

Características de los hogares
y de su principal perceptor de
ingresos en Centroamérica,
México y la República Dominicana:
su papel en la desigualdad del
ingreso

Matthew Hammill



Unidad de Desarrollo Social



México, D. F., febrero del 2006

Este documento fue preparado por Matthew Hammill, funcionario de la Unidad de Desarrollo Social de la Sede Subregional de la CEPAL en México. Ha sido traducido del inglés y se basa en una investigación más amplia (Hammill, 2005). El autor agradece a Ana Sojo, Marco Sánchez y Pablo Sauma por su invaluable ayuda y comentarios, así como a Roger Wilkins, del Instituto de Investigación Económica y Social Aplicada de Melbourne, por el acceso a su código para la rutina de simulación.

Las opiniones expresadas en este documento son de exclusiva responsabilidad del autor y pueden no coincidir con las de la Organización.

Publicación de las Naciones Unidas
ISSN mpreso 1680-8800
ISSN electrónico 1684-0364

ISBN: 92-1-322880-5
LC/L.2499-P
LC/MEX/L.709
N° de venta: S.06.II.G.31

Copyright © Naciones Unidas, febrero del 2006. Todos los derechos reservados
Impreso en Naciones Unidas, México, D. F.

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
Introducción	7
I. Determinantes de la desigualdad del ingreso	9
1. La desigualdad y su vínculo con el crecimiento económico	9
2. El comercio, la reforma macroeconómica y la desigualdad	10
3. La desigualdad del ingreso y el mercado laboral	11
4. La desigualdad del ingreso, la estructura familiar y la fertilidad	12
II. La desigualdad en Centroamérica, la República Dominicana y México y los cambios de las características de hogares y de individuos	13
1. La estructura familiar	15
2. Educación	17
3. Inserción en el mercado laboral	18
III. Descomposición Theil de la desigualdad del ingreso	21
IV. Cambios simulados de las características de hogares e individuos y la medición de sus efectos en la desigualdad del ingreso	25
V. Conclusiones	33
Bibliografía 35	
Anexo: Descripción de las variables	39
Serie Estudios y perspectivas: números publicados	45

Índice de cuadros

Cuadro 1	Centroamérica, México y República Dominicana: Desigualdad del ingreso según índices Gini y Theil alrededor de 1990 y 2002	14
Cuadro 2	Centroamérica, México y República Dominicana: Distribución de diversos tipos de familias alrededor de 1990 y 2002	15
Cuadro 3	Centroamérica, México y República Dominicana: Tipos de familia en los dos quintiles extremos del ingreso alrededor de 1990 y 2002	16
Cuadro 4	Centroamérica, México y República Dominicana: Distribución rural/urbana de los hogares alrededor de 1990 y 2002	17
Cuadro 5	Centroamérica, México y República Dominicana: Distribución de individuos por nivel educativo alrededor de 1990 y 2002	18
Cuadro 6	Centroamérica, México y República Dominicana: Inserción laboral de ocupados alrededor de 1990 y 2002	19
Cuadro 7	Centroamérica, México y República Dominicana: Personas empleadas por sector de actividad económica alrededor de 1990 y 2002	20
Cuadro 8	Centroamérica, México y República Dominicana: Descomposición Theil de la desigualdad del ingreso por hogares e individuos alrededor de 1990 y 2002	23
Cuadro 9	Centroamérica, México y República Dominicana: Cambios de características de los hogares y de su perceptor principal de ingresos y efectos sobre la desigualdad alrededor de 1990 y 2002	28

Índice de gráficos

Gráfico	Centroamérica, México y República Dominicana: Distribuciones reales y simuladas del ingreso per cápita de los hogares, 2002	30
---------	---	----

Resumen

En el presente artículo se investiga la desigualdad de los ingresos de los hogares y los individuos en los países de Centroamérica, la República Dominicana y México. Mediante el uso de encuestas de hogares relativas a 1989-2002 se examinan las características de los hogares y los individuos como determinantes de la alta y persistente desigualdad observada en esta región.

Se emplea el innovador procedimiento de simulación de Di Nardo, Fortín y Lemieux (1996) para mostrar el alcance de los efectos que cambios en las características de los hogares y los individuos tienen en las variaciones de la distribución del ingreso. Los resultados se analizan a la luz de dos teorías tradicionales de la desigualdad del ingreso: la teoría que la explica en función de cambios en la estructura familiar, y la que la considera debido a cambios en el mercado laboral y efectos educativos.

Existe suficiente evidencia para apoyar la idea de que la desigualdad de los ingresos de los individuos está causada principalmente por el mercado laboral y los cambios asociados a la educación. Los efectos de la estructura familiar afectan la desigualdad de los ingresos de los hogares en menor medida. Los resultados son bastante heterogéneos y se proponen varias direcciones para la investigación futura del tema, sobre todo en cuanto a la identificación de las diferencias en los efectos producidos por cambios poblacionales y variaciones en los retornos debidas a diversas características.

Introducción

Como región, América Latina presenta la distribución del ingreso más desigual a escala mundial, rasgo que ha perdurado los últimos 50 años (de Ferranti y otros, 2003). Debido al creciente consenso entre los diseñadores de políticas y los investigadores acerca de que la desigualdad extrema impide el crecimiento y la reducción de la pobreza, las investigaciones se orientan cada vez más a contribuir con propuestas para disminuirla. La elevada disparidad de ingresos constituye un aspecto negativo de la sociedad y se le identifica como causa de vulnerabilidad y malestar social (de Ferranti y otros, 2003). Además, en muchos países latinoamericanos y del Caribe es poco probable que pueda cumplirse la primera Meta del Milenio para el Desarrollo, según la cual se procura que el porcentaje de población que vive en pobreza extrema descienda a la mitad (CEPAL, 2002).

Aunque la evidencia empírica relativa a los altos niveles de desigualdad existentes en la región con respecto al ingreso es abundante, la tarea de identificar sus principales causas resulta bastante compleja y ha sido poco explorada. En este estudio se indaga el vínculo entre las características de los hogares y de los individuos y la desigualdad del ingreso en los países centroamericanos, la República Dominicana y México en el período 1990-2002.¹

¹ Los años analizados en cada país varían según la disponibilidad y calidad de los datos de las encuestas de hogares de los países respectivos.

El análisis estudia las diferencias entre los factores que inciden en la desigualdad del ingreso en los hogares y los individuos, este último aspecto referido exclusivamente al principal perceptor de ingresos del hogar. La evidencia se confronta con dos teorías derivadas de investigaciones anteriores. Según la primera teoría, la desigualdad del ingreso responde fundamentalmente a desigualdades en el mercado originadas en la inserción en determinados tipos de ocupaciones o sectores de actividad económica. La segunda atribuye esta desproporción a estructuras familiares en proceso de cambio, como efecto de una mayor educación de la mujer y, por consiguiente, del incremento de su participación en la fuerza laboral, dado el costo de oportunidad asociado con la fertilidad. Estas teorías no necesariamente se excluyen entre sí y el documento discute la medida en que ambas posiciones resultan útiles para explicar el fenómeno en este conjunto de países.

Se estudian a tal fin los cambios de algunas características de los hogares e individuos para entender sus efectos en la desigualdad del ingreso. Las características seleccionadas son las estructuras familiares, el nivel de educación de los hogares y de los individuos que son principales perceptores de ingresos, y su inserción laboral. Los efectos de precio no se analizan explícitamente. Estos efectos se refieren a modificaciones de ingresos y de desigualdad producidos por variaciones en las características mencionadas, por ejemplo, los beneficios o ingresos que la educación primaria reporta a un individuo en el mercado laboral, beneficios que podrían modificarse con el tiempo. Aunque tales efectos no se analizan explícitamente, se incluyen como elementos residuales del trabajo empírico.

La evidencia empírica fue obtenida con la metodología de descomposición Theil y la innovadora metodología de simulación semiparamétrica desarrollada por Di Nardo, Fortín y Lemieux (1996), denominada en adelante DFL. Las evidencias de los ejercicios de descomposición Theil reflejan los efectos en la desigualdad del ingreso producidos por cambios en las características seleccionadas de los hogares y de los individuos que son los principales perceptores de ingresos. Por su parte, la metodología de simulación aborda los cambios ocurridos en la desigualdad del ingreso a lo largo del período. Así, los resultados empíricos arrojan una visión más completa de la relación que guardan los atributos de los hogares y los individuos con la desigualdad del ingreso. Además, esta metodología abarca las variaciones en el conjunto de la distribución y capta más información que los análisis convencionales basados en medidas de escalas de desigualdad.

El texto se organiza de la siguiente manera. En el capítulo I se plantea un panorama de los trabajos recientes y se hace un esbozo de las dos teorías mencionadas sobre los determinantes de la desigualdad del ingreso, enfatizando la probabilidad de su pertinencia para Centroamérica, la República Dominicana y México. En el capítulo II se presentan algunos datos preliminares provenientes de encuestas de hogares. En el capítulo III se exponen los resultados de un ejercicio de descomposición Theil realizado con los mismos datos, y se evalúan dichos resultados con las teorías ya mencionadas. En el capítulo IV se explica la metodología de simulación semiparamétrica y se detallan los resultados de algunos análisis "contrafácticos",² así como sus implicaciones para los factores causales de cambios de la desigualdad del ingreso a lo largo del período. En el capítulo V se formulan las conclusiones del trabajo.

² Traducción literal del término anglosajón "counterfactual", que refiere a la comparación de simulaciones respecto de un punto de partida.

I. Determinantes de la desigualdad del ingreso

En este estudio, el término desigualdad se refiere sólo a la desigualdad del ingreso. Por cierto, existen definiciones más amplias de la desigualdad, como la elaborada por Sen (1999), que comprende las diferencias de capacidad individual para procurarse el tipo de vida que uno desea. Sin embargo, en esta investigación las consideraciones giran en torno a la desigualdad del ingreso, ya que ésta es un concepto estándar de la literatura sobre el tema, porque diversos autores sostienen que la desigualdad del ingreso constituye un determinante clave del crecimiento y del desarrollo, que arroja luz sobre la realidad del acceso a oportunidades económicas (Székely y Hilgert, 2000) y porque se ha contado con los datos relativos a ingresos de las encuestas de hogares. En líneas generales, las investigaciones sobre el tema abarcan cuatro áreas temáticas principales: la desigualdad y el crecimiento económico; el comercio, la reforma macroeconómica y la desigualdad; la desigualdad y el mercado laboral; y la desigualdad, la estructura familiar y la fertilidad. Nuestro análisis se restringe a las relaciones de la desigualdad con el mercado laboral y con la estructura familiar.

1. La desigualdad y su vínculo con el crecimiento económico

Los estudios modernos sobre el desarrollo económico y la desigualdad del ingreso fueron iniciados por Kuznets (1955) con datos de los Estados Unidos, el Reino Unido y Alemania de principios del

siglo XX. Con esta información describió la existencia de una relación con forma de U invertida entre el producto per cápita y la desigualdad. Según esta relación, la desigualdad en un país aumentaría a medida que éste creciera y se desarrollara, pero luego disminuiría, una vez que hubiese adquirido un estatus de ingresos elevados. A partir de Kuznets, la mayoría de las investigaciones sobre la relación entre desigualdad del ingreso y crecimiento económico se han limitado a hacer comparaciones entre países y a establecer medidas de desigualdad basadas en los determinantes de diferencias en el ingreso en relación con el PIB.

Varias teorías atribuyen la desigualdad a tasas de ahorro (Solow, 1956), a la acumulación de capital humano (Lucas, 1988; Mankiw, Romer y Weil, 1992) y al cambio tecnológico (Romer, 1986; Aghion y Howitt, 1992). Pero a medida que se ha ido disponiendo de mayor información, los estudios han tendido a enfocarse en la relación entre desigualdad del ingreso y crecimiento económico, basándose en medidas de desigualdad en los países. Los hallazgos en esta línea indican que los factores subyacentes tras la desigualdad del ingreso son diversos. Algunos estudios aseveran que la desigualdad es generada por factores políticos e institucionales (Persson y Tabellini, 1994; Alesina y Rodrick 1994). Otros trabajos la atribuyen a las imperfecciones del mercado de capital y las diferencias de acceso al capital (Aghion y Bolton, 1997; Benabou, 1996; Galor y Ziera 1993). En general, las pruebas empíricas realizadas para determinar los efectos han identificado relaciones negativas entre la desigualdad del ingreso y el crecimiento económico. Deininger y Squire (1996) recopilaron un extenso conjunto de datos sobre los niveles de desigualdad en diferentes países, luego ampliado por UNU/WIDER (2004). Al igual que otros, como Perotti (1996), dichos investigadores encontraron una relación negativa entre desigualdad y crecimiento. En cambio, algunos estudios, como los de Forbes (2000), Barro (2000) y Li y Zou (1998), han revelado una relación positiva entre ambas dimensiones.

Pero, ¿la desigualdad causa el crecimiento o el crecimiento causa la desigualdad? Sólo Lundberg y Squire (2003) han investigado el sentido en que se mueve esta causalidad, y afirman que lo hace un poco en ambas direcciones. Las investigaciones siguen avanzando en esta área, específicamente las emprendidas para vincular de manera simultánea crecimiento económico, desigualdad del ingreso y pobreza.

2. El comercio, la reforma macroeconómica y la desigualdad

Investigaciones recientes han indagado en los efectos de las reformas comerciales y macroeconómicas en la desigualdad del ingreso (Ganuza y otros 2002 y 2004; Sánchez, 2005). Algunos grandes cambios en la macroeconomía de varios países latinoamericanos han impulsado la liberalización comercial y generado un sector externo cada vez más abierto. Las investigaciones han combinado métodos de microsimulación y modelos de equilibrio general computable (EGC) para analizar el impacto de estos cambios en la pobreza y la desigualdad. Los modelos son muy útiles porque integran los efectos de variaciones en la distribución con efectos macroeconómicos producidos por cambios estructurales y por políticas económicas.

Ganuza y otros (2002) detectaron en su estudio que casi en la mitad de los países considerados las reformas comerciales habían incrementado la desigualdad, aunque generalmente de forma modesta. Una suposición importante de este trabajo es que la desigualdad ocurre a causa de cambios en el mercado laboral provocados por reformas comerciales y no se consideran otros posibles efectos de transmisión.

3. La desigualdad del ingreso y el mercado laboral

La mayoría de las investigaciones sobre los determinantes de la desigualdad del ingreso abordan los vínculos entre desigualdad y mercado laboral. Los ingresos laborales responden a una combinación de factores relacionados con el mercado de trabajo y con factores individuales. Los primeros incluyen el sector de actividad económica, los tipos de ocupación y la distribución rural urbana, mientras que los factores individuales abarcan, entre otros, la edad, la experiencia y la educación.

Como los ingresos laborales representan gran parte de los ingresos totales de los individuos, comúnmente se presume que las desigualdades de ingreso se originan primordialmente en las disparidades de ingresos del mercado laboral, tal como lo hacen Ganuza y otros (2002). En su intento por explicar la desigualdad del ingreso en América Latina y el Caribe en los últimos 20 años, Morley (2001), por su parte, consideró una variedad de factores educativos y del mercado laboral. Realizó un ejercicio de descomposición Theil que selecciona la educación individual y las características ocupacionales como los determinantes de la desigualdad más significativos. En su análisis, las características demográficas como la edad y el sexo aportarían pocos elementos explicativos. Una de sus conclusiones más interesantes es que existe una relación negativa entre el nivel y la varianza de educación en América Latina. Asimismo, las diferencias de educación por sí solas —aparte del efecto complementario de los crecientes ingresos de trabajadores altamente capacitados— no bastarían para explicar los grandes niveles de desigualdad. Por lo tanto, los efectos producidos por diferencias educativas, combinados con los efectos de precio producidos por cambios de los rendimientos obtenidos gracias a la educación, explicarían gran parte de la desigualdad del ingreso observada.

Alejos (2003) investigó la desigualdad del ingreso en Guatemala en 2002 y encontró que factores individuales, sobre todo las diferencias del mercado laboral y las ocupacionales, originan aproximadamente la mitad de la desigualdad. López-Acevedo (2000) hallaron que las características ocupacionales explican aproximadamente la mitad de la desigualdad salarial en México en las décadas de 1980 y 1990, y que las diferencias educativas fueron el componente más importante. Gindling y Trejos (2004) establecieron que la educación predominó como factor condicionante de la desigualdad en Costa Rica entre 1980 y 1999, mientras que los factores ocupacionales influyeron menos. Concluyeron que los cambios en el rendimiento de la educación habían contribuido también a incrementar la desigualdad.

Székely y Hilgert (2000) emplearon una metodología afín a la contabilidad del crecimiento para analizar los elementos que causaron la desigualdad del ingreso en diversos países alrededor del año 1995. Lo innovador de su estudio radica en la distinción entre los mecanismos que transmiten la desigualdad individual y los que funcionan en el hogar. Su hipótesis es que factores del mercado laboral causan la desigualdad individual, es decir, de los principales perceptores de ingresos, y que factores no laborales así como la integración de individuos en hogares ocasionan la alta desigualdad de ingresos en los hogares. Los resultados indican que en América Latina la desigualdad se debe en su mayor parte al impacto de los factores del mercado laboral en la desigualdad del ingreso individual. A partir de su estudio de la desigualdad de hogares, llegaron a la conclusión de que las decisiones relacionadas con la estructura familiar y la fertilidad también han desempeñado un papel importante.

4. La desigualdad del ingreso, la estructura familiar y la fertilidad

Aunque las teorías que explican el lazo entre la desigualdad del ingreso, la estructura familiar y la fertilidad son diversas, éstas son principalmente “variaciones sobre un mismo tema”. Según el consenso, la estructura familiar y la fertilidad de la mujer son producto de decisiones familiares. Hausman y Székely (1999) afirman que las familias numerosas son más frecuentes en los hogares con menores ingresos porque éstos buscan economías de escala en el consumo de recursos. Por otra parte, el crecimiento del ingreso en un país elevará en el curso del tiempo el costo de oportunidad de tener hijos, comparado con la posibilidad de inserción laboral, particularmente para las mujeres, dado que ellas generalmente realizan las actividades de cuidado del hogar.

Asimismo, el incremento de los niveles de educación posibilita mayores rendimientos en sueldos y salarios, lo que a su vez aumenta el costo de oportunidad de tener hijos. Por tanto, el costo de tener hijos es mucho mayor para las mujeres con mayor educación. Luego, las mujeres altamente educadas participarán más en la fuerza laboral y formarán familias más pequeñas. Esta desigualdad persiste por la fuerte correlación entre la educación de los hijos y la de sus padres. Una investigación del Banco Interamericano de Desarrollo (BID) sobre América Latina respalda los resultados de Attanasio y Székely (2002).

II. La desigualdad en Centroamérica, la República Dominicana y México y los cambios de las características de hogares y de individuos

Antes de realizar descomposiciones y simulaciones para la región, es conveniente examinar de manera preliminar los datos para determinar la relación entre la desigualdad del ingreso y las diversas características del hogar y de los individuos que se han apuntado. Se tomarán en cuenta los vínculos propuestos por las dos teorías esbozadas en la sección anterior sobre la transmisión de la desigualdad del ingreso: la relación que guarda el mercado laboral con la desigualdad del ingreso entre individuos, y la relación de la estructura familiar con la desigualdad de los hogares.

En el cuadro 1 se muestran los cambios de la desigualdad para cada país mediante dos medidas escalares comunes, el índice Gini y el índice Theil. El índice Gini oscila en un rango de 0 y 1, donde 0 representa perfecta igualdad y 1 perfecta desigualdad. El rango del índice Theil va de 0, perfecta igualdad, al logaritmo natural del número de observaciones, la desigualdad perfecta que pocas veces excede el 1. Ambas medidas son útiles para describir la desigualdad. En las investigaciones sobre la desigualdad, tradicionalmente se ha utilizado más el primero, aunque el índice Theil posee cualidades como la capacidad de descomponer la desigualdad total en los

distintos grupos de población considerados. Los números difieren porque cada índice enfatiza aspectos distintos de la distribución del ingreso. Mientras que el índice Gini tiende a enfocar la parte media de la distribución del ingreso, el Theil privilegia el extremo más bajo, es decir, el sector más pobre.³

Durante la década de 1990, el ingreso per cápita de los hogares disminuyó en todos los países estudiados, excepto en Costa Rica, El Salvador y Nicaragua. La desigualdad del ingreso entre hogares subió 5 puntos Gini en Costa Rica, pero sólo 2 en El Salvador. En Nicaragua, el índice Gini para los ingresos per cápita del hogar no varió, mientras que el índice Theil aumentó 10 puntos. El índice Gini indica que Honduras y Nicaragua tienen los ingresos per cápita por hogar más desiguales y que Costa Rica y México registran los menos desiguales (cuadro 1).

La desigualdad entre los perceptores de ingresos principales disminuyó sólo en la República Dominicana, El Salvador y Honduras, mientras que en los demás países se elevó. El patrón de cambio en la desigualdad varía entre los hogares y los individuos en El Salvador, Guatemala, México y Panamá. En El Salvador la desigualdad del ingreso per cápita por hogar se amplió, al tiempo que la desigualdad a nivel del principal perceptor de ingresos decreció a lo largo del mismo período. En Guatemala, México y Panamá se presentó la tendencia opuesta, con descensos en la desigualdad entre ingresos per cápita por hogar, en tanto que la desigualdad del ingreso individual se incrementó.

Cuadro 1
CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA: DESIGUALDAD DEL
INGRESO SEGÚN ÍNDICES GINI Y THEIL ALREDEDOR DE 1990 Y 2002

País	Año	Ingresos per cápita del hogar		Individuo perceptor principal de ingresos en el hogar	
		Índice Gini	Índice Theil	Índice Gini	Índice Theil
Costa Rica	1990	0,44	0,33	0,42	0,32
	2002	0,49	0,44	0,49	0,46
República Dominicana	1992	0,59	0,65	0,55	0,61
	2002	0,55	0,51	0,49	0,47
El Salvador	1995	0,50	0,51	0,50	0,52
	2001	0,52	0,53	0,49	0,47
Guatemala	1989	0,57	0,68	0,50	0,53
	2002	0,54	0,54	0,59	0,69
Honduras	1990	0,61	0,81	0,56	0,75
	2002	0,60	0,72	0,53	0,55
México	1989	0,53	0,65	0,53	0,63
	2002	0,51	0,54	0,60	0,71
Nicaragua	1993	0,58	0,67	0,50	0,52
	2001	0,58	0,77	0,55	0,76
Panamá	1991	0,59	0,61	0,54	0,55
	2002	0,56	0,60	0,62	0,76

Fuente: Cálculos propios basados en encuestas de hogares de cada país.

³ Para más detalles sobre los índices de desigualdad, véase Hammill (2005).

Queda claro que la desigualdad no ha cambiado homogéneamente en los países, como lo indica el hecho de que sólo aproximadamente en la mitad de ellos la desigualdad de los ingresos per cápita de los hogares supera a la desigualdad entre los perceptores de ingresos principales. En los demás, por el contrario, la situación se invierte. Las características de los hogares e individuos constituirían un patrón de cambio únicamente si cambiaran de forma homogénea en los países analizados.

1. La estructura familiar

En cada uno de los países han ocurrido cambios poco significativos en la estructura familiar en el período analizado, ya que éste es demasiado corto para poder observar grandes transformaciones estructurales (véase el cuadro 2). Las parejas con hijos constituyen el tipo de familia predominante en todos los países considerados, menos en Nicaragua, donde la familia extendida prevalece ligeramente. La familia extendida aún desempeña un papel estructural importante en estos países, ya que representa entre 25% y 44% de los hogares. En el cuadro 2 también se aprecia que las familias más pequeñas, por ejemplo, los hogares de personas solteras, sin núcleo conyugal o de parejas sin hijos, todavía representan una parte mínima de la estructura familiar en cada país.

Cuadro 2
CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA: DISTRIBUCIÓN DE DIVERSOS TIPOS DE FAMILIAS ALREDEDOR DE 1990 Y 2002^a

País	Año	Persona soltera	Sin núcleo conyugal	Familias Nucleares			Extendida	Compuesta
				Pareja sin hijos	Pareja con hijos	Mono-parental		
Costa Rica	1990	1,1	2,8	3,0	59,7	7,3	23,6	2,5
	2002	1,8	2,8	4,4	55,6	9,8	22,7	2,8
República Dominicana	1992	1,0	3,6	2,4	46,2	8,4	37,6	0,9
	2002	2,7	4,7	4,0	43,6	9,8	30,5	4,9
El Salvador	1995	1,2	4,1	2,2	43,6	8,1	37,8	3,0
	2001	1,7	4,0	2,4	41,4	9,1	39,5	1,9
Guatemala	1989	1,0	3,2	14,0	51,4	10,2	18,8	1,4
	2002	1,1	2,0	10,3	60,3	14,9	10,0	1,4
Honduras	1990	0,7	3,2	1,5	48,1	6,6	35,1	4,8
	2002	0,9	3,3	1,7	45,6	7,9	31,1	9,5
México	1989	0,9	2,5	2,5	61,0	4,9	27,0	1,2
	2002	1,7	2,3	4,2	57,6	7,6	26,1	0,6
Nicaragua	1993	0,8	3,0	1,5	44,9	7,5	40,3	2,0
	2001	0,8	2,9	1,3	40,7	6,9	43,6	3,8
Panamá	1991	2,1	4,2	3,5	46,0	8,7	32,6	2,9
	2002	2,6	3,9	4,0	42,8	8,2	36,7	1,9

Fuente: Cálculos propios basados en encuestas de hogares de cada país.

^a Detalles sobre las encuestas de hogares y la definición de estructura familiar en el anexo.

Las familias extendidas o compuestas son más frecuentes en Nicaragua, El Salvador y Panamá, y menos en Costa Rica y México. En cuanto a los cambios de la estructura familiar, los hogares de personas solteras se han vuelto más habituales, mientras que los hogares sin núcleo conyugal son menos frecuentes en la mayoría de estos países. También hay una ligera tendencia al cambio de las estructuras familiares desde las tradicionales hacia estructuras más nucleares, con una reducción de las familias extendidas y aumentos correspondientes en el número de padres solteros y parejas sin hijos. La proporción de familias extendidas disminuyó en la República Dominicana, Guatemala y Honduras, mientras que en Panamá se incrementó.

En el cuadro 3 se presenta la proporción de los distintos tipos de hogares en el 20% de ingresos más altos y en el 20% más bajos de cada país. Si existiera un vínculo claro entre la estructura familiar y la desigualdad del ingreso de los hogares, habría un patrón definido por el predominio de estructuras familiares tradicionales en el sector más bajo de la distribución del ingreso. Si el ingreso se distribuyera equitativamente entre los hogares, 20% de cada tipo de familia estaría en el quintil de ingresos más bajo, y 20% en el más alto.

El análisis del cuadro revela que los hogares de personas solteras se ubican predominantemente en el quintil superior de ingresos, quintil que reúne menos familias extendidas. En algunos países las familias con dos padres están menos representadas en el quintil superior y en casi la mitad de los países éstas están sobrerrepresentadas en el quintil más bajo. Aunque esto comprueba cierto vínculo entre la estructura familiar y la desigualdad, el cambio en la desigualdad del ingreso per cápita por hogar queda sin explicación, ya que el cambio en la estructura familiar es poco significativo durante el período.

Cuadro 3
CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA: TIPOS DE FAMILIA
EN LOS DOS QUINTILES EXTREMOS DE INGRESO ALREDEDOR DE 1990 Y 2002^a
(Porcentajes)

País	Año	Persona soltera		Familias con ambos padres		Familia extendida	
		El 20% inferior	El 20% superior	El 20% inferior	El 20% superior	El 20% inferior	El 20% superior
Costa Rica	1990	32,1	41,0	19,4	17,8	21,1	12,9
	2002	23,2	37,9	18,3	20,1	23,2	10,2
República Dominicana	1992	30,0	35,3	13,7	21,3	18,9	15,5
	2002	17,6	33,1	17,4	18,9	23,0	14,5
El Salvador	1995	7,8	46,6	23,0	18,2	21,2	13,3
	2001	12,5	36,5	23,8	18,9	21,2	14,0
Guatemala	1989	16,3	52,9	22,3	14,9	20,3	22,8
	2002	10,9	52,0	21,5	14,1	23,7	23,9
Honduras	1990	33,5	41,7	16,9	17,9	20,0	15,8
	2002	4,0	52,6	26,0	14,2	20,3	15,2
México	1989	4,4	56,1	22,1	16,8	25,9	10,9
	2002	4,8	48,8	23,5	15,4	25,7	10,5
Nicaragua	1993	24,3	48,5	22,5	17,4	18,2	15,3
	2001	10,6	48,1	23,2	17,1	21,0	16,8
Panamá	1991	24,0	30,5	21,8	17,7	19,0	13,1
	2002	16,8	35,1	21,5	16,8	21,4	13,4

Fuente: Cálculos propios basados en encuestas de hogares de cada país.

^a Véanse detalles sobre las encuestas de hogares y la definición de estructura familiar en el anexo.

Como lo muestra el cuadro 4, en Centroamérica, México y la República Dominicana la mayoría de los hogares vive en áreas urbanas, tendencia que aumentó entre 1990 y 2002.

Cuadro 4
CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA:
DISTRIBUCIÓN RURAL/URBANA DE LOS HOGARES
ALREDEDOR DE 1990 Y 2002 ^a
(Porcentajes)

País	Año	Rural	Urbana
Costa Rica	1990	55,8	44,2
	2002	41,0	59,0
República Dominicana	1990	44,5	55,5
	2002	30,4	69,6
El Salvador	1990	45,3	54,7
	2002	41,2	58,8
Guatemala	1990	62,9	37,1
	2002	61,2	38,8
Honduras	1990	58,8	41,2
	2002	54,2	45,8
México	1990	38,2	61,8
	2002	38,0	62,1
Nicaragua	1990	44,4	55,6
	2002	41,7	58,3
Panamá	1990	45,3	54,7
	2002	37,6	62,4

Fuente: Cálculos propios basados en encuestas de hogares de cada país.

^a Véanse detalles sobre las encuestas de hogares en el anexo.

2. Educación

En el cuadro 5 se presenta la distribución educativa para personas entre 25 y 54 años, para los niveles primario, secundario y terciario. Se eligió este rango de edad para medir con mayor precisión el acceso a todo nivel educativo. La inclusión de individuos más jóvenes habría sesgado la distribución hacia abajo debido a que éstos no participan en los niveles superiores de educación.

El nivel educativo predominante en estos países es de primaria o inferior. Guatemala y Honduras tienen los índices más bajos, mientras que México y Panamá tienen los mayores. En cuanto a cambios, la distribución educativa se amplió en Nicaragua y Panamá, con aumento del número de individuos con educación primaria y postsecundaria. Pero los niveles educativos de Costa Rica, Guatemala y México avanzaron más a lo largo del período.

Además, como se ha mostrado en otro trabajo, el patrón educativo es semejante en los diversos tipos de familias en Centroamérica, la República Dominicana y México (Hammill, 2005). Parece haber poca diferencia en el nivel de escolaridad entre los tipos de familia, lo cual parece contradecir la idea de que la estructura familiar afecta la desigualdad de ingresos per cápita del hogar mediante los ingresos primarios obtenidos por el nivel educativo; sin embargo, no hay tal contradicción, dada la distribución educativa obviamente desigual, en la que la mayoría de la población alcanza niveles de educación muy bajos, y una pequeña minoría muy elevados. Con relación a los principales perceptores de ingresos, la distribución educativa tan sesgada da más peso

a la posibilidad de que la desigualdad esté vinculada al mercado laboral y a los ingresos primarios obtenidos por la educación.

Cuadro 5
CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA:
DISTRIBUCIÓN DE INDIVIDUOS POR NIVEL EDUCATIVO
ALREDEDOR DE 1990 Y 2002 ^a
(Porcentajes)

País	Año	Primaria o menos	Secundaria	Pos-secundaria
Costa Rica	1990	70,1	22,5	7,4
	2002	63,8	24,9	11,3
República Dominicana	1992	74,6	18,7	6,7
	2002	69,3	20,5	10,2
El Salvador	1995	71,5	10,9	7,9
	2001	66,6	10,2	9,4
Guatemala	1989	86,6	11,4	2,1
	2002	77,9	18,4	3,6
Honduras	1990	85,5	12,5	2,0
	2002	82,5	14,4	3,1
México	1989	67,7	26,8	5,6
	2002	55,6	35,2	9,2
Nicaragua	1993	71,0	24,9	3,8
	2001	72,4	22,5	5,1
Panamá	1991	49,6	37,6	12,8
	2002	50,1	37,0	12,9

Fuente: Cálculos propios basados en encuestas de hogares de cada país.

^a Véanse detalles sobre las encuestas de hogares y la definición de educación en el anexo.

3. Inserción en el mercado laboral

Centroamérica, la República Dominicana y México se caracterizan por tener un amplio sector laboral informal. La República Dominicana y El Salvador tienen la mayor proporción de trabajadores por cuenta propia, más de una quinta parte en cada país. Entre 1990 y 2002, el empleo formal se redujo en cada país, con leves aumentos sólo en el sector privado de México y de Panamá. La agricultura se ubica en segundo lugar como fuente de empleo importante, aunque en disminución. En Guatemala y Honduras, casi 40% del empleo consta de ocupaciones agrícolas, a diferencia de Costa Rica, la República Dominicana y México, donde la proporción del empleo agrícola es la más baja (véase el cuadro 6).

Cuadro 6
CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA: INSERCIÓN
LABORAL DE OCUPADOS ALREDEDOR DE 1990 Y 2002 ^a
(Porcentajes)

País	Año	Sector formal		Sector informal				Agricultura
		Privado	Público	Empleo por cuenta propia	Micro-empresas	Servicio doméstico	Familiar, sin remuneración	
Costa Rica	1990	29,6	17,0	12,1	9,0	4,3	2,0	26,1
	2002	37,2	14,0	14,3	12,3	4,3	1,8	16,0
República Dominicana	1992	31,7	13,8	24,2	3,5	4,3	1,7	20,7
	2002	29,7	11,8	27,3	9,0	4,3	0,9	16,6
El Salvador	1995	24,0	8,7	20,4	12,5	3,9	3,4	26,5
	2001	28,0	8,5	20,2	11,7	4,7	5,0	21,4
Guatemala	1989	15,0	5,2	14,0	11,3	2,5	3,1	49,1
	2002	18,9	3,8	15,9	12,3	2,6	7,0	39,5
Honduras	1990	16,0	8,5	18,2	6,2	4,0	3,0	43,1
	2002	21,1	5,6	19,2	7,8	2,6	4,0	38,6
México	1989	27,8	11,6	13,3	18,6	3,5	3,5	21,6
	2002	29,0	11,1	15,4	17,9	4,5	5,0	17,1
Nicaragua	1993	20,3	14,7	14,9	7,6	5,5	5,1	32,0
	2001	16,4	8,3	17,5	12,8	5,6	5,2	34,3
Panamá	1991	25,8	22,4	13,7	4,9	5,8	0,9	26,5
	2002	30,4	16,1	18,3	7,2	5,6	0,8	21,5

Fuente: Cálculos propios basados en encuestas de hogares de cada país.

^a Véanse detalles sobre encuestas de hogares y definiciones en el anexo.

Entre 1990 y 2002 ocurrieron cambios notables en diversos sectores de la actividad económica en distintos países. En el cuadro 7 se aprecia que el sector agrícola disminuyó, salvo en Nicaragua, donde creció, al tiempo que los sectores de servicios aumentaron casi en todos los países. México, Honduras y Guatemala fueron los únicos países que experimentaron incrementos del sector manufacturero.

Que los sectores informal y de servicios hayan crecido y el sector agrícola disminuido, revela la existencia de cambios estructurales dentro del mercado laboral que incidirán en la desigualdad del ingreso de los perceptores de ingresos principales en cada país. De todas las características de los hogares e individuos consideradas en el análisis, las relativas al mercado laboral son las que experimentaron los mayores cambios entre 1990 y 2002. Por lo tanto, se puede presumir que dichas características son también las que han tenido el mayor efecto en la creciente desigualdad de los ingresos de los individuos en los países estudiados, lo cual se tratará a continuación.

Cuadro 7
CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA: PERSONAS EMPLEADAS
POR SECTOR DE ACTIVIDAD ECONÓMICA ALREDEDOR DE 1990 Y 2002 ^a
(Porcentajes)

País	Año	Agricultura	Industria manufac- turera	Construc- ción	Comercial, hospitalidad	Transporte, almacenaje, comunica- ciones	Otros servicios
Costa Rica	1990	26,1	18,0	6,5	15,7	3,9	29,9
	2002	16,0	14,3	6,7	24,3	5,7	33,0
República Dominicana	1992	21,0	16,8	3,8	21,1	5,9	31,5
	2002	16,8	14,3	6,2	26,0	7,5	29,2
El Salvador	1995	27,0	19,3	6,6	22,8	4,1	20,2
	2001	21,9	17,6	5,4	27,2	4,6	23,2
Guatemala	1989	50,1	13,7	4,0	13,2	2,6	16,5
	2002	41,6	15,5	5,0	21,7	2,0	14,3
Honduras	1990	43,7	13,5	4,9	16,5	2,4	18,9
	2002	39,0	15,9	5,2	20,0	3,2	16,6
México	1989	27,4	16,2	6,5	16,7	3,6	29,6
	2002	17,1	17,3	7,5	20,3	4,3	33,4
Nicaragua	1993	32,6	11,6	3,2	21,8	3,6	27,1
	2001	35,1	11,3	4,9	23,2	3,6	21,9
Panamá	1991	26,7	9,6	3,6	19,9	6,9	33,3
	2002	21,6	9,0	6,4	21,9	7,3	33,8

Fuente: Cálculos propios basados en encuestas de hogares de cada país.

^a Véanse detalles sobre encuestas de hogares y definiciones de sectores en el anexo.

III. Descomposición Theil de la desigualdad del ingreso

El índice Theil es una forma de medición de la desigualdad que permite descomponer subgrupos de población. La proporción de la desigualdad se debe a la diferencia de ingresos entre dichos subgrupos, la cual puede calcularse (Champernowne y Cowell 1998). Por ejemplo, si la población se subdivide en niveles educativos, el índice Theil podría utilizarse para determinar la proporción de ingresos total originada por las diferencias de tales niveles.⁴

En el presente estudio se realizó una descomposición Theil de la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares y de la desigualdad de los principales perceptores de ingresos de los hogares en los países de Centroamérica, México y la República Dominicana en dos años alrededor de 1990 y alrededor de 2002 (cuadro 1). Para evaluar la desigualdad a escala del hogar como a escala del principal perceptor de ingresos, se incluyeron variables que representan a la familia y las características de la población, educativas y del mercado laboral.

Según la descomposición Theil de la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares, las diferencias entre los subgrupos de la población causaron entre 40% y 60% de la desigualdad, aproximadamente. Este porcentaje fue menor en Panamá y la República Dominicana, donde las diferencias entre subgrupos sólo explicaron alrededor de 28% de la desigualdad del ingreso en los hogares en 2002.

⁴ Ver detalles de la fórmula y del procedimiento para la descomposición Theil en Hammill (2005).

Entre los determinantes de la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares en los países de Centroamérica, México y la República Dominicana, predominaron los siguientes factores: las diferencias territoriales, la proporción de familias con educación primaria o menor, la proporción de familias con más miembros empleados en el sector informal y la relación de miembros del hogar en edad de trabajar a razón de la población.

La descomposición indica que los factores educativos y laborales tienden a prevalecer como determinantes de la desigualdad a escala del hogar, mientras que para confirmar que la estructura familiar haya contribuido se encontraron pocas pruebas. La importancia de los factores educativos y del mercado laboral no invalida la teoría que atribuye la desigualdad del ingreso entre los hogares a la estructura familiar; al contrario, indica simplemente que esta desigualdad quizá emane de cambios del mercado laboral que afectan a los individuos.

Sin embargo, vale la pena formular algunas acotaciones respecto de esta conclusión. En primer lugar, la descomposición Theil sólo señala algunos determinantes significativos del nivel de la desigualdad de ingresos, pero no mide el impacto que ciertos cambios de la evolución de los factores tienen sobre ella, tema que se tratará en la siguiente sección.

En segundo lugar, la importancia de los factores educativos y laborales refleja la agregación de estos efectos en el hogar en razón de cada perceptor de ingresos primarios. Tal efecto de agregación prevalece sobre cualquier efecto de la estructura familiar en la desigualdad de su propio ingreso.

En cuanto al nivel de desigualdad de los individuos perceptores de ingresos primarios, las características individuales parecen contar más que las de los hogares mismos. Casi en todos los casos, la mayor parte de la desigualdad del ingreso individual se debió a diferencias entre grupos de individuos. La República Dominicana es la excepción, ya que en 1990 las características individuales sólo provocaron aproximadamente 11% de la desigualdad del ingreso a escala individual.

Las diferencias educativas y del mercado laboral prevalecen como causas del nivel de desigualdad individual, siendo las primeras las que explican entre un quinto y un cuarto de tal disparidad. Por lo tanto, los resultados coinciden con los supuestos de la teoría que postula que los factores del mercado laboral generan la desigualdad del ingreso entre los individuos. Dada la fuerza de esta evidencia, no sorprende que la educación y los factores del mercado laboral afecten significativamente desigualdades del nivel del ingreso per cápita de los hogares, incluso después de haber considerado los efectos de agregación. De hecho, la suma de los individuos incluso podría ampliar los efectos de la desigualdad del ingreso, tal como sostienen Hausman y Szekely (1999).

La importancia de las diferencias laborales entre los sectores formal e informal en combinación con las diferencias industriales coincide con los supuestos y las conclusiones de Ferranti y otros (2003) y de CEPAL (2003). Esta última enfatiza la ampliación de las diferencias de ingresos entre estos dos sectores del mercado laboral en América Latina (p. 129).

Cuadro 8

CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA: DESCOMPOSICIÓN THEIL DE LA DESIGUALDAD DEL INGRESO POR HOGARES E INDIVIDUOS ALREDEDOR DE 1990 Y 2002^a
(Porcentajes del índice Theil)

Descomposición Theil del ingreso per cápita de los hogares, por subgrupos									
País	Año	Fam	Reg	% Fem	% Prim	% Inf	% DO	Rel	Total
Costa Rica	1990	4,1	11,9	0,5	9,0	10,9	1,7	8,7	46,7
	2002	5,9	7,2	0,3	7,1	15,0	3,4	5,5	44,5
República Dominicana	1990	2,4	2,9	0,2	3,0	3,6	4,5	2,8	19,4
	2002	5,7	4,4	0,5	4,4	4,6	3,3	5,6	28,4
El Salvador	1990	3,9	18,3	0,6	21,5	9,1	3,6	7,8	64,8
	2002	4,8	18,4	1,0	18,8	12,7	2,9	4,6	63,1
Guatemala	1990	3,4	19,7	0,2	20,8	19,7	0,2	1,7	65,6
	2002	4,2	17,1	1,8	14,2	11,0	0,2	3,8	52,3
Honduras	1990	4,3	14,8	0,5	11,8	11,3	0,2	16,5	59,5
	2002	4,8	20,1	1,5	10,4	19,2	0,1	9,8	65,8
México	1990	8,0	12,1	0,7	19,6	4,5	0,3	7,6	52,6
	2002	8,4	11,4	0,5	11,7	7,7	0,1	5,9	45,6
Nicaragua	1990	5,1	12,8	0,4	11,5	8,4	1,3	6,1	45,6
	2002	8,6	11,6	1,4	10,2	10,9	1,4	6,9	51,0
Panamá	1990	1,5	16,7	2,8	3,9	1,7	6,7	0,5	33,8
	2002	1,2	9,6	1,3	5,7	1,8	7,0	1,2	27,8
Descomposición Theil del ingreso del perceptor principal, por subgrupos									
País	Año	Fam	Reg	Sexo	Edu	Inf	Ind		Total
Costa Rica	1990	3,0	6,3	2,7	26,0	12,0	8,7		58,7
	2002	3,3	3,5	3,0	30,1	21,6	3,5		65,1
República Dominicana	1990	1,3	1,1	1,4	5,4	0,2	1,4		10,7
	2002	1,3	5,6	1,0	21,6	7,6	4,6		41,7
El Salvador	1990	3,0	9,5	3,4	23,9	10,2	8,1		58,2
	2002	2,1	7,5	2,6	25,3	12,3	7,2		57,0
Guatemala	1990	0,8	10,2	0,4	27,6	12,0	10,3		61,2
	2002	1,3	9,4	5,9	26,4	14,6	7,7		65,3
Honduras	1990	1,4	7,9	1,7	25,2	8,4	4,4		49,0
	2002	1,0	12,5	0,2	32,3	13,8	14,1		73,8
México	1990	2,6	6,1	2,6	19,1	2,1	4,3		36,9
	2002	2,0	11,9	5,4	26,0	12,2	7,5		64,9
Nicaragua	1990	0,3	10,3	0,0	15,9	3,5	9,3		39,3
	2002	4,0	6,4	0,5	26,1	7,2	7,9		52,1
Panamá	1990	5,5	20,9	4,7	22,9	0,4	21,1		75,5
	2002	6,1	11,9	1,5	19,1	1,3	18,2		58,1

Fuente: Cálculos propios basados en encuestas de hogares de cada país.

^a Fam = estructura familiar; Reg = región geográfica; Razón = edad de trabajo en los hogares a razón de la población, % Fem = porcentaje femenino del hogar; Prim = proporción del hogar compuesto por personas de 25 a 54 años de edad que tienen una educación primaria o inferior; % DO = porcentaje de personas desempleadas por hogar; % Inf = proporción de los miembros del hogar empleados en el sector informal; Sexo = sexo del individuo; Ind = industria del empleo; Edu = nivel educativo del individuo. Para obtener detalles sobre las variables, véase el anexo.

IV. Cambios simulados de las características de hogares e individuos y la medición de sus efectos en la desigualdad del ingreso

La descomposición Theil descrita en la sección anterior es útil para identificar características del hogar e individuos que contribuyen a la desigualdad del ingreso. Por su parte, la metodología DFL permite medir cómo los cambios de dichas características modifican la desigualdad del ingreso. Esta metodología se utilizará seguidamente para estudiar la desigualdad a lo largo del período 1989-2002.

Una desventaja de los métodos de descomposición tradicionales es que se basan en una medida única para representar la desigualdad. El Gini, el Theil, el Atkinson y otras medidas comunes de desigualdad describen la distribución total, generalmente de los ingresos, mediante un solo número. Las metodologías recientes toman en cuenta la distribución completa de ingresos, en lugar de una sola medida escalar. El método DFL es un ejercicio de microsimulación y de generación de distribuciones contrafácticas de ingreso, desarrolladas mediante escenarios hipotéticos de cambios de la distribución del ingreso a lo largo del tiempo.⁵

⁵ El procedimiento completo proviene de DiNardo, Fortín y Lemieux (1996) y no se reproduce aquí. La metodología DFL que analiza cambios en la distribución puede hacer comparaciones de otros tipos de dimensiones, por ejemplo, las distribuciones entre países, sin restringirse a comparaciones intertemporales (Bourguignon y otros, 2002). Una explicación más detallada de la aplicación de la metodología en el presente análisis se encuentra en Hammill (2005).

El método DFL aquí aplicado simula un cambio en la distribución en el año 2002 y estima sus efectos para dar una solución a este escenario hipotético. En el caso presente, los cambios de los efectos de la familia, los demográficos, los educativos y de los mercados laborales pueden medirse como cambios de estas características entre 1989 y 2002. La metodología DFL reevalúa las características registradas en 2002 al asignar valores a las características correspondientes a los valores registrados en 1989. Por lo tanto, se obtiene una nueva distribución del ingreso usando las características de población idénticas a las de 1989 e ingresos correspondientes a 2002. Esta distribución contrafáctica de la distribución del ingreso del 2002 difiere estrictamente por los cambios aplicados a las características; por consiguiente, las diferencias en la distribución se deben a los efectos causados por estos cambios. Para evitar describir los cambios de dos distribuciones del ingreso diferentes, éstos se pueden calcular con medidas sintéticas, tales como el coeficiente Gini.

Mediante el método DFL se calculan los efectos simulados de cambios elegidos en la población. Cabe anotar que el ejercicio no considera los efectos de precio y el efecto residual, que es producto de factores como perturbaciones del crecimiento económico o, en menor medida, de cambios aleatorios en la desigualdad. Los efectos de precio⁶ son los cambios que se manifiestan en la desigualdad de los hogares y de los individuos debido a modificaciones de las características de la desigualdad provocadas por variaciones de ingreso y, por tanto, no son cambios de las características mismas. Por ejemplo, si el beneficio económico de una educación elevada se incrementa al tiempo que el ingreso de una baja educación disminuye, aunque la distribución de la población con tales niveles educativos no haya cambiado, la desigualdad se acrecentará.

La metodología DFL sólo toma en cuenta los efectos de los cambios de las características elegidas que inciden en la desigualdad de ingresos y, al igual que la mayoría de las técnicas estadísticas semejantes, no puede dar cuenta del efecto residual y supone que éste es bajo e insignificante. Aunque la metodología DFL es semiparamétrica, ya que usa un modelo de probabilidad, tiene la ventaja de no requerir la especificación de un modelo teórico para determinar el ingreso, el cual puede estar sujeto a problemas de especificación y a sesgos relacionados con la omisión de variables.

DiNardo, Fortín y Lemieux (1996) emplearon esta metodología para analizar los cambios de la distribución salarial entre 1979 y 1989 en Estados Unidos y hallaron que la de sindicalización de la fuerza laboral y la disminución del salario real contribuyeron a aumentar la desigualdad salarial a lo largo del período. Daly y Valletta (2000) la aplicaron en Estados Unidos a un período de distribución salarial más prolongado (1969-1998) e incluyeron los efectos de los cambios de la composición familiar, particularmente la participación de la mujer en la fuerza laboral. Encontraron que esta última variable se concentraba en la parte superior de la distribución del ingreso, y que los cambios de la composición familiar a lo largo del período podían explicar alrededor de 75% de los cambios de la distribución del ingreso. Johnson y Wilkins (2004) utilizaron la técnica DFL para analizar los efectos de los cambios de la composición familiar en la distribución del ingreso en Australia entre 1981 y 1998. La estructura familiar explicó aproximadamente la mitad del incremento en la desigualdad del ingreso, efecto que se vio parcialmente contrarrestado por modificaciones de las características de la población como la edad y la preparación académica.

Otros investigadores han usado metodologías semejantes en sus investigaciones sobre la distribución del ingreso. Bourguignon, Ferreira y Lustig (2005) recopilaron un volumen de trabajos basados en una misma metodología de microsimulación contrafáctica y paramétrica, elaborada por Bourguignon y Ferreira. Ferreira y Paes de Barros (2000) utilizaron una versión previa de esta metodología para estudiar el impacto de la educación sobre la desigualdad del ingreso en las

⁶ En el modelo minceriano, los parámetros de las ecuaciones de determinación de salarios se interpretan generalmente como los ingresos proporcionales a las características individuales.

regiones urbanas de Brasil durante el período 1976-1996. Jenkins y Kerm (2004) desglosaron los cambios en la densidad de la distribución del ingreso utilizando la propiedad aditiva de las funciones de densidad, dividiendo la muestra en varios subgrupos de características y luego calculando las partes y densidades de dichos subgrupos para aplicarlas en una distribución contrafáctica. A diferencia de la metodología DFL, la de Jenkins y Kerm enfatiza las ponderaciones de los subgrupos, no las individuales.

Según la metodología DFL, la medición de los efectos producidos por varios cambios requiere eliminar de manera secuencial las variables contrafácticas relevantes y evaluar los resultados de la diferencia entre la inclusión y la exclusión de la variable. Los resultados de los efectos aislados pueden ser sensibles al orden en que se eliminan las variables de la reevaluación, distorsión que puede ser neutralizada mediante una simple inversión del orden en que la eliminación secuencial es realizada.⁷

En el caso del presente análisis, la brevedad del intervalo analizado puede influir en los resultados. Una limitación de la presente medición es que el intervalo de 12 años no sea lo suficientemente amplio para observar cambios estructurales más significativos en la desigualdad o en las características de los hogares y de los individuos.

El procedimiento DFL se aplicó primero a la distribución de la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares y luego a la distribución del ingreso con respecto al perceptor individual. En cada caso las características de los hogares se clasificaron en cuatro categorías básicas: estructura familiar, variables demográficas, variables educativas y variables del mercado laboral. Esta clasificación obedeció a dos razones. Primero, la metodología DFL es semiparamétrica y no produce estimaciones paramétricas. En segundo lugar, para minimizar la posible correlación entre las características que puede confundir los resultados obtenidos al comparar las distribuciones.

Para cada país, la primera columna del cuadro 9 registra el cambio efectivo de los índices Gini entre ca. 1990 y ca. 2002, que es la diferencia entre los dos valores del Gini presentados en el cuadro 1. Las dos últimas columnas representan la proporción del cambio ocasionado por los efectos de población y el porcentaje del cambio que no fue explicado; se asume que este componente no explicado proviene de los efectos de precio y que cualquier efecto residual es insignificante. Como la distribución contrafáctica muestra los resultados producidos por los efectos de la población sobre la desigualdad, sólo si varían las características de la población pero se mantienen constantes los ingresos registrados, la diferencia no explicada entre la desigualdad del ingreso contrafáctica y la real obviamente se debe a los efectos de precio y a los cambios resultantes en los ingresos mismos.

En cuanto al efecto de la población en los cambios simulados de las características del hogar, el cuadro 9 muestra que en la mitad de los países tales cambios causaron un incremento neto; en los demás países condujeron a una disminución de la desigualdad.

En Costa Rica, Guatemala, Panamá y la República Dominicana las entradas positivas muestran que los cambios simulados en las características de la población causaron incrementos en la desigualdad. En Costa Rica los efectos simulados de los cambios de la población representaron 36% del cambio total observado en la desigualdad, aunque la mayor parte del cambio observado —el 64% restante— no fue explicado por las modificaciones en las características de la población

⁷ Los resultados de la inversión del orden muestran alguna sensibilidad, pero no cambian significativamente los resultados y las conclusiones de la investigación. Estos resultados están disponibles en el autor en cuestión y en Hammill (2005).

Cuadro 9
CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA: CAMBIOS DE
CARACTERÍSTICAS DE LOS HOGARES Y DE SU PERCEPTOR
PRINCIPAL DE INGRESOS Y EFECTOS SOBRE LA
DESIGUALDAD ALREDEDOR DE 1990 Y 2002^a
(Índice Gini)

Cambios de características de los hogares y sus efectos en la desigualdad de ingresos per cápita								
<i>(Cambios en el índice Gini del ingreso per cápita del hogar)</i>								
País	Obs	Tod	Fam	Dem	Ed	ML	% Pob	% Precio
Costa Rica	0,049	0,018	0,013	-0,007	-0,001	0,013	36,1	63,9
República Dominicana	-0,063	0,028	0,049	0,007	0,001	-0,029	-73,9	173,9
El Salvador	0,022	-0,001	-0,001	-0,004	-0,003	0,006	-6,2	106,2
Guatemala	-0,033	0,004	-0,004	0,005	0,001	0,002	-11,7	111,7
Honduras	-0,017	-0,005	0,000	-0,002	-0,005	0,002	21,8	78,2
México	-0,029	-0,004	-0,001	0,005	0,007	-0,015	26,1	73,9
Nicaragua	-0,004	-0,002	0,000	-0,004	0,005	-0,003	41,1	58,9
Panamá	-0,025	0,011	0,001	-0,007	0,007	0,010	-43,4	143,4

Cambios de características del perceptor principal de ingresos y sus efectos en la desigualdad del ingreso								
<i>(Cambios en el índice Gini del perceptor principal de ingresos)</i>								
País	Obs	Tod	Fam	Dem	Ed	ML	% Pob	% Precio
Costa Rica	0,071	0,060	0,003	-0,001	0,005	0,053	84,5	15,5
República Dominicana	-0,059	0,013	0,001	0,006	0,007	-0,001	-21,8	121,8
El Salvador	-0,009	0,033	0,001	0,000	0,001	0,031	-369,2	469,2
Guatemala	0,085	0,052	-0,001	0,009	0,013	0,031	61,1	38,9
Honduras	-0,033	0,017	0,001	0,000	0,011	0,004	-51,4	151,4
México	0,076	0,049	0,002	0,011	0,000	0,037	64,8	35,2
Nicaragua	0,049	0,025	0,002	0,001	0,015	0,006	50,6	49,4
Panamá	0,082	0,093	0,001	0,000	0,008	0,085	113,7	-13,7

Fuente: Cálculos propios basados en encuestas de hogares de cada país.

^a Una entrada positiva significa que la desigualdad ha aumentado. Una entrada negativa significa que la desigualdad ha disminuido. Obs = cambios observados; Tod = cambio al reevaluar todos los factores; Fam = cambio al reevaluar la estructura familiar. Para las familias: Dem = cambio cuando se reevalúan las variables demográficas, incluyendo el porcentaje femenino, la región, la relación de miembros del hogar en edad de trabajar con respecto al total de miembros; Ed = cambio al reevaluar la variable de la educación, incluyendo la proporción de hogares con una educación primaria o inferior; ML = cambio cuando se reevalúan los factores del mercado laboral, incluyendo el porcentaje de miembros económicamente activos pero desempleados, y el porcentaje de miembros empleados que trabajan en los sectores informal y agropecuario. Para los individuos: Dem = cambio cuando se reevalúan las variables demográficas, incluyendo el sexo y la región; Ed = cambio al reevaluar la variable correspondiente al nivel educativo; ML = cambio al reevaluar los factores del mercado laboral, incluyendo la industria, la presencia en el sector informal o agropecuario y la actividad económica; % Pob = la proporción del cambio total explicado por la reevaluación de todos los factores de población; % Precio = la proporción del cambio total que los cambios de la población no explican y que por lo tanto se deben a los efectos de precio.

y, por lo tanto, se debió a los efectos de precio. En Guatemala, Panamá y la República Dominicana los cambios simulados en las características de la población condujeron al incremento de la desigualdad, mientras que el cambio real observado fue una disminución de la desigualdad. Esto significa que los efectos de precio debieron haber contrarrestado estos incrementos simulados de la desigualdad para que ocurriera el descenso observado. En Honduras, México, Nicaragua y El Salvador los cambios simulados en las características de la población de los hogares llevaron a que la desigualdad del ingreso per cápita decreciera. En Honduras y México, entre 21% y 26% del

total del cambio observado se explicó mediante cambios simulados en las características de la población. Sin embargo, esto significa que alrededor de tres cuartos del total del cambio observado en la desigualdad fue causado por los efectos de precios. En Nicaragua los cambios simulados en las características de la población provocaron una disminución en la desigualdad que representó 46% del total del decrecimiento observado en la desigualdad; el 54% restante se debió a los efectos de precio. En El Salvador los cambios simulados en las características de la población representaron, una vez más, una proporción pequeña del total de los cambios observados en la desigualdad, lo que significó que los efectos de precio explicaran la mayor parte del cambio observado.

Si se analizan las características de los grupos seleccionados, los cambios simulados de la estructura familiar tienen efectos mezclados en la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares. En la mitad de ellos —Costa Rica, Honduras, Panamá y la República Dominicana— los cambios simulados incrementaron la desigualdad y en la otra mitad —El Salvador, Guatemala, México y Nicaragua— la decrecieron. El efecto de la estructura familiar no parece estar relacionado con el cambio en la desigualdad observado. La estructura familiar tiene efectos distintos en Costa Rica y El Salvador, pese a que estos países son los únicos con un incremento simulado en la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares. También parece haber causado un aumento simulado en la desigualdad en la mitad de los países de la región en los que se había observado una disminución en la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares.

Los cambios de la estructura familiar fueron considerables sólo en Costa Rica, Guatemala y la República Dominicana. Además, únicamente en el último país los efectos de los cambios simulados de las características individuales y de los hogares explicaron gran parte de los cambios de la desigualdad de los ingresos; pero aun en este caso, los cambios simulados de la familia causaron un incremento en la desigualdad, mientras que la desigualdad observada en el ingreso de los hogares disminuyó.

En cuanto a la trayectoria de la desigualdad del ingreso de los hogares, los cambios de los ingresos sobre sus características, es decir, los efectos de precio, parecen predominar sobre las transformaciones de las características de los hogares. Los hallazgos no explican ningún cambio significativo de la desigualdad del ingreso de los hogares causado por la estructura familiar, a diferencia de lo que se había supuesto.

Por su parte, simulaciones de cambios de las características del principal receptor de ingresos tienen mayor peso sobre la trayectoria de la desigualdad. En el cuadro 9 se muestra que tales cambios incrementan la desigualdad del ingreso individual en todos los países. Excepto en El Salvador, Honduras y la República Dominicana, su efecto representó más de la mitad del tamaño del total del cambio observado durante el período. En Costa Rica explicaron cerca de 85% de la desigualdad del incremento observado. En Guatemala, México y Nicaragua explicaron entre 50% y 65% del total de los cambios observados. En Panamá causaron aumentos de la desigualdad del ingreso individual mayores que los observados entre 1990 y 2002, lo que significa que los efectos de precio reales redujeron la desigualdad del ingreso de los individuos. En El Salvador, Honduras y la República Dominicana disminuyeron la desigualdad del ingreso individual.

La educación y el mercado laboral fueron las características con mayores efectos en la desigualdad del ingreso entre individuos. Esto coincide con el supuesto de que la desigualdad de ingresos del principal receptor proviene de disparidades del mercado laboral y de la educación.

La metodología DFL permite construir una distribución simulada completa que puede compararse con la distribución del ingreso real para observar los resultados de los cambios de la distribución que son producto de las modificaciones de las características de los hogares. En el

gráfico siguiente se provee una analogía visual del análisis de los resultados Gini que se vieron en el cuadro 2. En dicho gráfico se muestra que los países con un mayor conglomerado en el extremo superior de la distribución del ingreso son Costa Rica, México y Panamá. En aquellos países donde se experimentaron mayores cambios de las características de los hogares, tales como Costa Rica, Nicaragua, Panamá y la República Dominicana, el efecto simulado difiere de la distribución real en mayor grado. La diferencia también parece ser considerable en México, aunque los resultados con la medición Gini muestran un impacto más reducido de los cambios de las características de los hogares. Sin embargo, el Gini es un resultado neto que abarca la distribución entera, y aun cuando la distribución contrafáctica supera a la real en el nivel de ingresos más bajo, al caer por debajo de la distribución real en los niveles de ingresos altos se anula gran parte del cambio.

Gráfico

CENTROAMÉRICA, MÉXICO Y REPÚBLICA DOMINICANA: DISTRIBUCIONES REALES Y SIMULADAS DEL INGRESO PER CÁPITA DE LOS HOGARES, 2002

(Medidas de densidad Kernel)

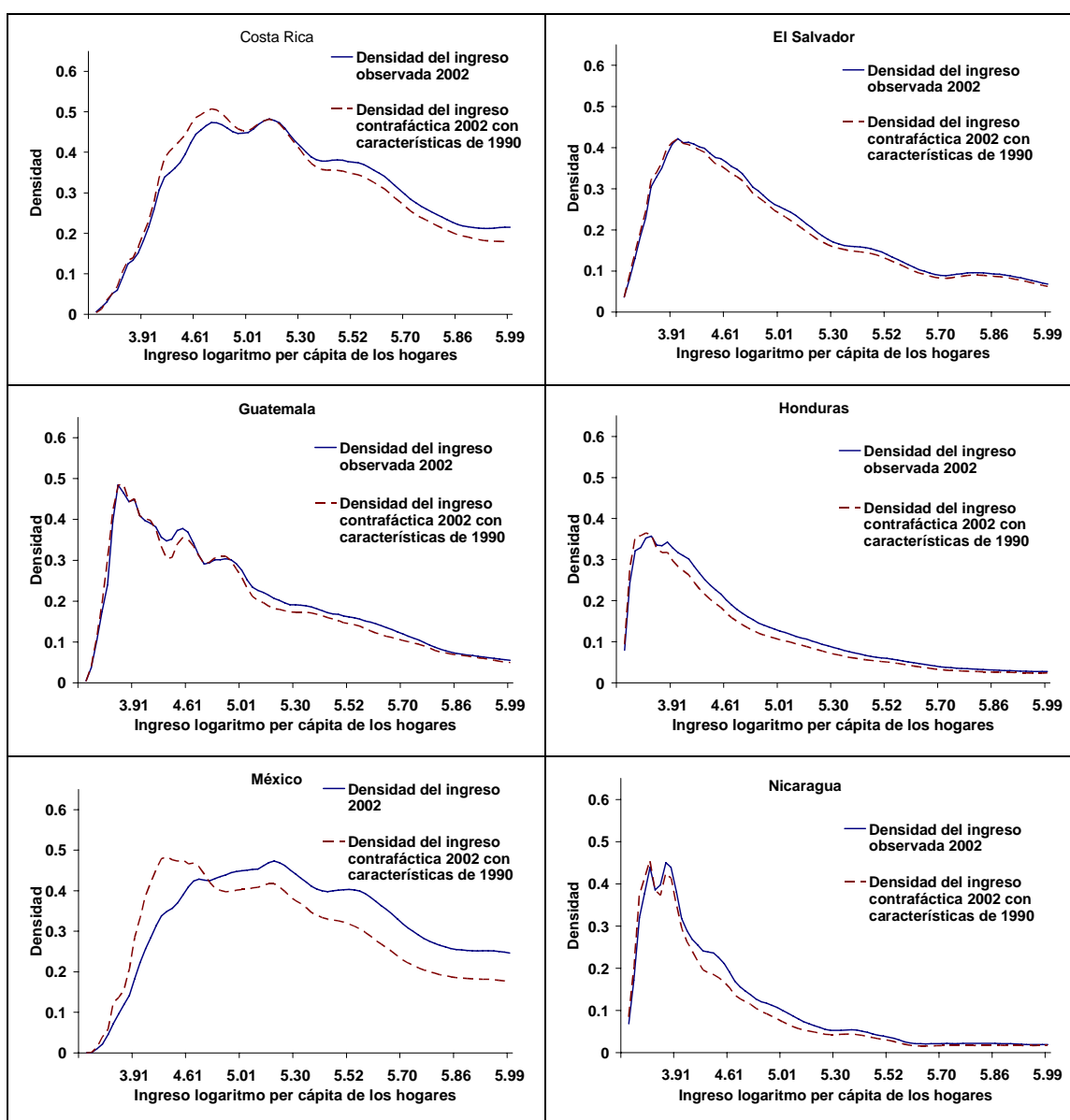
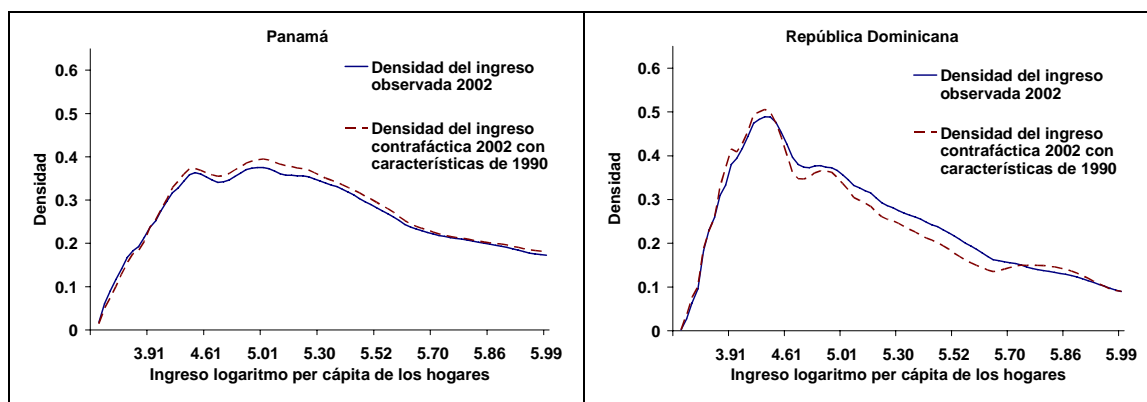


Gráfico (Conclusión)



V. Conclusiones

Este análisis ha procurado desentrañar las causas de la alta desigualdad del ingreso en Centroamérica, México y la República Dominicana y sus transformaciones, tanto a escala del hogar como del individuo, durante la década de 1990 y al principio del nuevo milenio. Muchas teorías explican las causas subyacentes de la desigualdad, pero dos fueron objeto de particular interés: la que se refiere a los vínculos entre la estructura familiar y la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares, y la que señala los efectos de la educación y de las características del mercado laboral sobre la desigualdad de ingresos del receptor principal de ingresos del hogar.

Los patrones de desigualdad y las características de los hogares y de sus principales receptores de ingresos en Centroamérica, México y la República Dominicana son bastante heterogéneos, por lo que los resultados son diversos. La descomposición Theil se llevó a cabo para seleccionar algunos determinantes del nivel de desigualdad del ingreso y, mediante una técnica innovadora de simulación, se examinaron los efectos que ejercen los cambios de las características de población en la trayectoria de la desigualdad en cada país.

Si bien los resultados son en cierta medida tan heterogéneos como los países mismos, pueden derivarse algunas conclusiones. La primera es que las características de la población, sobre todo la inserción en el mercado laboral, constituyen determinantes significativos de la desigualdad del ingreso entre los receptores individuales. En contraste, en el corto período de análisis los cambios de características de los hogares no contribuyeron a modificar significativamente la desigualdad de ingresos por hogar.

En segundo lugar, la estructura familiar incidió sólo ligeramente sobre la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares y no ofreció una evidencia sólida a favor de la teoría según la cual la desigualdad del ingreso de los hogares responde a decisiones sobre la composición familiar, influida por un aumento de la educación de la mujer y de su participación laboral. El corto período de análisis puede influir sensiblemente en estos hallazgos, dado que las transformaciones de las estructuras familiares ocurren en horizontes temporales más largos. Se constató que existe una fuerte mezcla de influencias del mercado laboral y la educación en la desigualdad del ingreso de los hogares. Los hallazgos confirman la necesidad de estudios adicionales con el fin de identificar plenamente estos efectos y aislar los efectos de la desigualdad del ingreso del individuo en la desigualdad del ingreso per cápita de los hogares. Además, el análisis de un período más largo posibilitaría observar cambios más relevantes en la estructura familiar.

Se indica claramente que la desigualdad del ingreso del individuo está determinada en gran medida por la educación y las diferencias en el mercado laboral. Este artículo ha planteado evidencia sólida de este mecanismo de transmisión.

La evolución de las características individuales y de los hogares señala que ésta responde a cambios del desarrollo económico en los países de Centroamérica, México y la República Dominicana. Los aumentos del nivel educativo, acompañados de migración hacia las áreas urbanas, de reducción del sector agropecuario y expansión del empleo informal, muestran transformaciones estructurales de la economía como resultado de la evolución económica.

Finalmente, los ingresos asociados con las características de la población cambian continuamente en el curso del tiempo, y han influido significativamente en las variaciones de la desigualdad del ingreso. Debido a que los efectos de precio sólo fueron identificados indirectamente, las conclusiones sobre su efecto tienen menos peso que las relativas a las características identificadas. No obstante, los resultados incitan a profundizar en el vínculo entre los efectos en la desigualdad del ingreso de los hogares y de los individuos causados por los ingresos, los cambios de las características y los impactos no observables. La metodología de Bourguignon, Ferreira y Lustig (2005) podría ser una herramienta útil para tal propósito.

Bibliografía

- Aghion, Phillippe y P. Bolton (1997), “A trickle-down theory of growth and development with debt overhang”, *Review of Economic Studies*, Vol. 64 (2), N° 219, pp. 151-172, Review of Economic Studies Ltd., Southampton.
- Aghion, Philippe y Peter Howitt (1992), “A model of economic growth through creative destruction”, *Econometrica*, N° 60, pp. 323-351, Econometric Society, Evanston IL, marzo.
- Alejos, Luis (2003), *Contribution of the determinants of income inequality in Guatemala*, Instituto de Investigaciones Económicas y Sociales, Universidad Rafael Landívar, inédito, Guatemala.
- Alesina, A. y D. Rodrick (1994), “Distributive politics and economic growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, N° 2, pp. 1-29, MIT Press Journals, Cambridge, MA.
- Arriagada, Irma (2002), “Changes and inequality in Latin American families”, *CEPAL Review* N° 77, pp. 135-153, Santiago de Chile.
- Attanasio, Orazio y Miguel Székely (2002), “A dynamic analysis of household decision making in Latin America: Changes in household structure, female labour force participation, human capital and its returns”, *Research Network Working Paper* N° R-452, Inter-American Development Bank, Latin American Research Network, Washington, D. C.
- Barro, Robert (2000), “Inequality and growth in a panel of countries”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 5 N° 1, pp. 5-32, Springer Science and Business Media BV, Dordrecht, The Netherlands, marzo.
- Benabou, R. (1996), “Inequality and growth”, in *NBER Macroeconomics Annual*, B. S. Bernanke y J. Rotemberg (eds.), N° 11, MIT Press, Cambridge, MA.
- Bourguignon, Francois, Francisco Ferreira y Nora Lustig (eds.) (2005), *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*, World Bank and Oxford University Press, Nueva York.

- Bourguignon, Francois, Francisco Ferreira y P. Leite (2002) "Beyond Oaxaca-Blinder: Accounting for differences in household income distributions across countries", *William Davidson Institute Working Paper N° 478*, febrero.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2004), *Social Panorama of Latin America 2004 (LC/L.2220-P/I)*, Santiago de Chile.
- ___ (2003), *A Decade of light and shadow: Latin America and the Caribbean in the 1990s*, Santiago de Chile.
- ___ (2002), *Meeting the millennium poverty reduction targets in Latin America and the Caribbean*, Santiago de Chile.
- Champernowne, David. G. y Frank A. Cowell (1998), *Economic Inequality and Income Distribution*, Cambridge University Press, Cambridge, Reino Unido.
- Daly, Mary y Robert Valletta (2000), *Inequality and poverty in the United States: The effects of changing family behavior and rising wage dispersion*, Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Research Department, inédito, San Francisco.
- De Ferranti, David, Guillermo E. Perry, Francisco H. G. Ferreira y Michael Walton (2003), "Inequality in Latin America: Breaking with history?", *World Bank Latin American and Caribbean Studies*. Viewpoints, The World Bank, Washington, D. C.
- Deininger, Klaus y Lyn Squire (1996), "Measuring income inequality: A new data-base", *World Bank Economic Review*, Vol. 10, N° 3, pp. 565-591, Oxford University Press, Oxford.
- DiNardo, John, Nicole Fortin y Thomas Lemieux (1996), "Labour market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach", *Econometría*, Vol. 64, N° 5, pp. 1001-44, Econometric Society, Evanston IL.
- Ferreira, Francisco y Ricardo Paes de Barros (2000), "Education and income distribution in urban Brazil, 1976-1996", *Cepal Review*, N° 71, pp. 41-59, CEPAL, Santiago de Chile.
- Forbes, Kristin (2000), "A reassessment of the relationship between inequality and growth", *The American Economic Review*, Vol. 90, N° 4, pp. 869-887, American Economic Association, Nashville, septiembre.
- Galor, O. y J. Zeira (1993), "Income distribution and macroeconomics", *Review of Economic Studies*, N° 60, pp. 35-52, Review of Economic Studies Ltd, Southampton.
- Ganuzá, Enrique, Ricardo Paes de Barros, Lance Taylor y Rob Vos (eds.) (2002), *Liberalización, desigualdad y pobreza: América Latina y el Caribe en los 90*", Libros de la CEPAL, Santiago de Chile (versión en inglés).
- Ganuzá, Enrique, Samuel Morley, Sherman Robinson y Rob Vos (eds.) (2004), *¿Quién se beneficia del libre comercio? Promoción de exportaciones y pobreza en América Latina y el Caribe en los 90*, PNUD AlfaOmega, Bogotá.
- Gindling, Thomas. H. y Juan Diego Trejos (2004), "Accounting for changing earnings inequality in Costa Rica, 1980-1999", *UMBC Department of Economics Working Paper 03-108*, University of Maryland Baltimore County, Maryland.
- Hammill, Matthew (2005), "Income inequality in Central America, the Dominican Republic and Mexico: Assessing the importance of individual and household characteristics", CEPAL, *Serie Estudios y Perspectivas No. 43*, México.
- Hausman, Ricardo y Miguel Székely (1999), "Inequality and the family in Latin America", *Working Paper No. 393*, Inter-American Development Bank (IADB), Office of the Chief Economist, Washington D. C., enero.
- Jenkins, Stephen y Phillippe Van Kerm (2004), "Accounting for income distribution trends: A density function decomposition approach", *Working papers of the Institute for Social and Economic Research*, N° 2004-2005, Colchester, University of Essex, Reino Unido.
- Johnson, David y Roger Wilkins (2004), "Effects of changes in family composition and employment patterns on the distribution of income in Australia: 1981-1982 to 1997-1998", *The Economic Record*, Vol. 80, N° 249, pp. 219-238, Economic Society of Australia, East Ivanhoe, junio.
- Kuznets, Simon (1955), "Economic growth and income inequality", *The American Economic Review*, Vol. 45, N° 1, American Economic Association, Nashville.
- Li, Hongyi y Hengfu Zou (1998), "Income inequality is not harmful for growth: Theory and evidence", *Review of Development Economics*, Vol. 2, N° 3, pp. 318-334, Blackwell Publishing, Oxford, UK, octubre.
- López-Acevedo, Gladys (2000), *Earnings inequality after Mexico's economic reforms*", The World Bank Universidad Panamericana-CIDE, inédito, México.

- Lucas, Robert E., Jr. (1988), “On the mechanics of economic development”, *Journal of Monetary Economics*, N° 22, pp. 3-42, Elsevier Sequoia S. A., Lausanne.
- Lundberg, Mattias y Lyn Squire (2003), “The simultaneous evolution of growth and inequality”, *The Economic Journal*, Vol. 113, abril, pp. 326-344, Blackwell Publishers, Oxford.
- Mankiw, Gregory, David Romer y David Weil (1992), “A contribution to the empirics of economic growth”, *Quarterly Journal of Economics*, N° 107, pp. 407-438, MIT Press Journals, Cambridge, MA.
- Morley, Samuel (2001), “The income distribution problem in Latin America and the Caribbean”, *Libros de la CEPAL N° 65*, Santiago de Chile (versión en inglés).
- Perotti, Roberto (1996), “Growth, income distribution and democracy: What the data say”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, N° 2, pp. 149-187, Springer Science and Business Media BV, Dordrecht.
- Persson, Torsten y Guido Tabellini (1994), “Is inequality harmful for growth?”, *The American Economic Review*, Vol. 84, N° 3, pp. 600-621, American Economic Association, Nashville, junio.
- Romer, Paul (1986), “Increasing returns and long-run growth”, *Journal of Political Economy*, N° 94, pp. 1002-1037, University of Chicago Press, Chicago, IL, octubre.
- Sánchez, Marco. V. (2005), “Reformas económicas, régimen cambiario y choques externos: efectos en el desarrollo económico, la desigualdad y la pobreza en Costa Rica, El Salvador y Honduras”, *Serie de Estudios y Perspectivas No. 36*, CEPAL, Sede Subregional en México, agosto.
- Sen, Amartya (1999), *Development as Freedom*, New York, Knopf Press.
- Solow, Robert (1956), “A contribution to the theory of economic growth”, *Quarterly Journal of Economics*, N° 70, pp. 65-94, MIT Press Journals, Cambridge, MA, febrero.
- Székely, Miguel y Marianne Hilgert (2000), “What drives differences in inequality across countries?”, *Inter-American Development Bank Research Department Working Paper Series*, N° 439, Inter-American Development Bank, Washington, D. C.
- UNU/WIDER (United Nations University/World Institute for Development Economics Research) (2004), *World Income Inequality Database*, Version 2.0 beta, UNU, Helsinki, octubre.

Anexo

Descripción de las variables

Ingresos: El ingreso se calcula como el ingreso mensual per cápita del hogar. El total del ingreso mensual en las encuestas se divide entre el número de miembros del hogar. Cada miembro se pondera igualmente y no se utiliza una escala de equivalencia.

El ingreso se convierte a dólares estadounidenses de 2001 o 2002 (dependiendo del último año de la encuesta). Esto se hace, primero, convirtiendo cada moneda local a su valor de 2001 o de 2002 a partir de las equivalencias dadas en el índice de precios al consumidor (IPC); luego se realiza la equivalencia en dólares estadounidenses, según el tipo de cambio oficial en 2001 o 2002. Los datos del tipo de cambio y del IPC provienen de los Indicadores del Desarrollo Mundial 2004 (Banco Mundial).

La participación en el ingreso: La participación en el ingreso por quintil se calcula tras ordenar el ingreso per cápita de los hogares según un promedio nacional. Después del ordenamiento, las participaciones se calculan para los hogares dentro de cada quintil.

Ponderaciones: Las ponderaciones de los hogares vienen en las encuestas, se utilizan en todos los análisis y no se ajustaron para este estudio.

La distribución geográfica: La distribución geográfica se representa con una variable *dummy* a la que se asigna el valor de 1 si el hogar se ubica en área urbana y de 0 si se ubica en área rural.

El sexo del individuo: El sexo del individuo se representa con una variable *dummy* con valor de 1 para el masculino y de 0 para el femenino.

Proporción de hogares con predominio femenino: Para representar el porcentaje de miembros femeninos del hogar, exceptuando a las empleadas domésticas, se utiliza una variable categórica que se divide en 4 categorías (menos del 25% femenino, entre 26% y 50% femenino, de 51% a 75% femenino y entre 76% y 100% femenino).

La estructura familiar: Las definiciones de la estructura familiar se adoptan del *Panorama Social de América Latina 2004* de la CEPAL y de Arriagada (2002). Ninguna de las definiciones de la estructura familiar incluye a empleados domésticos. Los hogares individuales son hogares constituidos por un solo miembro. Las familias nucleares constan de uno o ambos padres, con hijos o sin ellos. Una familia nuclear de una pareja está integrada por ambos miembros de la pareja, con hijos o sin ellos. Las familias extendidas se componen de uno o dos progenitores presentes, con hijos o sin ellos, y otros familiares. Se consideran familias compuestas a las que abarcan uno o ambos progenitores presentes, con hijos o sin ellos, con otros familiares o sin ellos, pero también con miembros no familiares. Pero a diferencia del *Panorama Social*, en el que se utilizan sólo las cifras correspondientes a las zonas urbanas, en este estudio se emplean los datos de las áreas urbanas y rurales.

Nivel educativo: Las definiciones de la educación se adoptan del indicador del mercado laboral (KILM, por sus siglas en inglés) número 14 de la Organización Internacional del Trabajo (OIT), que contempla una lista de 7 categorías posibles. Entre éstas se toma en cuenta la conclusión de los niveles de educación primaria, secundaria y terciaria. El otro nivel principal considerado corresponde a una educación “menos de primaria,” definida como menos de 3 años de educación formal. La educación primaria contempla de 3 a 6 años de educación, mientras que la secundaria incluye la preparatoria, las escuelas de formación pedagógica y las escuelas técnicas o de formación profesional, además de toda educación postsecundaria, pero no terciaria. La educación terciaria se imparte en las universidades y en las escuelas superiores de formación profesional, cuyo ingreso requiere una preparación mínima, normalmente la acreditación de la educación secundaria.

Estos cuatro niveles se usan debido a problemas para efectuar comparaciones entre países de la subregión norte de América Latina. Asimismo, el grupo etario se limita al grupo básico de personas de 25 a 54 años, ya que es esta población cuya edad permite una medición del acceso a todo nivel educativo. Aunque otras investigaciones en materia de educación incluyen niveles educativos para las poblaciones de personas mayores de 14 años, tal inclusión da lugar a un sesgo de selección, ya que dada la trayectoria normal de educación, las personas entre 15 y 18 años no suelen participar en la educación terciaria.

Los promedios para el nivel educativo de cada hogar se determinan dividiendo el número total de miembros con determinado nivel educativo entre el total de los miembros en el hogar. Estos cálculos se hacen para el porcentaje de miembros con educación primaria o menos, el porcentaje con educación secundaria y la parte del hogar con educación terciaria o más.

Porcentaje del hogar con educación primaria o menos: Esta variable mide el porcentaje de los miembros del hogar que tienen entre 25 y 54 años y educación de nivel primario o menos, sin incluir a los empleados domésticos. La variable se divide en las siguientes categorías: menos del 25%, entre 26% y 50%, de 51% a 75% o entre 76% y 100% del hogar con educación primaria o menos.

El sector de actividad económica: El tipo de actividad en la que se ubica el empleo se deriva de las definiciones de la CEPAL (2003b). Los sectores se dividen en seis grupos principales: agricultura; manufactura; construcción; actividades comerciales, hoteles y restaurantes; transporte, servicios públicos y comunicaciones; y otros servicios.

El sector ocupacional: Las definiciones de la categoría ocupacional provienen de la CEPAL (2003b). En este caso, el sector ocupacional se divide en varias áreas. En primer lugar, las ocupaciones se dividen en agrícola y no agrícola. El área no agrícola comprende un sector formal y uno informal. Una persona pertenece al sector informal si está empleada, es mayor de 12 años, trabaja en un sector no agrícola y percibe remuneración (excepto profesionales y trabajadores técnicos), trabaja en una microempresa (una empresa que emplea a cinco o menos personas, excluyendo las que cuentan con educación terciaria) o hace trabajo doméstico remunerado o no remunerado. Una persona pertenece al sector formal si está empleada, tiene más de 12 años, trabaja en un sector no agrícola, percibe un ingreso en el sector público o privado y no pertenece a la categoría de empleo informal. Una persona se incluye en el sector agrícola si trabaja en dicho sector y es mayor de 12 años. El concepto del empleo informal empleado en este estudio se deriva de la definición del KILM 7 con respecto al trabajo formal e informal. Las personas empleadas en el sector informal son las que, sin tener en cuenta su estatus de empleo, se ocupan en una empresa informal como su empleo primario o secundario. Para Nicaragua 1993 y Guatemala 2002, el sector informal incluyó también las empresas con menos de seis en vez de cinco personas. Las encuestas de la República Dominicana 1992 y de México 1989 no contienen datos de microempresas, las que forman parte del empleo informal, y por consiguiente, es muy probable que no se haya reportado todo el empleo informal para estos años.

El estatus de la fuerza de trabajo: El estatus de la fuerza de trabajo proviene del KILM 1. Las personas que integran la fuerza laboral incluyen a aquellas que tienen entre 12 y 64 años y están empleadas o desocupadas durante el período de la encuesta. Las personas que no se clasifican en la fuerza laboral son aquellas que constituyen la población restante y se denominan personas económicamente inactivas. En consecuencia, el estatus de la fuerza laboral para cada individuo se clasifica como empleado, desocupado o inactivo. La tasa de inactividad es el porcentaje de la población que no se cuenta entre la fuerza de trabajo, dividido entre el total de la población.

El porcentaje del desempleo del hogar: Esta variable representa el porcentaje de los miembros del hogar que están económicamente activos y desocupados, excluyendo a los trabajadores

domésticos. Cada hogar se ubica en una de las siguientes categorías respecto del desempleo: menos del 25%, entre 26% y 50%, de 51% a 75% o entre 76% y 100%.

La relación entre la parte del hogar en edad de trabajar y la población del hogar: Esta relación se calcula para cada hogar como el porcentaje del hogar en edad de trabajar dividido entre el total de la población del hogar, y dista de la definición más común para la tasa de dependencia, que es el número de miembros en edad de trabajar dividido entre el número de los miembros que no están en edad de trabajar.

Tasa de desempleo: La tasa de desempleo se define con base en el KILM 8. Las personas desocupadas son aquellas que están disponibles, buscan trabajo y que no han ocupado un empleo a lo largo del período analizado. Esta medida excluye a toda persona que no está en la fuerza laboral durante el período observado y también a aquellos individuos que hacen trabajo doméstico no remunerado o que están realizando estudios. La tasa de desempleo es la relación de personas desocupadas con respecto a la fuerza de trabajo.

La tasa de desempleo medida en el presente estudio es un cálculo basado en la variable para el estatus de la fuerza laboral (que se ha recodificado para adecuarla a los grupos etarios y a las diversas categorías de la fuerza de trabajo), y se obtiene dividiendo el número total de personas desempleadas entre el número total de las que integran la fuerza laboral (personas empleadas y desocupadas), teniendo en cuenta sólo los individuos mayores de 12 años.

El porcentaje del hogar empleado en el sector informal: Se utiliza una variable categórica para representar el porcentaje de los miembros del hogar empleados en el sector informal o el sector agrícola, según la variable del sector ocupacional define dichos sectores, y no incluye a los empleados domésticos. El porcentaje se divide en cuatro categorías: menos del 25%, entre 26% y 50%, de 51% 75% o entre 76% y 100% del hogar compuesto por personas empleadas.



NACIONES UNIDAS

Serie

CEPAL

estudios y perspectivas

 OFICINA
 SUBREGIONAL
 DE LA CEPAL
 EN
 MÉXICO

Números publicados

1. Un análisis de la competitividad de las exportaciones de prendas de vestir de Centroamérica utilizando los programas y la metodología CAN y MAGIC, Enrique Dussel Peters (LC/L.1520-P; (LC/MEX/L.458/Rev.1)), N° de venta: S.01.II.G.63, 2001. [www](#)
2. Instituciones y pobreza rurales en México y Centroamérica, Fernando Rello (LC/L.1585-P; (LC/MEX/L.482)), N° de venta: S.01.II.G.128, 2001. [www](#)
3. Un análisis del Tratado de Libre Comercio entre el Triángulo del Norte y México, Esteban Pérez, Ricardo Zapata, Enrique Cortés y Manuel Villalobos (LC/L.1605-P; (LC/MEX/L.484)), N° de venta: S.01.II.G.145, 2001. [www](#)
4. Debt for Nature: A Swap whose Time has Gone?, Raghendra Jha y Claudia Schatan (LC/L.1635-P; (LC/MEX/L.497)), Sales N° E.01.II.G.173, 2001. [www](#)
5. Elementos de competitividad sistémica de las pequeñas y medianas empresas (PYME) del Istmo Centroamericano, René Antonio Hernández (LC/L.1637-P; (LC/MEX/L.499)), N° de venta: S.01.II.G.175, 2001. [www](#)
6. Pasado, presente y futuro del proceso de integración centroamericano, Ricardo Zapata y Esteban Pérez (LC/L.1643-P; (LC/MEX/L.500)), N° de venta: S.01.II.G.183, 2001. [www](#)
7. Libre mercado y agricultura: Efectos de la Ronda Uruguay en Costa Rica y México, Fernando Rello y Yolanda Trápaga (LC/L.1668-P; (LC/MEX/L.502)), N° de venta: S.01.II.G.203, 2001. [www](#)
8. Istmo Centroamericano: Evolución económica durante 2001 (Evaluación preliminar) (LC/L.1712-P; (LC/MEX/L.513)), N° de venta: S.02.II.G.22, 2002. [www](#)
9. Centroamérica: El impacto de la caída de los precios del café, Margarita Flores, Adrián Bratescu, José Octavio Martínez, Jorge A. Oviedo y Alicia Acosta (LC/L.1725-P; (LC/MEX/L.517)), N° de venta: S.02.II.G.35, 2002. [www](#)
10. Foreign Investment in Mexico after Economic Reform, Jorge Máttar, Juan Carlos Moreno-Brid y Wilson Peres (LC/L.1769-P; (LC/MEX/L.535-P)), Sales N° E.02.II.G.84, 2002. [www](#)
11. Políticas de competencia y de regulación en el Istmo Centroamericano, René Antonio Hernández y Claudia Schatan (LC/L.1806-P; (LC/MEX/L.544)), N° de venta: S.02.II.G.117, 2002. [www](#)
12. The Mexican Maquila Industry and the Environment; An Overview of the Issues, Per Stromberg (LC/L.1811-P; (LC/MEX/L.548)), Sales N° E.02.II.G.122, 2002. [www](#)
13. Condiciones de competencia en el contexto internacional: Cemento, azúcar y fertilizantes en Centroamérica, Claudia Schatan y Marcos Avalos (LC/L.1958-P; (LC/MEX/L.569)), N° de venta: S.03.II.G.115, 2003. [www](#)
14. Vulnerabilidad social y políticas públicas, Ana Sojo (LC/L.2080-P; (LC/MEX/L.601)), N° de venta: S.04.II.G.21, 2004. [www](#)
15. Descentralización a escala municipal en México: La inversión en infraestructura social, Alberto Díaz Cayeros y Sergio Silva Castañeda (LC/L.2088-P; (LC/MEX/L.594/Rev.1)), N° de venta: S.04.II.G.28, 2004. [www](#)
16. La industria maquiladora electrónica en la frontera norte de México y el medio ambiente, Claudia Schatan y Liliana Castilleja (LC/L.2098-P; (LC/MEX/L.585/Rev.1)), N° de venta: S.04.II.G.35, 2004. [www](#)
17. Pequeñas empresas, productos étnicos y de nostalgia: Oportunidades en el mercado internacional, Mirian Cruz, Carlos López Cerdán y Claudia Schatan (LC/L.2096-P; (LC/MEX/L.589/Rev.1)), N° de venta: S.04.II.G.33, 2004. [www](#)
18. El crecimiento económico en México y Centroamérica: Desempeño reciente y perspectivas, Jaime Ros (LC/L.2124-P; (LC/MEX/L.611)), N° de venta: S.04.II.G.48, 2004. [www](#)
19. Emergence de l'euro: Implications pour l'Amérique Latine et les Caraïbes, Hubert Escaith, y Carlos Quenan (LC/L.2131-P; (LC/MEX/L.608)), N° de venta: F.04.II.G.61, 2004. [www](#)
20. Los inmigrantes mexicanos, salvadoreños y dominicanos en el mercado laboral estadounidense. Las brechas de género en los años 1990 y 2000, Sarah Gammage y John Schmitt (LC/L.2146-P; (LC/MEX/L.614)), N° de venta: S.04.II.G.71, 2004. [www](#)
21. Competitividad centroamericana, Jorge Mario Martínez Piva y Enrique Cortés (LC/L.2152-P; (LC/MEX/L.613)), N° de venta: S.04.II.G.80, 2004. [www](#)
22. Regulación y competencia de las telecomunicaciones en Centroamérica: Un análisis comparativo, Eugenio Rivera (LC/L.2153-P; (LC/MEX/L.615)), N° de venta: S.04.II.G.81, 2004. [www](#)

23. Haití: Antecedentes económicos y sociales, Randolph Gilbert (LC/L.2167-P; (LC/MEX/L.617)), N° de venta: S.04.II.G.96, 2004. [www](#)
24. Propuestas de política para mejorar la competitividad y la diversificación de la industria maquiladora de exportación en Honduras ante los retos del CAFTA, Enrique Dussel Peters (LC/L.2178-P (LC/MEX/L.619)), N°. de venta: S.04.II.G.105, 2004. [www](#)
25. Comunidad Andina: Un estudio de su competitividad exportadora, Martha Cordero (LC/L.2253-P; (LC/MEX/L.647)), N° de venta: S.05.II.G.10, 2005. [www](#)
26. Más allá del consenso de Washington: Una agenda de desarrollo para América Latina, José Antonio Ocampo (LC/L.2258-P (LC/MEX/L.651)), N° de venta: S.05.II.G.10, 2005. [www](#)
27. Los regímenes de la inversión extranjera directa y sus regulaciones ambientales en México y Chile, Mauricio Rodas Espinel (LC/L.2262-P (LC/MEX/L.652)), N° de venta: S.05.II.G.18, 2005. [www](#)
28. La economía cubana desde el siglo XVI al XX: Del colonialismo al socialismo con mercado, Jesús M. García Molina (LC/L.2263-P (LC/MEX/L.653)), N° de venta: S.05.II.G.19, 2005. [www](#)
29. El desempleo en América Latina desde 1990, Jaime Ros (LC/L.2265-P (LC/MEX/L.654)), N° de venta: S.05.II.G.29, 2005. [www](#)
30. El debate sobre el sector agropecuario mexicano en el Tratado de Libre Comercio de América del Norte, Andrés Rosenzweig (LC/L.2289-P (LC/MEX/L.650/Rev.1)), N° de venta: S.05.II.G.40, 2005. [www](#)
31. El efecto del TLCAN sobre las importaciones agropecuarias estadounidenses provenientes de México, José Alberto Cuéllar Álvarez (LC/L.2307-P (LC/MEX/L.649/Rev.1)), N° de venta S.05.II.G.56, 2005. [www](#)
32. La economía cubana a inicios del siglo XXI: Desafíos y oportunidades de la globalización, Jesús M. García Molina (LC/L.2313-P (LC/MEX/L.659)), N° de venta: S.05.II.G.61, 2005. [www](#)
33. La reforma monetaria en Cuba, Jesús M. García Molina (LC/L.2314-P (LC/MEX/L.660)) N° de venta: S.95.II.G.62, 2005. [www](#)
34. El Tratado de Libre Comercio Centroamérica-Estados Unidos: Implicaciones fiscales para los países centroamericanos, Igor Paunovic (LC/L.2315-P (LC/MEX/L.661)), N° de venta: S.05.II.G.63, 2005. [www](#)
35. The 2004 hurricanes in the Caribbean and the Tsunami in the Indian Ocean, Lessons and policy challenges for development and disaster reduction, Ricardo Zapata Martí (LC/L.2340-P (LC/MEX/L.672)), N° de venta: E.05.II.G.106, 2005. [www](#)
36. Reformas económicas, régimen cambiario y choques externos: Efectos en el desarrollo económico, la desigualdad y la pobreza en Costa Rica, El Salvador y Honduras, Marco Vinicio Sánchez Cantillo (LC/L.2370-P (LC/MEX/L.673)), N° de venta: S.05.II.G.111, 2005. [www](#)
37. Condiciones generales de competencia en Panamá, Marco A. Fernández B. (LC/L.2394-P (LC/MEX/L.677)), N° de venta: S.05.II.G.137, 2005. [www](#)
38. Agir ensemble pour une gestion plus efficace des services de l'eau potable et l'assainissement en Haïti, Lilian Saade (LC/L.2395-P (LC/MEX/L.680)), N° de venta: F.05.II.G.138, 2005. [www](#)
39. La factibilidad política de las reformas del sector social en América Latina, Alejandra González-Rossetti (LC/L.2412-P (LC/MEX/L.684)), N° de venta: S.05.II.G.159, 2005. [www](#)
40. Cooperación ambiental en el NAFTA y perspectivas para el DR-CAFTA, Claudia Schatan y Carlos Muñoz Villarreal (LC/L.2413-P (LC/MEX/L.689)), N° de venta: S.05.II.G.160, 2005. [www](#)
41. Los mercados en el Istmo Centroamericano: ¿qué ha pasado con la competencia?, Claudia Schatan y Eugenio Rivera (LC/L.2478-P (LC/MEX/L.695)), N° de venta: S.06.II.G.5, 2005. [www](#)
42. Mexico: Economic growth, exports and industrial performance after NAFTA, Juan Carlos Moreno-Brid, Juan Carlos Rivas Valdivia y Jesús Santamaría (LC/L.2479-P (LC/MEX/L.700)), N° de venta: E.06.II.G.6, 2005. [www](#)
43. Income inequality in Central America, Dominican Republic and Mexico: Assessing the importance of individual and household characteristics, Matthew Hammill (LC/L.2480-P (LC/MEX/L.701)), N° de venta: E.06.II.G.7, 2005. [www](#)
44. La garantía de prestaciones en salud en América Latina. Equidad y reorganización de los cuasimercados a inicios del milenio, Ana Sojo (LC/L.2484-P (LC/MEX/L.708)), N° de venta: S.06.II.G.9, 2006. [www](#)
45. Características de los hogares y de su principal perceptor de ingresos en Centroamérica, México y la República Dominicana: Su papel en la desigualdad del ingreso, Matthew Hammill (LC/L.2499-P (LC/MEX/L.709)), N° de venta: S.06.II.G.31, 2006. [www](#)

-
- Los títulos a la venta deben ser solicitados a la Biblioteca de la Sede Subregional de la CEPAL en México, Presidente Masaryk No. 29 – 4° piso, 11570 México, D. F., Fax (52) 55-31-11-51, biblioteca.cepal@un.org.mx
 - **www** : Disponible también en Internet: <http://www.cepal.org.mx>

Nombre:.....

Actividad:.....

Dirección:.....

Código postal, ciudad, país:.....

Tel.: Fax: E.mail: