, reflejo de la interacción de distintos efectos a través del tiempo y de las condiciones idiosincráticas de cada país.

CUADRO 2
ESTADÍSTICAS DE INGRESOS POR PAÍS

País	Ingresos				Indicadores			
	<i>Per capita</i>		Del trabajo		Varianza de LnW ^a		Coeficiente Gini	
	Año Inicial	Año Final	Año Inicial	Año Final	Inicial	Final	Inicial	Final
Argentina	992	752	1 308	967	0,44	0,43	0,46	0,47
Bolivia	743	875	1 465	1 589	0,76	0,83	0,52	0,54
Brasil ^b	Pendiente	628	Pendiente	740	1,08	0,73 ^c	0,57	0,54 ^c
Chile	142 638	184 806	226 127	279 028	0,60	0,58	0,50	0,50
Colombia	466 154	457 903	639 924	683 570	0,84	0,60 ^c	0,50	0,52
Costa Rica	83 763	119 473	162 689	204 814	0,42	0,49 ^c	0,38	0,42 ^c
El Salvador	1 241	1 475	2 153	2 647	0,48	0,78 ^c	0,39	0,43 ^c
Guatemala	1 388	1 657	2 025	2 638	0,72	0,71	0,53	0,47 ^c
Honduras	2 489	2 195	5 304	3 946	0,72	0,73	0,51	0,50
México	3 017	3 844	4 630	5 831	0,69	0,73	0,48	0,46
Nicaragua	1 139	1 125	2 493	2 240	0,56	0,60	0,48	0,49
Panamá	251	349	447	609	0,52	0,56	0,47	0,46
Uruguay	5 086	5 729	6 203	7 330	0,48	0,65 ^c	0,40	0,41

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Notas: Se consideran deflatores de ingreso proveídos por la CEPAL, para efectos de comparación entre año inicial y año final. Los ingresos para cada país están expresados en la moneda local.

^a Natural Logarithm of natural wage per hour (LnW) = Logaritmo natural del salario por hora.

^b En 1994, Brasil cambió su moneda: del cruzeiro al real. La relación fue de 2.750:1, la que correspondía aproximadamente al tipo de cambio del cruzeiro frente al dólar en aquel entonces.

^c Las diferencias entre ambos años es significativa, de acuerdo a la aplicación de la técnica estadística de estimación de parámetros "bootstrap" con intervalos al 95% de confianza y 100 iteraciones.

Los resultados indican que la distribución de los ingresos en la región se mantiene estable y desigual luego de una década. Del cuadro 2, se desprende que la varianza de los ingresos laborales y el coeficiente de Gini permanecen en torno a 0.64 y 0.48 en promedio, respectivamente. Además, de la muestra de trece países, sólo cinco (para la varianza salarial) y cuatro (para el coeficiente de Gini) muestran variaciones significativas en relación a su distribución de ingresos. Sin embargo, la tendencia indica que los niveles de desigualdad presentan hoy un comportamiento más homogéneo entre países de la región. En efecto, la desviación estándar para el Gini disminuye (levemente) de 0.05 a 0.04, mientras para Var(LnW) cae de 0.19 a 0.12.

Los gráficos 1 y 2 presentan el comportamiento de ambas medidas de desigualdad en el tiempo. El coeficiente de Gini se exhibe en el gráfico 1, mientras que la varianza del logaritmo de los ingresos salariales se presenta en el gráfico 2. En ambos gráficos el eje horizontal incluye el indicador para el año inicial, mientras el eje vertical representa las medidas respectivamente para el año final. Por tanto, todos aquellos países que se encuentren por encima (debajo) de la diagonal de 45° empeoran (mejoran) sus indicadores de desigualdad al cabo de diez años. Los países con asterisco (*), son aquellos que presentan diferencias estadísticamente significativas en los indicadores en el tiempo.

Del gráfico 1 es posible distinguir que, hacia el año 2000, la región mantiene altos niveles de desigualdad en el ingreso *per capita* del hogar (a nivel de trabajadores asalariados). De hecho, se puede apreciar que los países se concentran en torno al rango 0,40 y 0,55, coeficientes relativamente elevados respecto a estándares internacionales.⁵ Una situación similar se advierte cuando se considera la varianza salarial (gráfico 2). En este caso, los valores fluctúan entre 0,43 y 0,85, mientras que para una muestra de países desarrollados este coeficiente entrega un valor promedio de alrededor de 0,20 (Bertola *et al.*, 2001).⁶

De ambos gráficos, es posible conocer también cuáles países son los más desiguales actualmente. De acuerdo al coeficiente de Gini, destacan con la mayor desigualdad Bolivia, Brasil y Colombia. Por otra parte, considerando la varianza de los ingresos laborales, se repiten los dos primeros, y además se agrega El Salvador. En tanto, Costa Rica aparece con los niveles más bajos de desigualdad en el ingreso *per capita* del hogar, junto con Uruguay; y también con la menor dispersión salarial, junto con Argentina.

Adicionalmente, ambos gráficos entregan información acerca de los cambios en las medidas de desigualdad en el tiempo. Es decir, es posible identificar las tendencias que describen ambos indicadores por país. Conviene recordar que, en promedio, tanto el coeficiente de Gini como la varianza salarial se han mantenido estables para los asalariados luego de diez años, con diferencias significativas sólo para un número reducido de países. Cuando se abren los resultados por naciones, se puede distinguir un grupo de países que empeoró su distribución de ingreso *per capita* del hogar. Este grupo está conformado por Bolivia, Colombia, Nicaragua, Argentina, Uruguay, El Salvador y Costa Rica, ubicados por sobre la diagonal de 45° en el gráfico 1. Sólo en estos dos últimos países la variación es relevante estadísticamente. Chile se encuentra justo sobre dicha diagonal, es decir, su distribución del ingreso *per capita* se mantiene inalterada. Mientras, los países que mejoran su indicador de Gini corresponden a Brasil, Guatemala, Honduras, México, y Panamá. En este caso, sólo los dos primeros presentan variaciones significativas en el indicador.

Un ejercicio análogo para el gráfico 2 encuentra que se repiten Bolivia, Nicaragua, Uruguay, El Salvador y Costa Rica, en el conjunto de naciones que ve deteriorada su distribución de ingresos (en este caso, en la distribución de los ingresos laborales). Nuevamente, son estos dos últimos países los que presentan diferencias significativas, además de Uruguay. Se agregan también a este grupo otras naciones, como México y Panamá. Además de Chile, otros países mantienen estable la varianza salarial. Éstos son Guatemala, Honduras y Argentina. En tanto, países que mejoran la distribución de sus salarios son Brasil y Colombia. Notar que dichas mejoras son significativas para ambos países.

A simple vista, parecen existir concordancia en las tendencias que describen los indicadores de desigualdad en el tiempo. Por ejemplo, para Bolivia, Brasil, y Costa Rica las dos medidas de desigualdad se mueven en la misma dirección luego de diez años.

⁵ En De Ferranti *et al.* (2003) se muestra que el coeficiente de Gini para Asia y países de Europa del Este es de aproximadamente 0,35 y 0,30 en promedio.

⁶ De acuerdo a una muestra que considera doce países: Reino Unido, Estados Unidos, España, Canadá, Francia, Alemania, Holanda, Finlandia, Austria, Suecia, Noruega y Dinamarca.

GRÁFICO 1
COEFICIENTE DE GINI EN AMÉRICA LATINA PARA LA MUESTRA AJUSTADA

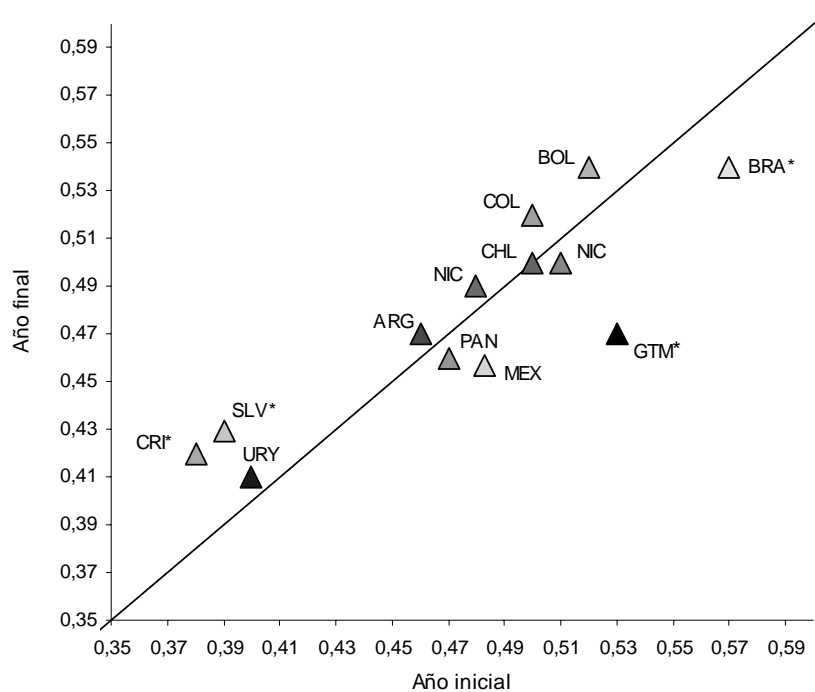
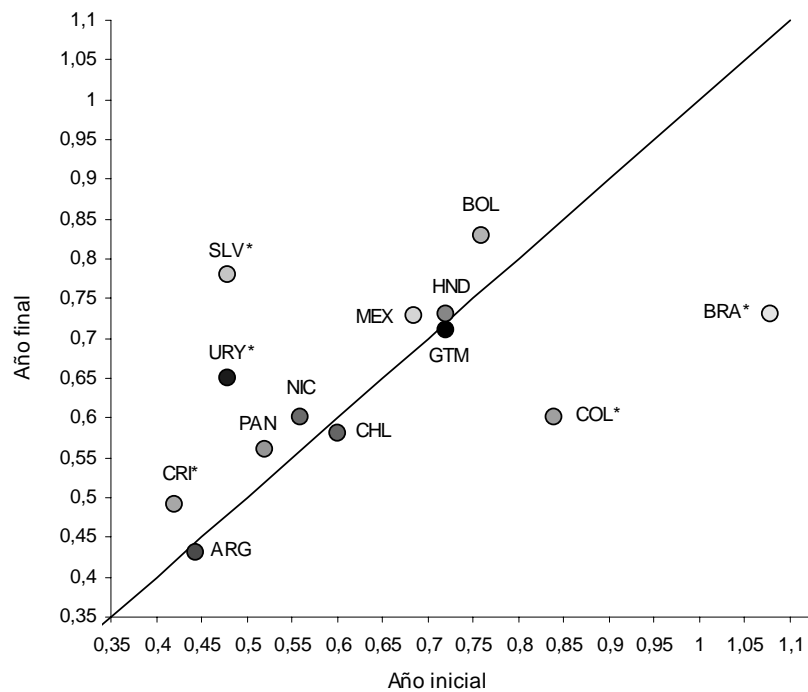


GRÁFICO 2
VARIANZA SALARIAL EN AMÉRICA LATINA PARA LA MUESTRA AJUSTADA



Fuente para gráficos 1 y 2: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

* Países que presentan diferencias estadísticamente significativas en los indicadores en el tiempo.

Para profundizar en este aspecto, el cuadro 3 entrega información acerca de la variación porcentual de ambos indicadores entre el año final y el año inicial de estudio. Es importante remarcar que se busca establecer concordancia en relación a tendencias. Sin embargo, hay situaciones en que la variación porcentual implica una diferencia estadísticamente significativa.

CUADRO 3
VARIACIÓN PORCENTUAL DE LOS INDICADORES DE DESIGUALDAD
(En porcentajes)

País	Δ Variación (LnW) ^a	País	Δ Gini
El Salvador	63 ^b	Costa Rica	11 ^b
Uruguay	37 ^b	El Salvador	10 ^b
Costa Rica	15 ^b	Bolivia	5
Bolivia	9	Uruguay	4
Nicaragua	8	Nicaragua	4
Panamá	7	Colombia	2
México	6	Argentina	1
Honduras	2	Chile	0
Guatemala	-1	Panamá	-2
Argentina	-2	Honduras	-2
Chile	-4	México	-5
Colombia	-29 ^b	Brasil	-5 ^b
Brasil	-33 ^b	Guatemala	-10 ^b

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

^a Natural Logarithm of natural wage per hour (LnW) = Logaritmo natural del salario por hora.

^b La variación porcentual implica una diferencia estadísticamente significativa.

Naciones como Panamá y México muestran una baja en la dispersión de los ingresos del hogar, a pesar de que la varianza de los ingresos salariales se incrementa. En cambio, Argentina y Colombia exhiben mayores niveles de igualdad en la distribución de los salarios, pero un comportamiento más asimétrico en relación al coeficiente de Gini. Una hipótesis que explicaría estos hallazgos, es que tras estos comportamientos dispares en los indicadores de dispersión, están el acceso a educación, participación femenina y tamaño del hogar, además de diferencias propias de cada país.

Uruguay experimenta un incremento en la dispersión de sus ingresos del trabajo. En este país el Gini se mueve en la misma dirección de la desigualdad salarial. Es interesante notar que Costa Rica muestra un comportamiento muy similar al de Uruguay. Es decir, los países más igualitarios de América Latina presentan un aumento de la desigualdad en dos dimensiones: ingresos para los asalariados e ingreso *per capita* del hogar. Otros ejemplos de países que sufren un incremento en ambos indicadores de desigualdad son El Salvador, Bolivia y Nicaragua, como se desprendía del análisis gráfico.

Además de Argentina, Chile y Honduras son los países que muestran la menor variación considerando las dos medidas de desigualdad. El primero exhibe un coeficiente de Gini que permanece en 0,50 al cabo de diez años, además de una pequeña mejora respecto a la distribución de los salarios. En tanto, Honduras muestra cambios menores en ambos indicadores.

Por último, Guatemala (levemente) y Brasil se distinguen como países que mejoran ambos índices de desigualdad. En éste último país, los decrementos en los niveles de desigualdad son los más importantes de la región. Es interesante notar que, a la inversa de lo que sucedía en países como Uruguay y Costa Rica, son las naciones con los mayores niveles de desigualdad hace diez años las que destacan con mejoras en términos de dispersión de los ingresos (y que además son estadísticamente significativas).

Eso último es consistente con la disminución en la desviación estándar de los indicadores señalada anteriormente. Estos resultados refuerzan la noción de que, luego de una década, los niveles de dispersión de los ingresos de la región tienden a converger; países con los mayores (menores) niveles de desigualdad exhiben un decremento (incremento) en los indicadores mencionados.

Finalmente, se puede mencionar que la relación entre cambios en los niveles de ingresos e indicadores de desigualdad no sigue un patrón definido. Aún así, la correlación entre cambios porcentuales de los ingresos y cambios porcentuales de las medidas de desigualdad, aunque moderada, es positiva.⁷

CUADRO 4
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA Y NÚMERO DE OBSERVACIONES POR PAÍS

País	Escolaridad	Experiencia ^a	Mujer ^b (%)	Sector Público ^c (%)	Tamaño ^d	Observaciones ^e
Año inicial:						
Argentina	10,6	19,4	36	Nd	4,1	2 726
Bolivia	10,8	16,4	28	Nd	5,2	3 729
Brasil	6,9	17,7	39	Nd	4,8	66 515
Chile	11,2	17,4	32	Nd	4,7	14 120
Colombia	9,3	17,1	37	16	5,1	15 361
Costa Rica	9,6	16,9	34	37	4,9	3 119
El Salvador	9,2	16,2	36	Nd	5,0	4 137
Guatemala	7,0	17,5	36	22	5,6	4 111
Honduras	7,6	17,0	30	25	5,9	4 117
México	8,5	17,7	31	Nd	5,6	8 218
Nicaragua	7,8	17,3	35	Nd	6,0	1 814
Panamá	11,0	18,2	40	39	5,0	4 029
Uruguay	8,9	22,1	41	31	4,1	7 956
Promedio	9,1	17,8	35	28	5,1	
Desviación estándar	1,5	1,5	4	9	0,6	
Año final:						
Argentina	11,0	19,6	40	Nd	4,0	4 554
Bolivia	10,9	16,5	32	Nd	4,9	1 141
Brasil	8,8	17,7	38	Nd	4,0	81 851
Chile	12,0	19,1	35	15	4,3	34 672
Colombia	11,2	17,1	43	17	4,6	83 510
Costa Rica	10,3	18,1	37	27	4,5	4 544
El Salvador	9,9	16,7	36	Nd	4,7	5 437
Guatemala	9,5	13,7	38	14	5,2	1 588
Honduras	8,6	15,7	39	18	5,3	10 420
México	10,1	18,2	38	Nd	4,7	18 373
Nicaragua	7,8	17,3	35	Nd	6,0	2 228
Panamá	11,9	18,3	39	31	4,5	6 819
Uruguay	10,2	22,3	44	27	3,9	14 109
Promedio	10,2	17,7	38	21	4,7	
Desviación estándar	1,3	2,1	3	7	0,6	

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Nota: Nd = no disponible.

^a Se refiere a experiencia potencial.

^b Se refiere al porcentaje de mujeres sobre el total de empleados y obreros en el mercado laboral formal.

^c Se refiere al porcentaje sobre el total de empleados y obreros que trabaja en el sector público.

^d Se refiere al número de personas que habitan en el hogar.

^e Se refiere al número de observaciones disponible una vez que la muestra ha sido ajustada.

⁷ Los valores fluctúan entre 0.16 y 0.27.

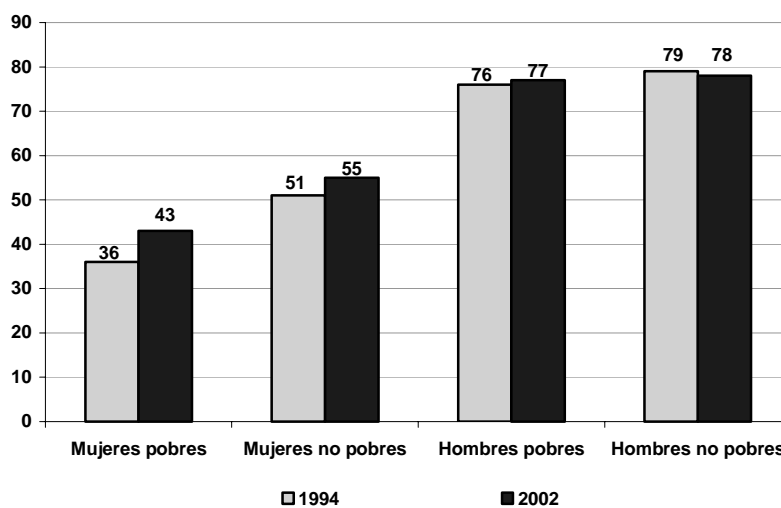
El cuadro 4 presenta estadística descriptiva para otras variables relevantes, además del número de observaciones disponible para la muestra ajustada. Los niveles de escolaridad,⁸ crecen en todos los países, aunque levemente en promedio. Luego de una década, la región experimenta un incremento de 9 a 10 años de escolaridad aprobados. Un importante avance en materia educativa se observa en Brasil, Colombia y Guatemala, con un aumento de 2 años de estudios aprobados aproximadamente.

En promedio, la experiencia potencial, definida como edad —años de estudio— edad de admisión al primer grado de educación básica,⁹ no ha sufrido cambios significativos durante estos diez años (18 años para año inicial y final). Por otra parte, con la salvedad de Guatemala, el número de personas en el hogar experimenta una caída en todos los países bajo análisis. Este hecho es consistente con la transición demográfica que vive la región. De acuerdo a la clasificación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE), Brasil, Argentina, Chile y Costa Rica son los países donde dicha transición manifiesta mayor avance.

Para el año 2050, se estima que la proporción de personas mayores de 60 años se triplicará en relación al año 2000. Este resultado es importante en términos de dos efectos potenciales que observaremos en la región. Primero, importantes flujos migratorios. Segundo, cambios en los mercados laborales (CEPAL, 2005).

La participación de la mujer en el mercado laboral ha aumentado de forma marcada en América Latina. El gráfico 3 muestra que, a pesar de que los hombres tienen tasas participación laboral más altas que las mujeres, ellas la han incrementado a un ritmo mayor durante los años noventa.

GRÁFICO 3
AMÉRICA LATINA: TASA DE PARTICIPACIÓN EN LA ACTIVIDAD ECONÓMICA,
SEGÚN GÉNERO Y CONDICIÓN DE POBREZA
(En porcentajes)



Fuente: Panorama social 2002-2003, capítulo III, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), 2004.

Notas: Cifras en porcentajes sobre la población total de 15 años y más. Se considera un promedio sobre la base de 14 países de la región: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay y Uruguay.

⁸ Medida como años de estudio aprobados.

⁹ La edad de admisión al primer grado de educación básica (o primaria) fluctúa entre los 6 y 7 años, dependiendo del país en cuestión.

Las mujeres clasificadas como pobres aumentaron su participación en 7 puntos porcentuales, mientras las mujeres no pobres exhiben un incremento de 4 puntos. Para los varones, la tasa de participación se ha mantenido relativamente estable, independiente de su condición de pobreza (CEPAL, 2004). Estas cifras son consistentes con la información que entrega el cuadro 4. Luego de diez años, la proporción de mujeres percibe un salario respecto al número total de mujeres en edad de trabajar, aumenta a cerca del 40%. Honduras y Colombia son los países que exhiben los incrementos más importantes. Esta mayor participación de la mujer en el mercado del trabajo puede ser explicado por cambios culturales favorables a la mujer y su integración en actividades económicas.

En términos de bienestar, un segundo ingreso en el hogar puede tener efectos importantes en los recursos del hogar y en pobreza. Por último, la mayor incorporación de la mujer al mundo del trabajo, puede modificar los indicadores de desigualdad. Las estimaciones que se realizan a continuación permiten entender ciertas consecuencias del incremento de la participación de la mujer en América Latina.

Finalmente, la participación de los trabajadores en el sector público ha caído para los países con información disponible, desde un 28% a un 21%. En particular, la disminución más significativa se observa en Costa Rica, Guatemala y Panamá. Parte de la explicación de esta caída tiene que ver con reformas estructurales que apuntan a la privatización de actividades tradicionalmente públicas.

Por último, en el anexo se presenta información relativa a los sectores de actividad económica. Éstos corresponden a industria, construcción, comercio, transporte, establecimientos financieros, servicios y administración pública y defensa.¹⁰ Además, se agrupan en una categoría los sectores de agricultura, minería y suministro de electricidad, gas y agua; y en otras actividades se reúnen enseñanza, hogares privados con servicio doméstico, organizaciones y órganos extraterritoriales.¹¹ De los cuadros A-1 y A-2 del anexo se observa que la participación de cada rama de actividad se mantiene relativamente estable al cabo de 10 años. Los sectores de agricultura, construcción, transporte y establecimientos financieros han permanecido casi sin variación. En tanto, entre los sectores de mayor peso, comercio ha incrementado su participación sobre el total en un 5%, mientras el sector de industria cae moderadamente.

¹⁰ Se seleccionan estos sectores de actividad porque son homogéneos a la gran mayoría de los países de la muestra.

¹¹ Estas dos categorías se agrupan de esta forma porque cada una de las actividades que las componen tienen muy poco peso dentro del total, y son poco comunes en las bases de datos.

III. Metodología

La metodología para medir qué variables explican la desigualdad salarial se basa en el modelo teórico de Mincer (1974). En este modelo de capital humano se estima una ecuación de salarios semilogarítmica, donde la variable dependiente se define como el logaritmo del salario por hora de una persona. El conjunto de variables explicativas considera sus años de educación, de su experiencia laboral y de su experiencia laboral al cuadrado. Dado que no contamos con experiencia efectiva, en nuestra especificación se aproxima a través de la experiencia potencial. Se incluyen también variables *dummies*, que permiten controlar por las diferencias generadas producto de trabajar en distintos sectores económicos.¹² El sector de industria se elige como sector referencial, porque absorbe una cantidad importante de trabajadores del mercado laboral formal en todos los países de la región. Además, cuando los datos lo permiten, se agrega una variable dicotómica de acuerdo a si se está ocupado en el sector público.¹³

La ecuación a estimar puede ser escrita de la siguiente forma:

$$[1] \quad \ln W = \sum_{j=1}^{J+2} \beta_j * z_j = b' Z$$

En que los β_j corresponden a parámetros y los z_j son las variables explicativas incluidas en la ecuación [1]. La descomposición para medir qué variables explican la desigualdad salarial se realiza a partir de [1].

¹² Basado en el supuesto de que el mercado del trabajo se encuentra en competencia y a los trabajadores se les paga un salario igual al valor de su producto marginal, que depende de sus características propias (observables y medibles). Sin embargo, hay que notar que el modelo no considera otras variables (no observables) que también influyen en el salario que reciben las personas, como su inteligencia, preferencias, etc.

¹³ Se cuenta con esta información sólo para siete países del total de catorce naciones de la muestra.

La varianza del logaritmo del salario por hora se utiliza posteriormente como medida de desigualdad.

Luego, de acuerdo al Teorema de Mood, Graybill y Boes (1974),¹⁴ se tiene que:

$$\text{Cov}(\sum_{j=1}^{J+2} \beta_j * z_j, \text{Lnw}) = \sum_{j=1}^{J+2} \text{Cov}(\beta_j * z_j, \text{Lnw})$$

Debido a que el lado izquierdo de la ecuación anterior corresponde a la covarianza de Lnw consigo misma, ésta es la varianza de Lnw; entonces:

$$[2] \quad \sigma^2(\text{Lnw}) = \sum_{j=1}^{J+2} \text{Cov}(\beta_j * z_j, \text{Lnw})$$

Si se divide la ecuación anterior por $\sigma^2(\text{Lnw})$, se obtiene la siguiente expresión:

$$100\% = \frac{\sum_{j=1}^{J+2} \text{Cov}(\beta_j * Z_j, \text{Lnw})}{\sigma^2(\text{Lnw})} = \sum_{j=1}^{J+2} S_j$$

En que cada S_j está dado por: $S_j = \text{Cov}(\beta_j * z_j, \text{Lnw}) / \sigma^2(\text{Lnw})$

Usando la propiedad de que: $\text{Corr}(\beta_j * Z_j, \text{Lnw}) = \text{Cov}(\beta_j * Z_j, \text{Lnw}) / (\sigma_{\beta_j z_j} * \sigma_{\text{Lnw}})$

Y combinando las últimas expresiones, tenemos que:

$$[3] \quad S_j = \text{Cov}(\beta_j * Z_j, \text{Lnw}) / \sigma^2(\text{Lnw}) = \frac{\beta_j * \sigma(Z_j) * \text{Corr}(Z_j, \text{Lnw})}{\sigma(\text{Lnw})}$$

Por lo tanto:

$$[4] \quad 100\% = \sum S_j(\text{Lnw})$$

En que S_j representa la proporción en que cada factor (variable independiente de la regresión) explica la desigualdad (varianza) del logaritmo de los salarios en un momento del tiempo.¹⁵

La expresión (3) es útil ya que permite ver que cada factor se puede descomponer de cierta forma intuitiva. Por ejemplo, si los años de educación explican una gran proporción de la desigualdad de los salarios, puede ser resultado de: (i) un alto coeficiente de la educación en la regresión del logaritmo de los salarios, (ii) una alta desviación estándar de los años de educación, (iii) una alta correlación entre la educación y los salarios.¹⁶

En caso de que la desigualdad haya aumentado entre dos puntos del tiempo, es decir, que la varianza del logaritmo de los salarios haya aumentado, se deben identificar aquellos factores explicativos cuya contribución a la varianza del logaritmo de los salarios aumentó. Por definición,

¹⁴ Dicho teorema plantea lo siguiente. Sean $Z_1 \dots Z_j$ y $Y_1 \dots Y_m$ dos conjuntos de variables aleatorias y $a_1 \dots a_j$ y $b_1 \dots b_m$ dos conjuntos de constantes. Entonces, $\text{cov}[\sum a_j Z_j; \sum b_m Y_m] = \sum \sum a_j b_m \text{cov}[Z_j, Y_m]$. Aplicando el teorema en el contexto de una sola variable aleatoria $Y = \sum a_j Z_j$, se tiene: $\text{cov}[\sum a_j Z_j; Y] = \sum \text{cov}[a_j Z_j; Y]$ (véase demostración en Mood, Graybill, Boes, 1974).

¹⁵ En este modelo, si una variable (Z) es incluida en términos lineales y cuadráticos, el S_j correspondiente a la variable "genérica" "Z" está determinado por el efecto conjunto de las variables Z y Z², el cual se obtiene de la suma de los S_j de cada una de ellas. A su vez, para el caso de incluir en la ecuación de salarios una variable genérica como "industria" compuesta por una suma de variables *dummies* para los sectores (Ind1, Ind2, etc.) con la simple suma de los S_j de cada uno de ellos se obtiene una buena medida de la importancia relativa de la "industria" en el nivel de la desigualdad.

¹⁶ En relación a los puntos (i) y (iii) si bien se sabe que la correlación de las variables explicativas con la variable dependiente (logaritmo del salario por hora) está estrechamente relacionada con el coeficiente de la estimación para cada una de las variables, éstos no tienen por qué moverse igual. Específicamente, en la definición del coeficiente de la educación en la regresión de los salarios interviene la covarianza de la variable años de educación con el logaritmo de los salarios (que a su vez se relaciona con la correlación entre estas variables) y la varianza de la variable años de educación. Por lo tanto, entre dos puntos del tiempo, podría producirse una variación del coeficiente de la educación en la regresión como resultado de diversas combinaciones de variaciones de las variables involucradas. Por ejemplo, se puede producir un aumento del coeficiente de la educación, manteniéndose constante la correlación entre los años de educación y el logaritmo de los salarios y disminuyendo la varianza de los años de educación.

esos factores son los que contribuyeron positivamente al aumento de la desigualdad. En el caso de una disminución de la desigualdad, se debe observar aquellos factores cuya contribución a la varianza del logaritmo de los salarios haya disminuido. Los que presenten la mayor disminución (en valor absoluto) y aquéllos con el porcentaje de contribución a la desigualdad más grande son interpretados como aquellos que más contribuyen a la disminución de la desigualdad.

IV. Resultados

Esta sección presenta, primero, la estimación de la ecuación de salarios a la Mincer (1974), corregida por sesgo de selección.¹⁷ Para ello se utiliza el método de Máxima Verosimilitud de Heckman.

En la ecuación [1] el coeficiente β_1 mide el premio o retorno promedio a la educación, es decir, el incremento en los ingresos producido por un año adicional de estudio. El retorno a la experiencia se presume positivo, pero decreciente a mayores niveles de experiencia, con lo cual es de esperar que $\beta_2 > 0$ y $\beta_3 < 0$. Finalmente, e_i corresponde al término de error aleatorio.

Además, debido a la importancia que tiene la culminación de un ciclo educacional, se considera también un modelo que permite estimar los retornos por nivel educativo aprobado, y no solamente por años simples. Esta especificación corresponde a:

$$[5] \quad \ln W = \sum_{j=1}^{J+2} \phi_j * z_j = \Phi' Z$$

Este modelo es análogo a [1] con la salvedad de que se incluye ahora un z_2 equivalente a D_2 (Esc-Prim), y un z_3 que corresponde a D_3 (Esc-Sec). La variable Prim equivale a la duración del ciclo primario, mientras que la variable Sec corresponde a la duración total de los ciclos primario y secundario. En tanto, D_2 y D_3 son variables dicotómicas que toman el valor = 1 si los años de escolaridad son mayores a la duración del ciclo primario, y a la duración del ciclo secundario, respectivamente. De acuerdo a lo anterior, el retorno a la

¹⁷ Todos los resultados de las estimaciones se obtienen usando la matriz de White para obtener errores estándares robustos en los parámetros. Las estimaciones controlan por los factores de expansión respectivos a cada encuesta.

educación primaria está dado por φ_1 y el retorno al ciclo secundario se obtiene de sumar φ_1 y φ_2 . Para la educación terciaria, el retorno equivale a la suma de φ_1 , φ_2 y φ_3 .

El cuadro 5 muestra los resultados para el retorno a la escolaridad una vez que el modelo fue corregido por sesgo de selección. Se presentan los retornos promedio a la educación para cada país y para el promedio de la región en su año inicial y final. Es importante destacar que todos los retornos son estadísticamente significativos. Los resultados muestran que el retorno de un año adicional de escolaridad en América Latina se sitúa en el orden del 14%. Es decir, el mismo valor que hace diez años. Se puede apreciar que, entre países tampoco se producen variaciones importantes, exceptuando el caso de Colombia (una caída de 4 puntos porcentuales).

CUADRO 5
RETORNO A LA ESCOLARIDAD

País	Año Inicial	Año Final	Dif ^a
Argentina	0,12	0,11	-
Bolivia	0,12	0,14	+
Brasil	0,19	0,17	-
Chile	0,16	0,18	+
Colombia	0,15	0,11	-
Costa Rica	0,11	0,13	+
El Salvador	0,10	0,10	0
Guatemala	0,13	0,15	+
Honduras	0,15	0,14	-
México	0,13	0,13	0
Nicaragua	0,14	0,14	0
Panamá	0,14	0,14	0
Uruguay	0,12	0,12	0
Promedio	0,14	0,14	+
Desviación estándar	0,02	0,02	-

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Nota: Todos los coeficientes son significativos al 1%.

^a Se refiere al signo de la resta del retorno del año final e inicial.

El cuadro 6 muestra los coeficientes para las variables asociadas al género, experiencia potencial y sector público. Cada uno de los coeficientes presentado es estadísticamente significativo al 1% en la estimación para el año correspondiente. En el mismo cuadro se presentan además de las diferencias entre los coeficientes luego de la década. Éstas se obtienen de la resta entre el parámetro correspondiente al año final y el año inicial. Así, para el caso de género, una diferencia negativa (positiva) implica que la brecha aumentó (disminuyó) luego de una década. Conviene señalar que la interpretación de las diferencias tiene que ver esencialmente con ilustrar tendencias, no necesariamente significancia estadística.

Para todos los países considerados en la muestra, las mujeres perciben menores ingresos salariales que los varones a igual escolaridad y experiencia. Sin embargo, luego de una década, se observa una menor brecha salarial en perjuicio de las mujeres, la que se ve reducida desde un 19% a un 17%. Es necesario mencionar que se aprecian significativas diferencias entre países. Brasil y El Salvador reducen fuertemente la brecha por género, desde un 40% a un 26% el primero, y desde 19% a 8% el segundo. En el otro extremo, las mujeres en Nicaragua experimentan un incremento en la brecha salarial respecto a sus pares hombres desde un 6% al inicio de la década, a un 16% hacia fines de esta. A pesar de estas diferencias, el coeficiente que mide la brecha salarial por género tiende homogeneizarse hacia fines de la década. La desviación estándar disminuye de 0.09 a 0.06.

CUADRO 6
COEFICIENTE DE GÉNERO, EXPERIENCIA Y SECTOR PÚBLICO,
CORREGIDOS POR SESGO DE SELECCIÓN

País	Género			Experiencia			Sector público		
	Año Inicial	Año Final	Dif ^a	Año Inicial	Año Final	Dif ^a	Año Inicial	Año Final	Dif ^a
Argentina	-0,17	-0,21	-	0,04	0,04	0	Nd	Nd	Nd
Bolivia	-0,18	-0,23	-	0,08	0,08	0	Nd	Nd	Nd
Brasil	-0,40	-0,26	+	0,09	0,08	-	Nd	Nd	Nd
Chile	-0,22	-0,16	+	0,07	0,06	-	Nd	Nd	Nd
Colombia	-0,10	-0,07	+	0,06	0,04	-	0,30	0,32	+
Costa Rica	-0,17	-0,18	-	0,05	0,05	0	0,20	0,10	-
El Salvador	-0,19	-0,08	+	0,05	0,04	0	Nd	Nd	Nd
Guatemala	-0,15	-0,15	0	0,06	0,08	+	-0,47	0,30	+
Honduras	-0,21	-0,13	+	0,07	0,07	0	0,34	0,31	-
México	-0,18	-0,19	-	0,08	0,06	-	Nd	Nd	Nd
Nicaragua	-0,06	-0,16	-	0,08	0,07	-	Nd	Nd	Nd
Panamá	-0,15	-0,15	0	0,08	0,08	0	0,11	0,21	+
Uruguay	-0,29	-0,21	+	0,07	0,05	-	0,15	0,25	+
Promedio	-0,19	-0,17	+	0,06	0,06	0	0,11	0,25	+
Desviación estándar	0,09	0,05	-	0,02	0,01	0	0,29	0,08	-

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Notas: Nd = no disponible. Todos los coeficientes son significativos al 1%.

^a Se refiere al signo de la resta del retorno del año final e inicial.

Para el caso del premio a la experiencia potencial una diferencia negativa (positiva) implica que el premio disminuyó (aumentó) luego de una década. Tanto en promedio, como entre países, esta variable presenta una variación casi nula. Esto es consistente con el también nulo cambio en niveles asociado a la experiencia potencial a lo largo de la década.

El coeficiente relativo al sector público es mayor al cabo de diez años, pero este resultado está fuertemente condicionado por el resultado para Guatemala en los noventa. Aún así, todo lo demás constante, un trabajador percibiría alrededor de un 20% más de ingresos salariales si trabaja en el sector público hacia el año 2000.

El cuadro 7 presenta los retornos a la escolaridad medidos por ciclo educacional aprobado. De esta forma, se descompone el retorno promedio de un año adicional de escolaridad, en el retorno a la educación primaria, secundaria y terciaria para cada uno de los países (CEPAL, 2003:III-134).¹⁸

Los resultados indican que tanto la educación primaria como la secundaria experimentan una caída en su retorno, siendo relativamente más importante la baja en ésta última. Esto es coherente con el aumento de los años de escolaridad (a una media de 10 años) observada en todos los países de la región. Dado que el capital humano se ha hecho más abundante, su precio se ha reducido. Sin embargo, luego de una década, América Latina anota un significativo incremento en el retorno a la educación superior. En efecto, dicho retorno se incrementa en alrededor de 3 puntos porcentuales. Es éste el factor que explicaría el leve aumento observado en el retorno promedio a la escolaridad en la región. De hecho, los resultados muestran que el retorno para el ciclo secundario y terciario eran relativamente similares en los noventa (14% vs 15%). Sin embargo, hacia el año 2000 la diferencia se incrementa fuertemente en favor de la educación superior (12% vs 18%).

¹⁸ Las estimaciones incorporan la duración de los ciclos para cada país en particular, de acuerdo a la estructura del sistema educacional.

CUADRO 7
RETORNO A LA ESCOLARIDAD POR CICLO EDUCATIVO

País	Primaria			Secundaria			Terciaria		
	Año Inicial	Año Final	Dif ^a	Año Inicial	Año Final	Dif ^a	Año Inicial	Año Final	Dif ^a
Argentina	0,06	0,05	-	0,12	0,10	-	0,15	0,13	-
Bolivia	0,08	0,05	-	0,08	0,05	-	0,13	0,21	+
Brasil	0,16	0,11	-	0,21	0,17	-	0,25	0,25	0
Chile	0,08	0,09	+	0,15	0,13	-	0,22	0,24	+
Colombia	0,12	0,05	-	0,12	0,10	-	0,16	0,13	-
Costa Rica	0,07	0,05	-	0,11	0,11	0	0,11	0,16	+
El Salvador	0,07	0,07	0	0,15	0,11	-	0,15	0,18	+
Guatemala	0,10	0,09	-	0,15	0,16	+	0,11	0,16	+
Honduras	0,12	0,10	-	0,16	0,14	-	0,17	0,16	-
México	0,07	0,05	-	0,15	0,11	-	0,15	0,17	+
Nicaragua	0,09	0,10	+	0,15	0,10	-	0,15	0,18	+
Panamá	0,06	0,11	+	0,13	0,11	-	0,17	0,18	+
Uruguay	0,08	0,05	-	0,12	0,10	-	0,12	0,15	+
Promedio	0,09	0,08	-	0,14	0,12	-	0,15	0,18	+
Desviación estándar	0,03	0,03	0	0,03	0,03	0	0,04	0,04	0

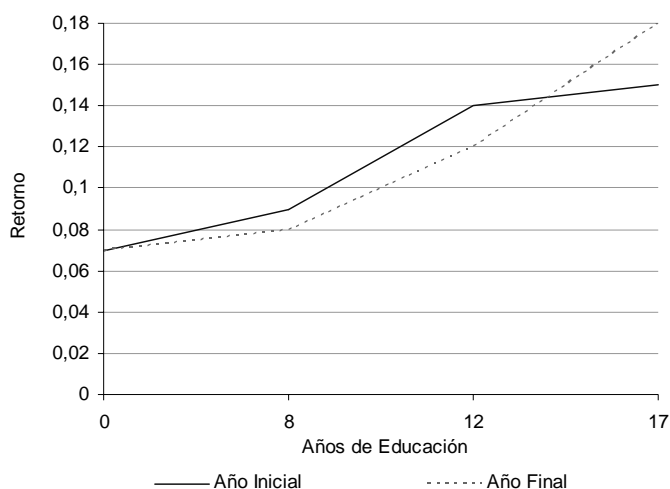
Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Nota: Todos los coeficientes son significativos al 1%.

^a Se refiere al signo de la resta del retorno del año final e inicial.

Producto de estas variaciones, los retornos a la educación se tornan convexos al ciclo educacional en promedio luego de diez años, como ilustra el gráfico 4. El premio a la educación, en sus niveles primario y secundario, experimenta una devaluación luego de la década. Utilizando la misma terminología, el retorno a la educación superior exhibe una revalorización. Son estos dos efectos los que se encuentran tras el estancamiento en el retorno promedio a la educación en la región. Los resultados pueden ser producto de una mayor oferta educativa en la región, naturalmente iniciada en el ciclo básico y secundario, en conjunto con un mayor aumento de la demanda de trabajadores con educación terciaria.

GRÁFICO 4
RETORNO A LA EDUCACIÓN EN AMÉRICA LATINA



Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

En el cuadro A-3 del anexo, se presentan los resultados salariales de acuerdo al sector económico de los trabajadores. En la estimación se utilizó al sector de industria como referencia.

La evidencia indica que el coeficiente asociado a cada uno de los sectores económicos se ha mantenido relativamente estable para la región. Aún así, los retornos de los sectores de construcción, comercio y en menor medida transporte y comunicaciones son estadísticamente significativos para la mayoría de los países hacia el año 2000. Lo inverso de lo observado al inicio de la década. Una situación contraria ocurre con el sector de establecimientos financieros. Por último, llama la atención que, a pesar de tener una alta participación en el total de sectores económicos, el sector de servicios no tenga asociados retornos significativos. Una explicación para este resultado es que dicho sector reúne un conjunto amplio de actividades heterogéneas al interior y entre países.

A. ¿Qué factores contribuyen a explicar la desigualdad?

Esta sección utiliza las estimaciones previas de las ecuaciones de ingreso para explicar los determinantes de la dispersión salarial. La evidencia indica que, de las variables consideradas en la estimación discutida en la sección anterior, la educación es la variable de mayor relevancia en la determinación de la desigualdad. Por tanto, a continuación se realiza primero un análisis estático, sobre la base de las estimaciones en torno al año 2000, para examinar la contribución de la educación sobre la desigualdad salarial. En segundo lugar se muestra un análisis dinámico, que considera las variaciones en la capacidad explicativa de la escolaridad en la dispersión salarial a lo largo de la pasada década.

Finalmente se discute el rol de otros factores sobre la desigualdad como género, experiencia y participación en los sectores económicos, y se analiza cómo han cambiado estos al cabo de una década.

B. Educación I: análisis estático

El cuadro 8 presenta (en orden decreciente) la contribución de la escolaridad sobre la dispersión salarial para todos los países en torno al año 2000. Además, se incluyen columnas con el retorno a la escolaridad, la dispersión de los años de educación, y la correlación entre los ingresos del trabajo y los años de educación. Vale la pena recordar que estas variables son las que determinan la magnitud de la contribución de la educación en la desigualdad salarial (véase ecuación 3).

La evidencia indica que hacia el año 2000, la educación contribuye a explicar aproximadamente un 38% de la dispersión salarial en América Latina. Destacan con una significativa contribución de la escolaridad sobre la desigualdad países como Guatemala, Chile, Brasil y Honduras. Es interesante notar, a excepción de Chile, que estos países mantienen una Varianza del logaritmo de los ingresos salariales por sobre el promedio de la región.

La contribución de la educación en la desigualdad (S_j) está estrechamente ligado al premio a la educación. De hecho, la correlación entre la contribución la educación a la desigualdad y el retorno a la escolaridad, es del orden de 0,68. Del cuadro 8 se desprende que aquellos países con los mayores S_j de escolaridad, son al mismo tiempo, países que presentan un alto retorno a la educación. De forma similar, países como Argentina y Uruguay, presentan los retornos más bajos junto con los menores S_j de la región

El cuadro 8 muestra que la variable años de escolaridad exhibe una desviación estándar superior a cuatro años. Esto sugiere que, a pesar del incremento en los niveles de escolaridad que ha experimentado la región, la distribución de esta sigue siendo altamente asimétrica (véase cuadro 3).¹⁹

¹⁹ Recordar que el promedio de años de estudio aprobados para la región es 10 años aproximadamente.

CUADRO 8
DESGUALDAD SALARIAL Y LA CONTRIBUCIÓN DE LA ESCOLARIDAD (2000)

País	Varianza (LnW) ^a	S _j año final ^b	Retorno escolaridad	Desviación escolaridad	Correlación (LnW, ^a escolaridad)
Guatemala	0,71	0,53	0,15	4,76	0,62
Chile	0,58	0,48	0,18	3,77	0,55
Brasil	0,73	0,46	0,17	4,14	0,55
Honduras	0,73	0,45	0,14	4,31	0,62
Colombia	0,60	0,42	0,11	4,69	0,62
Costa Rica	0,49	0,42	0,13	3,95	0,59
Nicaragua	0,60	0,37	0,14	4,23	0,50
Bolivia	0,83	0,36	0,14	4,33	0,54
México	0,56	0,31	0,14	4,15	0,41
Panamá	0,73	0,31	0,13	4,22	0,50
El Salvador	0,78	0,28	0,10	4,72	0,51
Uruguay	0,65	0,27	0,12	3,76	0,48
Argentina	0,43	0,24	0,11	3,67	0,40
Promedio	0,64	0,38	0,14	4,20	0,53
Desviación estándar	0,11	0,09	0,02	0,36	0,07

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

^a Natural Logarithm of natural wage per hour (LnW) = Logaritmo natural del salario por hora.

^b S_j se refiere a la contribución de la escolaridad sobre la desigualdad.

Por otra parte, países como Guatemala, Colombia y El Salvador son ejemplos donde la dispersión juega un rol importante. En estos últimos dos países, mientras los retornos a la educación son bajos, la contribución de la escolaridad a la dispersión salarial sigue siendo relativamente importante. Esto se explica porque aquellas naciones presentan la más alta dispersión de los años de escolaridad en la región. Es decir, aún cuando el premio por educarse no es demasiado alto, los años de estudio se distribuyen de forma muy heterogénea entre la población. Esto explicaría por que la educación sigue siendo importante para explicar la desigualdad de los ingresos del trabajo.

A priori no es posible definir una regla para la relación entre la Varianza de los ingresos del trabajo y los S_j de educación que sea transversal entre países. A pesar de ello, existe una correlación positiva moderada entre los S_j de educación y la dispersión salarial, de alrededor de 0,30. Como es de esperar, la correlación entre el retorno a la escolaridad y la dispersión de los ingresos laborales es de orden similar.

Por otro lado, condicional a que los retornos no son constantes al ciclo educacional, parece relevante examinar la existencia de algún vínculo entre la contribución de la educación y retornos a la escolaridad descomponiendo el premio promedio a la educación por nivel educativo.

El cuadro 9 presenta el porcentaje del retorno sobre la contribución de la educación sobre la desigualdad. Dado que el S_j es función del retorno promedio, se puede conocer qué fracción de la contribución a la desigualdad es atribuible al retorno promedio de la educación. A su vez, aquel retorno está en función de los retornos para cada ciclo educativo. Por lo tanto, es posible calcular el porcentaje del retorno a la educación por cada nivel educacional sobre el S_j de educación.²⁰

²⁰ Es decir, B_j = B_j (Bprimario, Bsecundario, Bterciario). Por lo tanto, S_j = S_j [B_j (Bprimario, Bsecundario, Bterciario), desv(Z_j), corr(lnw, Z_j)] y en teoría es posible obtener el peso de cada retorno sobre el S_j total. La interpretación, por lo tanto, es independiente para cada ciclo; por eso los valores no suman 100%. De todas formas, este procedimiento debiera ser más fino, de manera de poder aislar completamente la incidencia del retorno de cada ciclo sobre el S_j. Sin embargo, entrega una primera aproximación acerca de la importancia de cada uno sobre el total.

CUADRO 9
PORCENTAJE DEL RETORNO SOBRE EL S_j EDUCACIÓN, POR CICLO
(En porcentajes)

País	Año final		% del retorno sobre el S_j^b por ciclo educacional			
	V(LnW) ^a	S_j^b Educación	Promedio	Primaria	Secundaria	Superior
Guatemala	0,71	0,53	28	17	30	30
Chile	0,58	0,48	38	19	27	50
Brasil	0,73	0,46	37	24	37	54
Honduras	0,73	0,45	31	22	31	36
Colombia	0,60	0,42	26	12	24	31
Costa Rica	0,49	0,42	31	12	26	38
Nicaragua	0,60	0,37	38	27	27	49
Bolivia	0,83	0,36	39	14	14	58
Panamá	0,73	0,31	42	35	35	58
México	0,56	0,31	45	16	35	55
El Salvador	0,78	0,28	37	25	39	64
Uruguay	0,65	0,27	44	19	37	56
Argentina	0,43	0,24	46	21	42	54
Promedio	0,64	0,38	37	20	31	49
Desviación estándar	0,11	0,09	6	7	8	11

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Nota: El retorno promedio como aquel asociado a cada ciclo es significativo al 1%.

^a Natural Logarithm of natural wage per hour (LnW) = Logaritmo natural del salario por hora.

^b S_j se refiere a la contribución de la escolaridad sobre la desigualdad.

En promedio, el retorno a la educación en la región representa cerca de un 37% de la contribución a la desigualdad. Cuando se analiza por ciclo educativo, se encuentra que ese 37% se descompone en un 20% para el ciclo primario, 31% para el ciclo secundario y un 49% correspondiente a la educación superior. Sin embargo, se observa una significativa heterogeneidad entre países. Por ejemplo, en Guatemala, el premio asociado al ciclo terciario representa un 30% de la contribución de la educación sobre la desigualdad. En tanto, para Panamá y Bolivia, este porcentaje es prácticamente el doble. Esto significa que la importancia de los otros factores que componen el S_j de educación (como la dispersión de los años de estudio), es mucho menor para éstos países.

A pesar de las diferencias que se aprecian entre países, destaca el que en América Latina casi la mitad de la contribución de la educación a la desigualdad se explica por el alto retorno a la educación superior (49%).

Por lo tanto, es razonable concluir que en gran parte, las causas tras este significativo retorno de la educación terciaria en la región, se encuentran también en la génesis de la desigualdad salarial. Parece natural entonces que el avance en materia educativa en América Latina debe apuntar a una masificación en el acceso a la educación terciaria. Existen al menos tres razones para ello. Primero, la existencia de alto retorno es indicativo que existen importantes espacios de inversión que agoten dicho retorno. Segundo, producto de la mayor oferta educativa en la región, el número de personas con ciclo secundario completo y potencialmente aptos para cursar cursos superiores, será cada vez mayor. Por último, porque de esta forma se podría avanzar en satisfacer el aparente aumento en la demanda de trabajadores con educación terciaria.

C. Educación II: análisis dinámico

Un análisis dinámico permite conocer cuáles fueron las variables asociadas (retornos, dispersión y correlación) a los cambios en la contribución de la educación en la desigualdad. El cuadro 10 muestra la contribución de la escolaridad sobre la dispersión salarial. Se presenta la Varianza del Logaritmo del salario por hora y se incluyen los resultados acerca de la contribución de la educación (S_j) sobre la desigualdad de los ingresos del trabajo. Ambos muestran la información para el año inicial, el año final, y la variación luego de la década.

CUADRO 10
DESIGUALDAD SALARIAL Y LA CONTRIBUCIÓN DE LA EDUCACIÓN

País	Varianza de LnW ^a			Contribución a la dispersión		
	Año Inicial	Año Final	Variación ^b	S _j ^c Año Inicial	S _j ^c Año Final	Dif ^d
Honduras	0,72	0,73	Aumenta	0,46	0,45	-0,01
Costa Rica	0,42	0,49	Aumenta ^e	0,38	0,42	0,03
Nicaragua	0,56	0,6	Aumenta	0,3	0,37	0,07
Bolivia	0,76	0,83	Aumenta	0,27	0,36	0,09
Panamá	0,52	0,56	Aumenta	0,39	0,31	-0,08
México	0,69	0,73	Aumenta	0,25	0,31	0,06
El Salvador	0,48	0,78	Aumenta ^e	0,36	0,28	-0,06
Uruguay	0,48	0,65	Aumenta ^d	0,23	0,27	0,04
Guatemala	0,72	0,71	Disminuye	0,45	0,53	0,08
Chile	0,6	0,58	Disminuye	0,37	0,48	0,11
Brasil	1,08	0,73	Disminuye ^e	0,48	0,46	-0,02
Colombia	0,84	0,6	Disminuye ^e	0,33	0,42	0,09
Argentina	0,44	0,43	Disminuye	0,36	0,24	-0,12
Promedio	0,64	0,64	Constante	0,35	0,38	0,04
Desviación estándar	0,19	0,11	Disminuye	0,09	0,09	0

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

^a Natural Logarithm of natural wage per hour (LnW) = Logaritmo natural del salario por hora..

^b Se refiere al signo de la resta de las cifras del año final y año inicial, para la varianza de LnW.

^c S_j se refiere a la contribución de la escolaridad sobre la desigualdad.

^d Dif se refiere al signo de la resta del retorno del año final y año inicial. Las diferencias entre ambos años es significativa, de acuerdo a la aplicación de la técnica estadística de estimación de parámetros "bootstrap" con intervalos al 95% de confianza y 100 iteraciones.

Transcurrida una década, la contribución de la escolaridad a la dispersión de los ingresos del trabajo en América Latina aumenta. En efecto, la contribución promedio en la región sube desde un 35% a 38%. El cuadro 11 permite identificar qué factores estarían explicando este incremento promedio en los S_j de educación y su heterogeneidad entre los países de la región.

Vale la pena recordar que la interpretación de la variación de los S_j es distinta si es que la distribución de los ingresos salariales mejoró o empeoró en el período. Por lo tanto, el análisis distingue dos grupos de países de acuerdo al signo del cambio en el logaritmo de los ingresos salariales.

En aquellos países donde la desigualdad aumentó entre dos puntos del tiempo, un incremento en la contribución de la escolaridad sobre la varianza del logaritmo de los salarios significa que la educación explica positivamente al aumento de la desigualdad. Este primer grupo de países

(en orden decreciente de acuerdo a la magnitud del S_j de educación para el año final) lo componen Honduras, Costa Rica,²¹ Nicaragua, Bolivia, El Salvador, Panamá, México y Uruguay.

CUADRO 11
CONTRIBUCIÓN DE LA ESCOLARIDAD A LA DISPERSIÓN Y SUS COMPONENTES EN EL TIEMPO

País	Contribución a la dispersión			Retorno a la educación			Dispersión de los años de educación			Correlación entre educación e ingresos		
	Inicial	Final	Dif ^a	Inicial	Final	Dif ^a	Inicial	Final	Dif ^a	Inicial	Final	Dif ^a
Honduras	0,46	0,45	-0,01	0,15	0,14	-	4,31	4,31	0	0,61	0,62	+
Costa Rica	0,38	0,42	0,03	0,11	0,13	+	4,01	3,95	-	0,57	0,59	+
Nicaragua	0,30	0,37	0,07	0,14	0,14	0	4,04	4,23	+	0,41	0,50	+
Bolivia	0,27	0,36	0,09	0,12	0,14	+	4,71	4,33	-	0,42	0,54	+
El Salvador	0,36	0,28	-0,06	0,10	0,10	0	4,78	4,72	-	0,54	0,51	-
Panamá	0,39	0,31	-0,08	0,14	0,14	0	4,23	4,15	-	0,49	0,41	-
Uruguay	0,23	0,27	0,04	0,12	0,12	0	3,59	3,76	+	0,39	0,48	+
Guatemala	0,45	0,53	0,08	0,13	0,15	+	4,71	4,76	+	0,63	0,62	-
Chile	0,37	0,48	0,11	0,16	0,18	+	3,88	3,77	-	0,47	0,55	+
Brasil	0,48	0,46	-0,02	0,19	0,17	-	4,19	4,14	-	0,61	0,55	-
Colombia	0,33	0,42	0,09	0,15	0,11	-	3,87	4,69	+	0,51	0,62	+
Argentina	0,36	0,24	-0,12	0,12	0,11	-	3,71	3,67	-	0,51	0,40	-
México	0,25	0,31	0,06	0,13	0,13	0	3,96	4,22	+	0,41	0,50	+
Promedio	0,35	0,38	0,03	0,14	0,14	+	4,16	4,22	+	0,52	0,54	+
Desviación estándar	0,09	0,09	0,08	0,03	0,02	-	0,38	0,35	-	0,08	0,08	0

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

^a Dif se refiere al signo de la resta del retorno del año final y año inicial.

De acuerdo al cuadro 11 se puede notar que, para este grupo de países, la dispersión de los años de educación mantiene un comportamiento heterogéneo. En tanto, con excepción de Honduras (con una leve baja en el retorno) y Panamá (con una caída en la correlación), se observa que tanto el premio a la educación, como la correlación entre ingresos y escolaridad se mantienen estables o aumentan.

El país que ha sufrido el mayor incremento en la dispersión salarial es El Salvador, que a su vez presenta el incremento más grande de la contribución de la educación. Esto está fuertemente condicionado al aumento en el retorno a la educación que exhibe este país, que es el mayor de la región (de 5% a 12%). Este resultado sugiere que es probable que haya diferencias importantes en cuanto al retorno de cada ciclo educativo. De hecho, en El Salvador el retorno a la educación superior se incrementa en siete puntos porcentuales aproximadamente, manteniéndose los retornos a los otros ciclos relativamente estables.

Bolivia presenta el incremento más grande de la contribución de la educación. Este país también experimenta un aumento en el retorno a la escolaridad, que se descompone en un fuerte incremento en el premio al último ciclo y en bajas moderadas para el retorno al ciclo primario y secundario. Además de tales variaciones en el premio educativo, Bolivia presenta un cambio importante en la correlación entre ingresos y años de estudio aprobados.

Un efecto similar ocurre en Nicaragua y Uruguay, países donde además sube la dispersión de los años de educación. Para estos dos últimos países, se combinan dos efectos. Un incremento en los retornos a la educación superior, que va acompañado de una importante caída en el premio en los demás ciclos. Por ejemplo, en Nicaragua el retorno al ciclo secundario cae de 15% a 10%. En Uruguay es el ciclo primario el que sufre una baja en su retorno, de tres puntos porcentuales.

²¹ De acuerdo con la literatura disponible, Costa Rica sufre un incremento en la desigualdad salarial entre 1992 y 1999 (Gindling y Trejos, 2003).

Comportamiento similar al uruguayo es el que muestra Costa Rica, con un DS_j casi equivalente. Sin embargo, en este país el retorno a los primeros ciclos se mantiene relativamente estable.²² La explicación al aumento en la capacidad explicativa de la escolaridad sobre la desigualdad radica más bien en el aumento el retorno a la educación superior.

Por último, en Honduras se observan cambios menores en el premio a la educación. Este país muestra además una moderada variación de la dispersión de los años de escolaridad y correlación entre ingresos y años de estudio aprobados, lo que se refleja en una variación leve de la contribución de la educación sobre la desigualdad.

Cierran este grupo El Salvador y Panamá, donde el S_j cae de forma importante. El Salvador sufre un importante incremento en la varianza de sus ingresos, que no alcanza a ser explicado por la educación en la misma proporción que hace diez años. Parece ser que otros factores juegan un rol importante en tal caso. Para Panamá, en tanto, la caída en el S_j se explica básicamente por la baja en la correlación entre salarios y educación. Además, este caso particularmente interesante, puesto que es el único país de la región para el cual el retorno a la educación primaria crece de manera importante (de 6% a 11%).

Por otra parte, para aquellos países que registran una disminución de la desigualdad, se debe observar aquellos factores cuya contribución a la varianza del logaritmo de los salarios haya disminuido (es decir, ΔS_j negativos). Los que presenten la mayor disminución (en valor absoluto) y aquéllos con el porcentaje de contribución a la desigualdad más grande son los que más contribuyen a la disminución de la desigualdad. El conjunto de países donde disminuye la desigualdad está conformado por Guatemala, Chile, Brasil, Colombia y Argentina.

En Argentina se observa una fuerte caída en la capacidad explicativa (12 puntos porcentuales) de la educación sobre la desigualdad. Este resultado se explica principalmente por una caída en la correlación entre ingresos y años de estudio aprobados. Detrás de ello, puede existir un efecto inherente a cambios en los retornos por ciclo educativo. De hecho, en este país el premio a la educación cae para cada uno de los niveles educativos. Este efecto podría estar correlacionado con la aguda crisis que vivió Argentina en este período, lo cual pudo afectar el precio del factor trabajo a distintos niveles de escolaridad.

Brasil presenta una baja moderada en la contribución de la educación a través del tiempo. En este país se observa una disminución en todos los indicadores que conforman el S_j de educación. Cabe mencionar que esta nación fue una de las pocas donde cayeron los retornos a los dos primeros ciclos educativos y no aumentó el premio a la educación superior. Además, es interesante notar que Brasil fue el país que experimentó el mayor incremento en los años promedio de educación en la región. Esto parece ser la principal causa detrás de que los años de estudio aprobados jueguen a favor de una mejor distribución del ingreso salarial.

México, en tanto, exhibe un aumento en la contribución de la escolaridad a la dispersión salarial, de 6 puntos porcentuales.²³ Ello, a pesar de que el retorno promedio a la educación se mantiene inalterado. Para este país, esto se explica principalmente por el incremento tanto en la dispersión de los años de educación como en la correlación entre ingresos y escolaridad.

Por último, en Guatemala y Chile la contribución de la educación sobre la desigualdad aumenta de forma importante (8 y 11 puntos porcentuales, respectivamente). La principal razón radica aparentemente en el incremento en el retorno a la educación. Nuevamente, al descomponer este retorno, se encuentra que el premio al ciclo terciario juega un rol importante. En Guatemala éste crece de 11% a 16%. En Chile, el aumento es de un 22% a un 24%.

²² Consistente con los resultados de Gindling y Trejos (2003). Encuentran que en los noventa los retornos a la educación en Costa Rica detienen la caída que experimentaban en los ochenta.

²³ En línea con los resultados de De Hoyos (2006).

En tanto, Colombia es un caso llamativo. En este país el premio a la escolaridad cae en un 4%. De hecho, dicho retorno cae para cada uno de los niveles educativos. Sin embargo, ese efecto se ve más que compensado por el incremento en la correlación de ingresos y años de escolaridad, y en especial, por el importante aumento en la dispersión de los años de educación en esta nación. Al respecto, se puede mencionar que Colombia exhibe uno de los mayores aumentos en el promedio de años de estudio aprobados. El hecho de que la educación sea más importante en la explicación de la desigualdad salarial, parece tener su explicación en la fuerte caída al retorno en la educación primaria (de 12% a 5%), a diferencia de otros países donde el detonante es el aumento en el retorno al ciclo superior.

Del análisis anterior se desprende que los retornos por ciclo educativo en el tiempo juegan un rol en la determinación de la contribución a la educación. Dado que la contribución de la educación a la desigualdad es función del retorno promedio a la escolaridad, es posible descomponer la contribución del retorno promedio en la contribución de cada ciclo educativo. Por lo tanto, es posible calcular la fracción del retorno a la educación por cada nivel educacional sobre el S_j de educación.

El cuadro 12 muestra el porcentaje del retorno promedio sobre el S_j en el tiempo, y por cada ciclo educacional. Luego de diez años, se observa que la importancia del retorno promedio a la educación dentro del S_j de escolaridad cae de 39% a 37%. Cuando se descompone esta cifra, se encuentra que la razón es la baja en la importancia del retorno a los ciclos primario y secundario. Esto tiene sentido puesto que los retornos a estos ciclos han caído en el tiempo (véase cuadro 7). Es probable entonces que sean otros factores los que estarían determinando la magnitud del S_j . En particular, lo que se observaba en el cuadro 11 es que la dispersión de los años de estudio aprobados se ha incrementado.

CUADRO 12
PORCENTAJE DEL RETORNO SOBRE EL S_j EN EL TIEMPO, POR CICLO EDUCACIONAL
(En porcentajes)

País	Promedio			Primaria			Secundaria			Superior		
	Inicial	Final	Dif ^a	Inicial	Final	Dif ^a	Inicial	Final	Dif ^a	Inicial	Final	Dif ^a
Honduras	33	31	-	26	22	-	35	31	-	37	36	-
Costa Rica	29	31	-	18	12	-	29	26	-	29	38	+
Nicaragua	47	38	-	30	27	-	50	27	-	50	49	-
Bolivia	44	39	-	30	14	-	30	14	-	48	58	+
El Salvador	26	34	+	37	20	-	79	43	-	58	64	-
Panamá	36	45	+	15	35	+	33	35	+	44	58	+
Uruguay	52	44	-	35	19	-	52	37	-	52	56	+
Guatemala	29	28	-	22	17	-	33	30	-	24	30	+
Chile	43	38	-	22	19	-	41	27	-	59	50	-
Brasil	40	37	-	33	24	-	44	37	-	52	54	+
Colombia	45	26	-	36	12	-	36	24	-	48	31	-
Argentina	33	46	+	17	21	+	33	42	-	42	54	+
México	51	42	-	28	16	-	59	35	-	59	55	-
Promedio	39	37	-	27	20	-	43	31	-	45	49	+
Desviación estándar	8	7	-	8	7	-	14	8	-	11	10	-

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

^a Se refiere al signo de la resta del retorno del año final y año inicial.

Sin embargo, la caída de la importancia del retorno educativo sobre el S_j se ha visto aminorada por el efecto asociado al retorno del ciclo superior. En efecto, el premio a la educación terciaria representa, luego de diez años, un porcentaje mayor del S_j . Nuevamente, esto es coherente

con que los retornos a la educación se hayan tornado convexos al ciclo educacional en promedio al cabo de la década (véase gráfico 4). En los noventa el retorno al ciclo secundario significaba un 43% de la contribución de la educación a la desigualdad, versus un 45% asociado al retorno de la educación superior. Hacia el año 2000, la diferencia es bastante mayor; 31% y 49% respectivamente.

Estas cifras refuerzan la evidencia que entregaba el análisis estático. Consistentemente con el aumento en cobertura, los retornos asociados a los primeros ciclos educativos caen en su capacidad explicativa sobre la desigualdad. En cambio, la importancia relativa del retorno a la educación superior crece en el tiempo.

Es esperable que un aumento en cobertura para el ciclo educativo superior disminuya tal retorno, de la misma forma que parece haber sucedido respecto de los ciclos primario y secundario. Por tanto, parece obvio que el futuro de la política educativa deberá apuntar a la masificación en el acceso a la educación terciaria.

D. Las otras causas de la desigualdad salarial

1. Una perspectiva de género

Los resultados de las estimaciones de una ecuación de salarios mostraban que, para todos los países considerados en la muestra, existe evidencia de una significativa brecha por género. Sin embargo, la buena noticia es que, luego de diez años, esta brecha salarial experimenta una reducción (en valor absoluto) en promedio para la región. En esta sección se presenta la contribución a la desigualdad salarial asociada a tal brecha de género. De los cuadros 13 y 14, que muestran la contribución de todos los factores explicativos del modelo sobre la desigualdad para el año inicial y el año final, se pueden recoger algunos resultados asociados a la participación de la mujer sobre la desigualdad.

Del cuadro 13, se puede apreciar que, aunque baja en magnitud (0,52%), al inicio de la década pasada la participación de la mujer en el mercado laboral contribuía a una mayor desigualdad. Sin embargo, del cuadro 14, se observa que aunque su magnitud sigue siendo pequeña, la contribución del género es casi nula (0,07%) en torno al año 2000. Es decir, la participación femenina a través de su generación de ingresos ha significado que las diferencias de género no incrementen la dispersión salarial, a diferencia de lo que sucedía hace una década. En otras palabras, el incremento de la participación femenina en el mercado del trabajo, y los cambios de género en este mercado, han logrado generar un diferencial igualizante en la distribución salarial. Este resultado estaría explicado por que el mayor incremento en la participación femenina ocurrió en los sectores de menores ingresos, fenómeno consistente con la tendencia que ilustra el gráfico 3.

2. La experiencia potencial y los sectores económicos

De acuerdo a los resultados expuestos en los cuadros 13 y 14, después de la educación, la variable que más contribuye a explicar la varianza en el salario corresponde a la experiencia potencial. Esta variable experimenta una baja moderado de su poder explicativo, de alrededor un punto porcentual.

CUADRO 13
CONTRIBUCIÓN DE LOS FACTORES EXPLICATIVOS SOBRE LA
DESIGUALDAD SALARIAL, AÑO INICIAL
(En porcentajes)

País	Escolaridad	Mujer	Experiencia	Experiencia-2	Sector público	Sectores	Total
Argentina	35,9	-0,3	9,1	-2,8	Nd	2,3	44,2
Bolivia	26,6	0,2	10,2	-1,5	Nd	0,8	36,3
Brasil	47,7	2,6	5,6	1,3	Nd	3,3	60,5
Chile	37,1	0,4	4,5	1,4	Nd	1,0	44,3
Colombia	32,9	-0,3	-0,7	1,9	2,6	0,8	37,3
Costa Rica	38,4	0,4	6,4	-0,5	4,7	0,6	50,0
El Salvador	35,5	0,4	0,2	1,4	Nd	8,4	45,9
Guatemala	45,0	0,6	-4,2	4,4	12,7	0,8	59,2
Honduras	46,0	-0,6	10,0	-2,6	4,8	0,1	57,8
México	25,4	1,2	11,8	-1,5	Nd	0,5	37,5
Nicaragua	30,4	-0,1	4,1	0,5	Nd	1,2	36,2
Panamá	39,0	-0,8	16,7	-4,3	1,6	2,6	54,9
Uruguay	23,3	3,1	23,7	-10,4	1,8	1,3	42,8
Promedio	35,63	0,52	7,49	-0,98	4,70	1,82	46,69
Desviación estándar	7,83	1,17	7,44	3,68	4,16	2,18	8,98

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Nota: Nd = No Disponible.

CUADRO 14
CONTRIBUCIÓN DE LOS FACTORES EXPLICATIVOS SOBRE LA
DESIGUALDAD SALARIAL, AÑO FINAL
(En porcentajes)

País	Escolaridad	Mujer	Experiencia	Experiencia-2	Sector público	Sectores	Total
Argentina	23,8	0,7	7,8	-2,8	Nd	1,6	31,1
Bolivia	35,9	0,5	10,1	-0,8	Nd	3,2	48,9
Brasil	45,6	-0,6	11,7	-2,2	Nd	3,8	58,3
Chile	48,3	-0,3	-1,2	3,6	Nd	0,9	51,3
Colombia	42,0	-0,3	3,1	0,6	4,4	2,5	52,3
Costa Rica	41,7	-0,2	5,1	-0,8	2,0	2,2	50,0
El Salvador	28,0	-0,2	0,8	1,1	Nd	7,4	37,2
Guatemala	52,6	0,4	7,1	0,7	3,4	0,4	64,7
Honduras	44,6	-0,5	6,0	-1,0	3,5	1,1	53,6
México	31,0	0,6	6,9	0,8	Nd	0,7	40,0
Nicaragua	37,5	0,5	2,0	1,5	Nd	0,8	42,3
Panamá	31,2	0,1	13,3	-5,2	2,5	2,0	43,9
Uruguay	26,8	0,2	11,3	-3,7	3,1	1,9	39,6
Promedio	37,62	0,07	6,46	-0,63	3,15	2,20	47,17
Desviación estándar	9,01	0,44	4,45	2,39	0,84	1,87	9,25

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Nota: Nd = No Disponible.

Esto es consistente con dos resultados obtenidos anteriormente. Primero, la experiencia presenta una variación casi nula en niveles en promedio para la región. Y segundo, de acuerdo a las estimaciones de Mincer (1974), desarrolladas anteriormente, el premio a la experiencia potencial tampoco varía luego de diez años.

Por otra parte, el participar en el sector público, parece haber reducido su importancia relativa en la explicación de la dispersión salarial. Para conciliar este resultado con el aumento en el retorno que exhibía el trabajar en el sector público de acuerdo a las estimaciones, hay que tener presente que, este resultado está fuertemente condicionado por la significativa caída que se observa en Guatemala (de 13% a 3%).

Por otra parte, los resultados muestran que el conjunto de los sectores de actividad económica explica cerca de dos puntos porcentuales de la varianza en los ingresos del trabajo. Nuevamente, ello es consistente con el hecho de que el coeficiente asociado a cada uno de los sectores económicos se ha mantenido relativamente estable para la región.

E. Acerca del poder explicativo del modelo

Finalmente, la última columna de los cuadros 13 y 14 presenta el total de la varianza del logaritmo del salario por hora que explican los factores para los que se tiene información. Hace diez años, el modelo explicaba, en promedio, alrededor de un 46,7% del total de la varianza salarial. En torno al año 2000, la cifra corresponde a cerca de un 47,1%. Es decir, la evidencia indica que el poder explicativo del modelo es prácticamente el mismo luego de una década.²⁴

Es interesante notar que, a pesar de que los resultados mostraban un estancamiento en cuanto al retorno de la educación a lo largo de la década (constante 14%), es justamente la escolaridad el factor que presenta el mayor incremento en su capacidad explicativa (2 puntos porcentuales). Las otras variables presentan cambios que, si bien pueden ser indicativos de tendencias, son más bien moderados.

Esto significa que, luego de una década, la educación es aún más importante para explicar la desigualdad de ingresos que presenta la región en el mercado laboral formal.

²⁴ Los resultados son coherentes con lo que obtienen De Hoyos (2006) para México, con un 50% de varianza salarial no explicada por el modelo hacia el 2006; para Costa Rica Gindling y Trejos (2003) con un 50% para 1990 y 48% para 1999; y para Chile, Contreras (2002), con un 60% para 1992.

V. Conclusiones

América Latina presenta una distribución de ingresos marcadamente desigual en el tiempo. El presente trabajo contribuye a explicar los determinantes de la distribución de los salarios en la región utilizando bases de datos comparables para una muestra amplia de países. Sin olvidar diferencias idiosincráticas entre naciones, los resultados de este estudio pueden entregar elementos para una estrategia de desarrollo que combine crecimiento con una menor desigualdad salarial.

Las principales conclusiones derivadas de este estudio son las siguientes:

Primero, transcurrida una década, la región ha experimentado un fenómeno de convergencia entre países. En efecto, luego de una década, los indicadores de desigualdad, como el retorno a variables como experiencia y género presentan un comportamiento más uniforme.

Segundo, es interesante notar la heterogeneidad de las brechas asociadas por género y su evolución a través del tiempo. Las mujeres en la región perciben menores ingresos que sus pares hombres de similares niveles de escolaridad y experiencia. Sin embargo, luego de una década, esta brecha se ha reducido en el tiempo. Aunque su magnitud es pequeña, en los noventa ser mujer contribuía a una mayor desigualdad salarial. Dicha contribución es casi nula hacia el final del período examinado.

Es importante que políticas públicas pro equidad consideren los potenciales efectos asociados a los cambios en la participación de la mujer en el mercado del trabajo. Por un lado, es relevante incentivar la participación de las mujeres, sobre todo en sectores de escasos

recursos. Por ejemplo, motivando la proliferación de trabajos con horarios más flexibles y/o que cuenten con servicios de cuidado infantil. Sin embargo, es necesario cautelar que una política de estas características vaya de la mano con empleos con condiciones mínimas de previsión y protección social.

Tercero, luego de diez años, el retorno a la escolaridad tiene un comportamiento relativamente estable en América Latina. La causa tiene que ver con dos efectos que se contraponen. Por un lado, las políticas de masificación de la escolaridad que se llevan a cabo en la región, han tenido como consecuencia una baja en el retorno a la educación secundaria. Por otra parte, se observa un aumento en el premio a la educación superior.

Por último, condicional a la metodología utilizada en este estudio, se encuentra que el poder explicativo del modelo aumenta levemente luego de una década. La principal causa tras este aumento moderado tiene que ver con que la educación es aún más importante para explicar la desigualdad salarial en el mercado laboral formal. Las otras variables presentan cambios que, si bien pueden ser indicativos de tendencias, son menores. El retorno a la educación explicaba aproximadamente un 36% de la contribución de la educación a dispersión salarial en América Latina en los años los noventa. Luego de diez años, esta cifra aumenta a un 38%.

Este resultado es llamativo toda vez que el retorno promedio a esta variable se ha mantenido constante luego de diez años. Una explicación a este fenómeno tiene que ver con las diferencias que se producen en cuanto al premio por ciclo educativo. En particular, la caída a los retornos de los ciclos primario y secundario; y el fuerte incremento en el premio a la educación terciaria.

Para avanzar hacia una distribución más equitativa de los ingresos del trabajo, es necesario que el acceso a la educación superior deje de ser exclusivo para las élites. El éxito de una medida de este estilo tendría dos efectos potenciales. Primero, una caída en el retorno a la educación superior, producto de la satisfacción de una demanda hasta el momento creciente. Y segundo, que ese retorno estaría mejor distribuido entre la población. En tal sentido, futuras inversiones en materia educativa deben apuntar a incrementar los niveles de escolaridad más allá del ciclo secundario. Ello requerirá poner especial énfasis en facilitar el acceso a la educación terciaria a los segmentos más pobres de la población.

Bibliografía

- Acemoglu, D. (1997), "Matching, Heterogeneity and the Evolution of Income Distribution", *Journal of Economic Growth* 2, 1 (61-92).
- Alesina, A. y D. Rodrik (1994), "Distributive Politics and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*.
- Atkinson, A. (1970), "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory* (244-263).
- Bertola, G., F. Blau, L. Kahn (2001), "Comparative Analysis of Labor Market Outcomes: Lessons for the US from International Long-Run Evidence", *NBER working paper* No. 8526.
- Bourguignon, F. y F. Ferreira (2005), "Decomposing Changes in the Distribution of Household Incomes: Methodological Aspects", capítulo 2 en Bourguignon, Ferreira y Lustig: *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, Washington, DC; The World Bank y Oxford University Press.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2005), "Panorama social de América Latina 2004".
- ___ (2004), "Panorama social de América Latina 2002-2003".
- ___ (2003), "Panorama social de América Latina 2001-2002".
- ___ (2002), "Balance Preliminar de las Economías de América Latina y el Caribe".
- Contreras, D. (2002a), "Explaining Wage Inequality in Chile: Does Education really matter?", Departamento de Economía, Universidad de Chile, octubre.
- ___ (2002b), "Poverty and Inequality in a Rapid Growth Economy: Chile 1990-1996?", Departamento de Economía, Universidad de Chile, enero.
- ___ (1996), "Pobreza y Desigualdad en Chile: 1987-1992. Discurso, Metodología y Evidencia Empírica", *Centro de Estudios Públicos*, N° 64.
- Contreras, D. y M. Galván (2003), "Are The Gender And Ethnic Wage Discrimination Decreasing In Bolivia? Evidence of 1994-1999", abril.
- Contreras, D. y A. Ruiz Tagle (1997), "Cómo Medir la Distribución de Ingresos en Chile", *Centro de Estudios Públicos* N° 65.

- De Ferranti, D. Perry et al. (2003), "Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?", Banco Mundial.
- De Hoyos, R. (2006), "Accounting for Mexican Income Inequality during the 1990s", junio.
- Deaton, Angus (1997), "The Analysis of Household Surveys", Baltimore, Johns Hopkins.
- Di Nardo J., N. M. Fortin y T. Lemieux (1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", *Econometrica* (64-65, 1001-1044).
- Fields, G. (2002), "Accounting Income Inequality and its Change: A New Method, with Application to the Distribution of Earnings in the U.S.", *Working Paper*, Cornell University.
- ___ (1996), "Accounting for Differences in Income Inequality", Cornell University, First Draft, enero.
- Galor, O. y J. Zeira (1993), "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies* 60 (35-52).
- Ganuza, Enrique, Ricardo Pes de Barros et al. (eds.) (2001), *Liberalización, Desigualdad y Pobreza: América Latina y el Caribe en los 90*, PNUD, CEPAL, junio.
- Gindling, T. H. y J. Trejos (2003), "Accounting for Changing Earnings Inequality in Costa Rica, 1980-1999", UMBC Department of Economics *Working Paper* 03-108, abril.
- Jimeno, J.F. y H. Simón (2001), "Instituciones y estructura salarial: lecciones desde la experiencia española", mimeo.
- Mincer, J. (1996), "Changes in Wage Inequality, 1970-1990", *Working Paper* 5823, National Bureau of Economic Research, noviembre.
- ___ (1974), "Schooling, Experience and Earnings", capítulos 1 y 3, Nueva York, National Bureau of Economic Research.
- Mood, A.; F. Graybill, y D. Boes (1974), "Introduction to the Theory of Statistics", McGraw-Hill.
- Morduch, J. y T. Sicular (2002), "Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China", *Economic Journal* 112(476) (93-106).
- Persson, T. y G. Tabellini (1994), "Is Inequality Harmful for Growth?", *American Economic Review*, 1994.
- Robbins, D. (1994), "Relative Wage Structure in Chile, 1957-1992: Changes in the Structure of Demand for Schooling", Universidad de Chile, *Estudios de Economía*, Número Especial, noviembre.
- Shorrocks, A. y G. Wan (2003), "Spatial Decomposition of Inequality", documento presentado en la conferencia "Inequality, Poverty and Human Well-being" de "United Nations University - World Institute for Development Economics Research", Helsinki.

Anexo

CUADRO A-1
SECTORES ECONÓMICOS POR PAÍS, AÑO INICIAL
(En porcentajes)

País	[A]	[B]	[C]	[D]	[E]	[F]	[G]	[H]	[I]	Total
Argentina	1	23	5	18	9	12	13	8	10	100
Bolivia	7	16	9	9	9	4	46	Nd	Nd	100
Brasil	7	23	6	12	5	4	30	9	4	100
Chile	4	26	9	17	10	11	24	Nd	Nd	100
Colombia	3	29	6	20	7	9	26	Nd	Nd	100
Costa Rica	6	24	5	18	5	7	36	Nd	Nd	100
El Salvador	6	27	9	19	6	6	9	10	7	100
Guatemala	12	21	7	14	5	4	38	Nd	Nd	100
Honduras	11	21	11	16	6	4	32	Nd	Nd	100
México	6	24	8	15	4	3	40	Nd	Nd	100
Nicaragua	9	17	7	16	7	4	40	Nd	Nd	100
Panamá	9	14	3	25	6	8	11	15	11	100
Uruguay	3	23	6	14	6	5	43	Nd	Nd	100
Promedio	6,5	22,0	6,9	16,5	6,8	6,5	29,0	10,5	8,0	
Desviación estándar	3,4	4,5	2,2	4,1	1,7	2,9	12,6	3,1	3,2	

CUADRO A-2
SECTORES ECONÓMICOS POR PAÍS, AÑO FINAL
(En porcentajes)

País	[A]	[B]	[C]	[D]	[E]	[F]	[G]	[H]	[I]	Total
Argentina	2	19	5	21	10	8	13	9	12	100
Bolivia	5	20	11	15	9	8	10	8	14	100
Brasil	6	20	6	23	6	11	4	10	15	100
Chile	10	16	9	19	9	10	27	Nd	Nd	100
Colombia	8	21	5	23	6	9	Nd	28	Nd	100
Costa Rica	5	19	6	25	6	11	10	8	11	100
El Salvador	4	25	9	22	7	9	9	9	6	100
Guatemala	3	24	5	27	4	3	21	12	Nd	100
Honduras	6	26	9	21	5	7	27	Nd	Nd	100
México	3	23	9	17	5	Nd	44	Nd	Nd	100
Nicaragua	13	17	8	18	5	1	37	Nd	Nd	100
Panamá	4	12	7	26	8	10	11	12	10	100
Uruguay	6	13	5	18	7	9	14	13	17	100
Promedio	6,0	19,3	7,1	21,5	6,8	8,0	16,6	12,1	12,1	
Desviación estándar	3,1	4,4	2,1	3,6	1,9	3,1	10,0	6,2	3,6	

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Notas:

- [A] Agricultura, minería y suministro de electricidad, gas y agua
- [B] Industria manufacturera
- [C] Construcción
- [D] Comercio
- [E] Transporte y comunicaciones
- [F] Establecimientos financieros
- [G] Servicios
- [H] Administración pública y defensa
- [I] Otras actividades

CUADRO A-3
COEFICIENTE DE LA ECUACIÓN DE MINCER CORREGIDA PARA CADA SECTOR ECONÓMICO

País	[A]		[C]		[D]		[E]		[F]		[G]		[H]		[I]	
	Año		Año		Año		Año		Año		Año		Año		Año	
	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final
Argentina	0.19	0.01	0.09	-0.04	-0.15	-0.12	0.04	-0.01	0.08	0.04	0.04	0.04	0.16	0.13	0.06	0.05
Bolivia	0.18	0.32	0.00	0.20	0.03	-0.1	0.17	-0.07	0.29	0.06	0.06	0.16	Nd	0.32	0.17	Nd
Brasil	-0.26	-0.24	-0.13	-0.14	-0.28	-0.22	-0.03	0.01	0.30	0.17	-0.32	-0.15	-0.06	0.13	0.03	-0.15
Chile	0.06	0.05	0.08	0.08	-0.16	-0.13	0.02	-0.04	0.21	0.03	-0.11	0.03	Nd	Nd	Nd	Nd
Colombia	0.11	0.32	-0.19	-0.09	-0.05	-0.12	-0.14	-0.03	0.15	0.10	-0.04	Nd	Nd	0.04	Nd	Nd
Costa Rica	0.11	0.21	0.09	-0.05	0.01	-0.12	0.14	-0.03	0.15	0.00	0.02	-0.02	Nd	0.05	0.02	Nd
El Salvador	-0.37	-0.38	0.09	-0.18	0.21	-0.16	0.38	0.09	-0.04	-0.03	0.49	0.37	0.72	0.17	0.45	0.67
Guatemala	-0.19	0.02	0.02	0.07	-0.09	-0.07	-0.05	0.13	0.18	0.45	-0.09	-0.04	Nd	-0.01	Nd	Nd
Honduras	-0.23	-0.56	-0.04	-0.05	-0.18	-0.23	-0.08	-0.08	0.09	-0.01	-0.13	-0.18	Nd	Nd	Nd	Nd
México	-0.03	-0.11	-0.14	-0.05	-0.09	-0.15	0.10	-0.13	Nd	Nd	-0.02	0.00	Nd	Nd	Nd	Nd
Nicaragua	0.15	0.06	0.06	0.21	-0.06	0	0.34	0.30	0.33	0.49	-0.02	-0.01	Nd	Nd	Nd	Nd
Panamá	0.27	0.14	0.19	0.22	-0.02	-0.12	0.29	0.25	0.26	0.08	0.08	-0.06	0.12	-0.04	-0.04	0.20
Uruguay	-0.01	-0.08	-0.09	0.01	-0.10	-0.04	-0.09	0.12	0.24	-0.04	-0.13	0.13	Nd	0.09	Nd	Nd
Promedio	-0.04	-0.01	-0.04	0.03	-0.11	-0.11	0.04	0.04	0.13	0.10	-0.02	0.03	0.24	0.10	0.09	0.19
Desv. Estándar	0.25	0.25	0.21	0.13	0.18	0.07	0.24	0.13	0.23	0.17	0.18	0.14	0.34	0.10	0.17	0.35

Fuente: Elaboración del autor, sobre la base de datos oficiales de la CEPAL, División de Estadísticas y Proyecciones Económicas.

Notas:

	Significativo al 5%
	Significativo al 1%

Nd = no disponible.

- [A] Agricultura, minería y suministro de electricidad, gas y agua
- [B] Industria manufacturera
- [C] Construcción
- [D] Comercio
- [E] Transporte y comunicaciones
- [F] Establecimientos financieros
- [G] Servicios
- [H] Administración pública y defensa
- [I] Otras actividades



NACIONES UNIDAS

Serie

C E P A L

estudios estadísticos y prospectivos

Números publicados

El listado completo de esta colección, así como las versiones electrónicas en pdf están disponibles en nuestro sitio web: www.cepal.org/publicaciones

59. Descomponiendo la desigualdad salarial en América Latina: ¿Una década de cambios?, Dante Contreras y Sebastián Gallegos (LC/L. 2789-P), N° de venta S.07.II. G.127, (US\$ 10.00), noviembre, 2007.
58. Pobreza en dimensiones distintas al ingreso, Osvaldo Larrañaga (LC/L.2785-P), N° de venta S.07.II. G.118, (US\$ 10.00), octubre, 2007.
57. El séptimo objetivo del Milenio en América Latina y el Caribe: avances al 2007, Rayén Quiroga (LC/L.2782-P), N° de venta S.07.II. G.116, (US\$ 10.00), octubre, 2007.
56. Principios y aplicación de las nuevas necesidades de energía según el Comité de Expertos FAO/OMS 2004, Erik Díaz Bustos (LC/L.2780-P), N° de venta S.07.II. G.114, (US\$ 10.00), agosto, 2007.
55. La cohesión social en los países desarrollados: conceptos e indicadores, sin autor (LC/L.2781-P), N° de venta S.07.II. G.115, (US\$ 10.00), agosto, 2007.
54. Imputación de datos: teoría y práctica, Fernando Medina y Marco Galván (LC/L.2772-P), N° de venta S.07.II. G.109, (US\$ 10.00), julio, 2007.
53. Indicadores de los objetivos de desarrollo del Milenio en América Latina y el Caribe: una comparación entre datos nacionales e internacionales, Simone Cecchini e Irene Azócar (LC/L.2767-P), N° de venta S.07.II. G.103, (US\$ 10.00), julio, 2007.
52. Transversalizando la perspectiva de género en los objetivos de desarrollo del milenio, Daniela Zapata (LC/L.2764-P), N° de venta S.07.II. G.100, (US\$ 10.00), junio 2007.
51. Un sistema de indicadores líderes compuestos para la región de América Latina, Mauricio Gallardo y Michael Pedersen (LC/L. 2728-P), N° de venta S.07.II. G.66, (US\$ 10.00), mayo, 2007.
50. Propuesta regional de indicadores complementarios al Objetivo de Desarrollo del Milenio 7: “Garantizar la sostenibilidad del medio ambiente”, Rayén Quiroga Martínez, (LC/L.2746-P), N° de venta S.07.II. G.84, (US\$ 10.00), mayo, 2007.
49. Indicadores líderes compuestos. Resumen de metodologías de referencia para construir un indicador regional en América Latina, Mauricio Gallardo y Michael Pedersen (LC/L.2707-P), N° de venta S.07.II.G.55, (US\$ 10.00), abril, 2007.
48. The millennium development goals: opportunities and challenges for national statistical systems in Latina America and the Caribbean, (LC/L.2673-P), N° de venta E.07.II.G.40, (US\$ 10.00), March, 2007.
47. El consumo aparente de energía fósil en los países latinoamericanos hacia 1925: una propuesta metodológica a partir de las estadísticas de comercio exterior, Mauricio Folchi y María del Mar Rubio (LC/L.2658-P), N° de venta S.07.II.G.9, (US\$ 10.00), enero, 2007
46. El método DEA y su aplicación al estudio del sector energético y las emisiones de CO₂ en América Latina y el Caribe, Andrés Schuschny (LC/L.2657-P), N° de venta S.07.II.G.8, (US\$ 10.00), enero, 2007.
45. Can Latin America Fly? Revising its engines of growth, Hubert Escaith (LC/L.2605-P), N° de venta E.06.II.G.125, (US\$ 10.00), September, 2006.
44. Importaciones y modernización económica en América Latina durante la primera mitad del siglo XX. Las claves de un programa de investigación, Albert Carreras, Mauricio Folchi, André Hofman, Mar Rubio, Xavier Tafunell y César Yáñez (LC/L.2583-P), N° venta S.06.II.G.113, (US\$ 10.00), septiembre, 2006.
43. La medición de los Objetivos de Desarrollo del Milenio en las áreas urbanas de América Latina, Simone Cecchini, Jorge Rodríguez y Daniela Simioni (LC/L.2537-P), N° de venta S.06.II.G.64, (US\$ 10.00), junio, 2006.
42. Latin America and the Caribbean. Projections 2006-2007. Economic Projections Centre, (LC/L.2528-P), Sales Number E.06.II.G.55, (US\$ 10.00), June, 2006.
42. América Latina y el Caribe: proyecciones 2006-2007, Centro de Proyecciones Económicas (LC/L.2528-P), N° venta S.06.II.G.55, (US\$ 10.00), abril, 2006.
41. Propuesta para un compendio Latinoamericano de indicadores sociales, Unidad de Estadísticas Sociales, (LC/L.2471-P), N° de venta S.06.II.G.15, (US\$ 10.00), diciembre 2005.

40. Oportunidades digitales, equidad y pobreza en América Latina: ¿Qué podemos aprender de la evidencia empírica? Simone Cecchini, (LC/L.2459-P), N° de venta S.05.II.G.206, (US\$ 10.00), diciembre 2005.
39. El seguimiento de los objetivos de desarrollo del milenio: oportunidades y retos para los Sistemas Nacionales de Estadística, José L. Cervera Ferri, (LC/L.2458-P), N° de venta S.05.II.G.204, (US\$ 10.00), diciembre, 2005
38. Elementos teóricos del ajuste estacional de series económicas utilizando X-12-ARIMA y TRAMO-SEATS, Francisco G. Villarreal (LC/L.2457-P), N° de venta S.05.II.G.203, (US\$ 10.00), diciembre 2005.
37. Tópicos sobre el Modelo de Insumo-Producto: teoría y aplicaciones, Andrés Ricardo Schuschny, (LC/L.2444-P, N° de venta S.05.II.G.191, (US\$ 10.00), diciembre 2005.
36. Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile, Claudio Aravena, (LC/L.2434-P), N° de venta S.05.II.G.180, (US\$ 10.00), diciembre de 2005.
35. Propuesta metodológica para el desarrollo y la elaboración de estadísticas ambientales en países de América Latina y el Caribe, Dharmo Rojas, (LC/L.2398-P), N° de venta S.05.II.G.143, (US\$ 10.00), octubre, 2005.
34. Indicadores sociales en América Latina y el Caribe, Simone Cecchini, (LC/L.2383-P), N° de venta S.05.II.G.127, (US\$ 10.00), septiembre, 2005.
33. El acuerdo de libre comercio Mercosur-Comunidad Andina de Naciones: una evaluación cuantitativa, Daniel Berrettoni y Martín Cicowicz (LC/L.2310-P), N de venta S.05.II.G.59, (US\$ 10.00), abril, 2005.
32. América Latina y el Caribe: proyecciones 2005, Centro de Proyecciones Económicas (CPE), (LC/L.2297-P), N° venta S.05.II.G.45, (US\$ 10.00), abril, 2005.
31. Metodología de proyecciones económicas para América Latina: formulación de proyecciones de corto plazo a partir de la base de datos de coyuntura, Centro de Proyecciones Económicas, (LC/L.2296-P), N° venta S.05.II.G.44, (US\$ 10.00), abril, 2005.
30. Cuentas ambientales: conceptos, metodologías y avances en los países de América Latina y el Caribe, Farid Isa, Marcelo Ortúzar y Rayén Quiroga, (LC/L.2229-P), N° de venta: S.04.II.G.151, (US\$ 10.00), enero, 2005.
29. Crecimiento económico, creación y erosión de empleo: un análisis intersectorial, Gabriel Gutiérrez (LC/L.2199-P), N° venta S.04.II.G.125, (US\$ 10.00), octubre, 2004.
28. Un enfoque contable y estructural al crecimiento y la acumulación en Brasil y México, (1983-2000), (LC/L.2188-P), N° venta S.04.II.G.116, (US\$ 10.00), diciembre, 2004.
27. Proyecciones de América Latina y el Caribe, 2004, Centro de Proyecciones Económicas (LC/L.2144-P), N° venta S.04.II.G.72, (US\$ 10.00), mayo, 2004.
26. Estados Unidos: ¿Una nueva economía, o más de lo mismo?, Gunilla Ryd (LC/L.2043-P), N° venta S.03.II.G.202, (US\$ 10.00), diciembre, 2003.
25. Potential output in Latin America: a standard approach for the 1950-2002 period, André A. Hofman, Heriberto Tapia, (LC/L.-2042P), Sales Number E.03.II.G.205, (US\$ 10.00), December, 2003.
24. El desarrollo económico de América Latina en épocas de globalización-una agenda de investigación, Albert Carreras, André A. Hofman, Xavier Tafunell y César Yáñez, (LC/L.2033-P), N° venta S.03.II.G.197, (US\$ 10.00), diciembre, 2003.
23. Tendencias y extrapolación del crecimiento en América Latina y el Caribe, Hubert Escaith, (LC/L.2031-P), N° venta S.03.II.G.193, (US\$ 10.00), diciembre, 2003.
22. Apertura y cambio estructural de la economía brasileña, Alejandro Vargas, (LC/L.2024-P), N° venta S.03.II.G.188, (US\$ 10.00), diciembre, 2003.
21. Registros Administrativos, calidad de los datos y credibilidad pública: presentación y debate de los temas sustantivos de la segunda reunión de la Conferencia Estadística de las Américas de la CEPAL, Graciela Echegoyen (comp), (LC/L.2007-P), N° venta S.03.II.G.168, (US\$ 10.00), diciembre, 2003.
20. Reseña de programas sociales para la superación de la pobreza en América Latina, Marcia Pardo (LC/L.1906-P), N° venta S.03.II.G.64, (US\$ 10.00), octubre, 2003.
19. Proyecciones de América Latina y el Caribe, 2003, Centro de Proyecciones Económicas (CPE), (LC/L.1886-P), N° venta S.03.II.G.52, (US\$ 10.00), abril, 2003.

- El lector interesado en adquirir números anteriores de esta serie puede solicitarlos dirigiendo su correspondencia a la Unidad de Distribución, CEPAL, Casilla 179-D, Santiago, Chile, Fax (562) 210 2069, correo electrónico: publications@cepal.org.

Name:
Activity:
Address:
Postal code, city, country:
Tel.: Fax: E.mail: