

estudios estadísticos y prospectivos

Descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para América Latina 1999-2005

Fernando Medina H.

Marco Galván

División de Estadística y Proyecciones Económicas

Santiago de Chile, junio de 2008



SESENTA AÑOS CON AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE

Este documento fue preparado por Fernando Medina y Marco Galván, Asesor Regional y Asistente de Investigación, respectivamente, de la Unidad de Estadísticas Sociales de la División de Estadística y Proyecciones Económicas de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), bajo la supervisión de Juan Carlos Feres, Jefe de dicha unidad.

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

Publicación de las Naciones Unidas

ISSN versión impresa 1680-8770

ISSN versión electrónica 1680-8789

ISBN: 978-92-1-323206-4

LC/L.2911-P

N° de venta: S.08.II.G.45

Copyright © Naciones Unidas, Mes junio de 2008. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

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

Índice

Resumen.....	7
I. Introducción.....	9
II. El coeficiente de Gini ampliado.....	13
A. El índice de Gini.....	13
B. El índice de Gini ampliado.....	15
C. Descomposición del índice de Gini.....	17
D. Cambios en el ingreso y su efecto en el coeficiente de Gini.....	18
E. El índice de Gini ampliado y la evaluación de políticas.....	20
F. La fuente de datos.....	23
III. Evolución histórica de la desigualdad en América Latina y el Caribe.....	25
IV. Resultados.....	31
A. Cambios en la composición del ingreso.....	32
B. Participación de las fuentes de ingreso en la desigualdad.....	36
C. Cambios en el coeficiente de Gini.....	39
D. Capacidad redistributiva de las fuentes de ingreso.....	41
E. Desagregando el impacto de los ingresos laborales en la desigualdad.....	43
V. El impacto de la política social en la distribución del ingreso.....	49
VI. Conclusiones.....	57
Bibliografía.....	59
Anexo.....	61
Serie Estudios estadísticos y prospectivos: números publicados.....	77

Índice de cuadros

Cuadro	1	Interpretación de la elasticidad Gini del ingreso (EGI) de una fuente de ingreso o consumo, en relación al aumento o reducción de la desigualdad	21
Cuadro	2	Encuestas de hogares utilizadas según país, tipo de encuesta, año y cobertura geográfica nacional (urbano y rural).....	23
Cuadro	3	Mediana del coeficiente de Gini por región y década	26
Cuadro	4	América Latina y el Caribe (13 países): Coeficiente de Gini 1970-1995	26
Cuadro	5	América Latina: Clasificación de los países según su coeficiente de Gini (<i>circa</i> 2005)	28
Cuadro	6	América Latina: Composición del ingreso del hogar por fuente (<i>circa</i> 1999 y 2005)	33
Cuadro	7	América Latina: Participación relativa de las fuentes de ingreso en el coeficiente de Gini (<i>circa</i> 1999 y 2005)	37
Cuadro	8	América Latina: Coeficiente de desigualdad de Gini por fuente de ingresos (<i>circa</i> 1999 y 2005)	40
Cuadro	9	América Latina: Coeficiente de elasticidad de Gini por fuentes de ingreso (<i>circa</i> 1999 y 2005)	44
Cuadro	10	América Latina: Coeficiente de elasticidad de Gini de los salarios y las ganancias (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	44
Cuadro	11	América Latina: Impacto de los ingresos laborales en la desigualdad (<i>circa</i> 1999 y 2005)	46
Cuadro	12	América Latina: Cambios observados en indicadores vinculados al ingreso laboral (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	47
Cuadro	13	Elasticidades-Gini de focalización y asignación de las políticas públicas, <i>circa</i> 2005.....	52
Cuadro	14	Participación de los programas sociales en el ingreso <i>per capita</i> del hogar (países seleccionados, <i>circa</i> 2005)	55

Índice de recuadros

Recuadro	1	Descomposición del coeficiente de desigualdad de Gini por fuentes de ingreso	36
----------	---	--	----

Índice de gráficos

Gráfico	1	Curva de Lorenz	15
Gráfico	2	América Latina: Coeficiente de desigualdad de Gini (<i>circa</i> 1999)	27
Gráfico	3	América Latina: Coeficiente de desigualdad de Gini (<i>circa</i> 2005)	27
Gráfico	4	América Latina: Participación del ingreso laboral en el ingreso total del hogar (<i>circa</i> 1999 y 2005)	34
Gráfico	5	América Latina: Participación de las transferencias en el ingreso total del hogar	35
Gráfico	6	América Latina: Participación relativa del ingreso laboral en la desigualdad total	38
Gráfico	7	América Latina: Participación relativa de las transferencias en la desigualdad total	39
Gráfico	8	América Latina: Cambios en el coeficiente de desigualdad de Gini de los ingresos laborales (1999 y 2005).....	41
Gráfico	9	América Latina: Elasticidad Gini de los salarios (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	45
Gráfico	10	América Latina: Elasticidad Gini de las ganancias (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	45

Índice de anexos

Anexo estadístico	63
Cuadro A-1 América Latina: Importancia de los ingresos laborales en el coeficiente de desigualdad de Gini (<i>circa</i> 1999).....	63
Cuadro A-2 América Latina: Importancia de los ingresos laborales en el coeficiente de desigualdad de Gini (<i>circa</i> 2005).....	64
Cuadro A-3 América Latina: coeficiente de Gini (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	64
Cuadro A-4 América Latina: Importancia de los ingresos laborales en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área urbana (<i>circa</i> 1999).....	65
Cuadro A-5 América Latina: Importancia de los ingresos laborales en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área urbana (<i>circa</i> 2005)	65
Cuadro A-6 América Latina: Importancia de los ingresos laborales en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área rural (<i>circa</i> 1999).....	66
Cuadro A-7 América Latina: Importancia de los ingresos laborales en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área rural (<i>circa</i> 2005).....	66
Cuadro A-8 América Latina: Importancia de los ingresos salariales en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área urbana (<i>circa</i> 1999)	67
Cuadro A-9 América Latina: Importancia de los ingresos salariales en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área urbana (<i>circa</i> 2005).....	67
Cuadro A-10 América Latina: Importancia de los ingresos salariales en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área rural (<i>circa</i> 1999).....	68
Cuadro A-11 América Latina: Importancia de los ingresos salariales en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área rural (<i>circa</i> 2005).....	68
Cuadro A-12 América Latina: Importancia de los ingresos por ganancias en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área urbana (<i>circa</i> 1999)	69
Cuadro A-13 América Latina: Importancia de los ingresos por ganancias en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área urbana (<i>circa</i> 2005)	69
Cuadro A-14 América Latina: Importancia de los ingresos por ganancias en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área rural (<i>circa</i> 1999)	70
Cuadro A-15 América Latina: Importancia de los ingresos por ganancias en el coeficiente de desigualdad de Gini, en el área rural (<i>circa</i> 2005)	70
Cuadro A-16 América Latina: Participación del Ingreso laboral en el ingreso total del hogar según área geográfica (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	71
Cuadro A-17 América Latina: Elasticidad-Gini del ingreso laboral según área geográfica (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	71
Cuadro A-18 América Latina: Participación del Ingreso salarial en el ingreso total del hogar según área geográfica (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	72
Cuadro A-19 América Latina: Elasticidad-Gini de salarios según área geográfica (<i>circa</i> 1999 y 2005)	72
Cuadro A-20 América Latina: Participación del Ingreso por ganancias en el ingreso total del hogar según área geográfica (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	73
Cuadro A-21 América Latina: Elasticidad-Gini de ganancias según área geográfica (<i>circa</i> 1999 y 2005)	73
Gráfico A-1 América Latina: Elasticidad-Gini del ingreso laboral, a nivel nacional (<i>circa</i> 1999 y 2005)	74
Gráfico A-2 América Latina: Elasticidad-Gini del ingreso laboral, en el área urbana (<i>circa</i> 1999 y 2005)	74
Gráfico A-3 América Latina: Elasticidad-Gini del ingreso laboral, en el área rural (<i>circa</i> 1999 y 2005)	74

Gráfico	A-4	América Latina: Elasticidad-Gini de salarios, a nivel nacional (<i>circa</i> 1999 y 2005)	75
Gráfico	A-5	América Latina: Elasticidad-Gini de salarios, en el área urbana (<i>circa</i> 1999 y 2005).....	75
Gráfico	A-6	América Latina: Elasticidad-Gini de salarios, en el área rural (<i>circa</i> 1999 y 2005)	75
Gráfico	A-7	América Latina: Elasticidad-Gini de ganancias, a nivel nacional (<i>circa</i> 1999 y 2005)	76
Gráfico	A-8	América Latina: Elasticidad-Gini de ganancias, en el área urbana (<i>circa</i> 1999 y 2005)	76
Gráfico	A-9	América Latina: Elasticidad-Gini de ganancias, en el área rural (<i>circa</i> 1999 y 2005)	76

Resumen

La elevada inequidad distributiva constituye un rasgo particular de la realidad de América Latina, y se ha vuelto habitual afirmar que en esta región del mundo se observan los niveles más agudos en la concentración del ingreso.

En este trabajo se analiza la distribución del ingreso utilizando el método de descomposición del coeficiente de Gini por factores propuesto por Lerman y Yitzhaki (1985), y se estiman los cambios en la desigualdad a partir de variaciones en el ingreso, utilizando datos de encuestas de hogares de 17 países de América Latina para años cercanos a 1999 y 2005. Se demuestra que los índices de desigualdad se correlacionan positivamente con las inequidades que se observan en el mercado de trabajo, y se comprueba que en 1999 los sueldos y salarios explicaron entre el 68% y 88% de la desigualdad total, en tanto que en 2005 representaron entre 72% y 85%. El promedio simple del índice de Gini para el ingreso total fue de 0,554 en 1999, mientras que en 2005 se ubicó en 0,533.

Asimismo, se evalúa el impacto distributivo de algunos programas sociales en cuatro países. La evidencia permite afirmar que el Subsidio Único Familiar (SUF) y las Pensiones Asistenciales (PASIS) de Chile; el Programa de Educación, Salud y Alimentación (PROGRESA-Oportunidades) de México; el Bono de Desarrollo Humano de Ecuador, y las Asignaciones Familiares de Uruguay, pese a ser programas bien focalizados y tener efectos progresivos en la distribución del ingreso, muestran capacidad limitada para reducir el coeficiente de Gini. En este sentido, en la medida que prevalezcan las brechas de ingresos que se manifiesta en el mercado de trabajo,

es improbable que en el mediano plazo se produzcan cambios significativos en materia distributiva. Mejorar la inequidad, por lo tanto, se mantiene como la asignatura pendiente en la mayoría de los países de la región, y este desafío continúa representando una de las condicionantes más severas para que algunos países puedan cumplir las metas de reducción de la pobreza establecidas en los Objetivos de Desarrollo del Milenio.

I. Introducción

Existe abundante literatura que da cuenta de la situación que guarda la región en materia distributiva cuando se le compara con otras zonas del planeta, y se ha hecho común señalar que las economías de América Latina son las más inequitativas del mundo (IADB, 1998; Bourguignon y Morrisson, 2002; World Bank, 2003, y Morley, 2001).

No obstante que comparten este rasgo poco afortunado, es pertinente aclarar que no todas las distribuciones son iguales, y entre países se perciben diferencias en el nivel de concentración y en la forma de la curva de ingresos.¹

Las razones que explican este comportamiento son múltiples y complejas, ya que la distribución del ingreso es resultado de la interacción de múltiples factores económicos, demográficos, sociales e institucionales, arraigados en profundas raíces históricas que guardan relación con el modelo de desarrollo económico adoptado desde los tiempos de la colonia. Por tanto, comprender e identificar las causas que condicionan la inequidad en materia de ingreso, requiere efectuar análisis complementarios a los que se obtienen desde la óptica de la teoría económica.

A pesar de que durante el quinquenio 2000-2005 en prácticamente todos los países se observó una fase expansiva de la actividad económica, la evidencia demuestra que los beneficios del crecimiento no se distribuyeron de manera equitativa y

¹ No obstante, cabe señalar que el país de la región con la menor desigualdad en la distribución del ingreso —Uruguay— es más desigual que cualquier país de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económico (OCDE) o de las naciones de Europa Oriental (World Bank, 2003).

algunos estudios sugieren que la región podría estar enfrentando un proceso convergente hacia mayor concentración de la riqueza (CEPAL, 2005), lo que conspira a favor del aumento de la pobreza y de las inequidades sociales.

En este contexto, para hacerle frente al flagelo de la indigencia se han puesto en marcha iniciativas sociales orientadas a incrementar el capital humano de los miembros del hogar, y en la actualidad en un grupo importante de países se están llevando a cabo programas de transferencias monetarias condicionadas con el propósito de fortalecer el ingreso de los hogares.²

Sin embargo, las políticas públicas que se están aplicando no asumen el compromiso explícito de mejorar la distribución del ingreso, a pesar de que es ampliamente aceptado que la aguda desigualdad que prevalece contribuye al incremento de la pobreza, disminuye el impacto del desarrollo económico destinado a reducirla e inhibe el crecimiento económico de los países.³

La evolución observada en materia de equidad durante las dos últimas décadas, se asocia a la escasa dotación de recursos primarios que poseen los hogares pobres, así como a sus limitadas posibilidades de acumular capital físico y humano. Asimismo, se advierte que la concentración de la riqueza está altamente correlacionada con el desempeño del mercado de trabajo, particularmente en lo que se corresponde con el pago que se asigna a la mano de obra asalariada, y las marcadas brechas salariales que se manifiestan.

Para acometer con éxito el desafío de reducir la pobreza y mejorar la equidad, resulta impostergable que el Estado asuma un rol social activo a partir de la ejecución de políticas públicas que permitan mejorar la capacidad recaudatoria de los sistemas tributarios, al tiempo que se debe garantizar que el cobro de los impuestos asuma una connotación más progresiva.

Para las sociedades el pago de imposiciones adquiere relevancia, en la medida de que las contribuciones se asignen de manera eficaz y permitan mejorar el bienestar colectivo, favorezcan la reducción de la pobreza y generen procesos progresivos en materia de distribución del ingreso.

En este contexto, y conforme a los postulados de la teoría de la privación relativa, se demuestra que las sociedades no sólo evalúan su bienestar a partir de su nivel de ingreso, ya que es habitual que los individuos se comparen entre ellos. Por tanto, se considera pertinente vincular el análisis de la pobreza al estudio de la desigualdad, cuando el interés se centra en evaluar la capacidad de las políticas públicas para mejorar el bienestar social.

De esta manera, Wodon y Yitzhaki (2002b) señalan que la forma en que se están evaluado los planes sociales no es la más adecuada, debido a que las ponderaciones distributivas asociadas a los indicadores de pobreza tradicionales (índices de la familia de Foster, Greer y Torbecke, 1984 (FGT)), no tienen en cuenta en la etapa de agregación de la pobreza el bienestar de los no pobres.

En Yitzhaki (1999) se indica que durante la fase de evaluación se deben combinar dos parámetros para cuantificar el impacto de las políticas públicas en el bienestar social: uno de ellos está asociado a la desigualdad distributiva —a partir de algún coeficiente que mida la concentración del ingreso— y la incorporación de un segundo parámetro que de cuenta de los efectos del crecimiento económico en el bienestar social -cambios en el ingreso medio de los hogares-.

En este sentido, se postula que el indicador de inequidad debe involucrar criterios de ponderación, de modo que permita cuantificar el impacto de los fondos públicos en el bienestar de las familias ubicadas en distintos tramos de la distribución del ingreso.

² Conforme a la información disponible, se advierte que en 14 países de la región (Argentina, Chile, Colombia, Costa Rica, Brasil, El Salvador, Honduras, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Nicaragua y Uruguay), se están llevando a cabo programas de transferencias monetarias condicionadas.

³ En los trabajos de Bénabou (1996), Alesina y Perotti (1996) y Aghion *et al.* (1999), se pasa revista a estos temas y se sintetizan los fundamentos teóricos y empíricos que dan cuenta de la relación que existe entre la desigualdad y el crecimiento económico.

Para alcanzar este propósito, se reconoce que el índice de Gini, en su formato tradicional, no se puede descomponer exactamente en forma aditiva, ya sea entre grupos o por fuente de ingreso (Lambert y Aronson, 1993), debido a que prevalece un residuo⁴ que, a juicio de Mookherjee y Sorrocks (1982), no admite ningún tipo de interpretación.⁵

No obstante, distintos trabajos han propuesto métodos que admiten su descomposición por fuente de ingreso (Rao, 1969; Lerman y Yitzhaki, 1985 y Podder y Chatterjee, 2002), y recientemente Araar (2006) ha propuesto una metodología de descomposición exacta a partir del procedimiento denominado “Shapley Value Approach”.

Los objetivos de esta investigación son los siguientes: (a) Cuantificar el aporte de las distintas fuentes al ingreso del hogar; (b) Evaluar la importancia relativa de cada una de ellas en el coeficiente de Gini; (c) Analizar los cambios en la desigualdad que se producen ante variaciones marginales en las fuentes de ingreso, y (d) Evaluar el impacto de las políticas públicas — focalización y asignación— en la distribución del ingreso en un grupo de países.

De acuerdo con Stark, Taylor y Yitzhaki (1986), la descomposición propuesta por Lerman y Yitzhaki (1985) permite examinar la desigualdad mediante tres componentes básicos: (a) A partir de la importancia relativa de cada fuente en el ingreso total; (b) Por el nivel de inequidad observado en cada fuente, y (c) Midiendo la correlación entre cada agregado y el ingreso del hogar. Asimismo, es posible conocer la manera en que se modifica el coeficiente de Gini ante cambios marginales en la composición del ingreso.

La segunda sección analiza la teoría que sustenta el desarrollo del índice de Gini ampliado, así como las expresiones que se utilizan para descomponer este indicador. Asimismo, se presenta el marco teórico que da cuenta de la capacidad de los componentes del ingreso para incidir en el nivel de la desigualdad (elasticidad Gini del ingreso), ya que se considera una herramienta de gran utilidad para acompañar la fase de evaluación de políticas.

En la tercera parte se reseñan las principales características de la fuente de datos utilizada, mientras que en la cuarta sección se analiza la participación de los componentes de ingreso en el presupuesto de las familias y los cambios que se producen en el coeficiente de desigualdad por modificaciones en las fuentes de ingreso, y para un grupo de cuatro países se evalúa el impacto de los programas sociales en la concentración del ingreso. Finalmente, la última sección presenta algunas reflexiones a manera de conclusión.

⁴ Si se define G como el coeficiente de Gini y se asume que en la población existen k grupos, el índice de Gini se puede expresar como: $G = GB + \sum a_k G_k + R$, donde GB da cuenta de la desigualdad entre grupos, a_k representa la importancia relativa de cada grupo en la conformación del ingreso total, G_k es el coeficiente de Gini dentro del grupo k y R es un residuo que asume el valor cero en el caso de que no existe traslape entre grupos.

⁵ A pesar de la opinión de estos autores, en Bhattacharya y Mahalanobis (1967) se puede encontrar una interpretación de R . Asimismo, Silber (1989) entrega una interpretación del residuo en términos del reordenamiento de los ingresos.

II. El coeficiente de Gini ampliado

A. El índice de Gini

El aumento de la pobreza, la aguda desigualdad que persiste en la distribución del ingreso y los rezagos que prevalecen en el ámbito social, representan desafíos de gran interés para los diseñadores y evaluadores de políticas públicas.

En ese sentido, al igual que cuando se examina la pobreza se hace uso de los índices de la familia de FGT, en materia de desigualdad los especialistas se han inclinado por el uso de tres indicadores para dar cuenta de los niveles de concentración del ingreso: los índices de Gini y Theil, y el coeficiente de Atkinson.

No obstante, existe consenso en el sentido de que el coeficiente de Gini es el indicador que se utiliza con mayor frecuencia debido a su fácil cálculo e interpretación, ya que por lo general su valor se ubica entre 0 y 1.⁶ Cuando el indicador asume el valor cero significa que el ingreso se encuentra equidistribuido; es decir, todos los miembros de la sociedad tienen exactamente la misma proporción de recursos, en tanto que cuando se observa el valor de uno, se está en presencia de una situación de total inequidad en donde una persona se apropia de todo el excedente económico.

Dependiendo del ámbito de análisis este indicador puede concebirse desde la perspectiva estadística como una medida de variabilidad, o se le puede considerar como un índice normativo de

⁶ Cuando los datos que dan cuenta de la distribución del ingreso involucran cifras negativas, debido a que los trabajadores autónomos reportan pérdidas netas en actividades económicas asociadas a negocios o cultivos, el índice de Gini puede asumir valores superiores a la unidad.

desigualdad, ya que es posible derivarlo desde la óptica de la privación relativa (Runciman, 1966). Asimismo, también se le ha estudiado desde la perspectiva sociológica considerando el sentimiento de privación de los individuos (Yitzhaki, 1979 y 1982), y es posible construirlo utilizando axiomas de justicia social (Ebert y Moyes, 2000).

La interpretación del coeficiente de Gini también ha sido abordada desde distintos enfoques. Una de las maneras en la que habitualmente se le analiza se presenta a continuación. En una sociedad con un ingreso medio de 100 unidades y un coeficiente de Gini de 0,70, cabe esperar que al comparar el ingreso de dos individuos elegidos al azar la diferencia absoluta en su patrimonio sea de 70 unidades (70% del ingreso medio).

Por su parte, Atkinson (1981) señala que si se eligen al azar dos personas y se compara la diferencia de su ingreso respecto al valor medio de la sociedad, el resultado en promedio, será equivalente a dos veces el valor del coeficiente de Gini. De esta manera, un valor de 0,4 significa que la diferencia esperada en el ingreso promedio de dos personas elegidas aleatoriamente será equivalente al 80% del ingreso medio de la economía.

Además, se reconoce que niveles elevados de inequidad inciden en el aumento de la pobreza e influyen en el bienestar colectivo. De esta manera, si el bienestar social (W) se representa como el producto del ingreso *per capita* y_{pc} multiplicado por 1 menos el valor del coeficiente de Gini ($1-G$), en una economía con ingreso *per capita* de 100 unidades y un coeficiente de desigualdad de 0,50 se obtendría un bienestar social de 50 unidades ($W=y_{pc}*[1-G]$).

La situación descrita se considerará más auspiciosa que la observada en una sociedad con un ingreso medio de 130 unidades y un Gini de 0,65, ya que en este caso la función de bienestar social (W) reportará un nivel promedio de 45,5 unidades.

Cuando se desea comparar el nivel de bienestar de dos economías se debe tener en cuenta la estructura de ponderaciones asociadas al índice de desigualdad, lo que sugiere la utilización del coeficiente de Gini ampliado, ya que se considera más adecuado para situaciones en que se quiere evaluar el impacto distributivo en distintos niveles de la curva de ingresos.

Como ha sido señalado, en el cálculo del índice de Gini se admite la presencia de ingresos negativos⁷, lo que resulta relevante cuando se desea evaluar el impacto de las políticas públicas en la distribución del ingreso, debido a que es factible que algunas familias reporten pérdidas en el desarrollo de su actividad económica (ingresos negativos).

Asimismo, una ventaja muy importante asociada al índice de Gini, que no tienen el resto de los indicadores de desigualdad, es que puede derivarse a partir de la curva de Lorenz tal y como se muestra en el gráfico 1.

La curva se construye acumulando en el eje de las “x” el porcentaje de hogares ordenados en forma ascendente de acuerdo a su ingreso *per capita*, en tanto que en el eje de las “y” se registra el porcentaje de ingreso *per capita* acumulado. Asimismo, se define una línea de 45° que representa el estado ideal en materia distributiva (igualdad perfecta), y representa la situación en que cada grupo de hogares (por ejemplo 10%) recibe el mismo porcentaje de ingresos (10%).

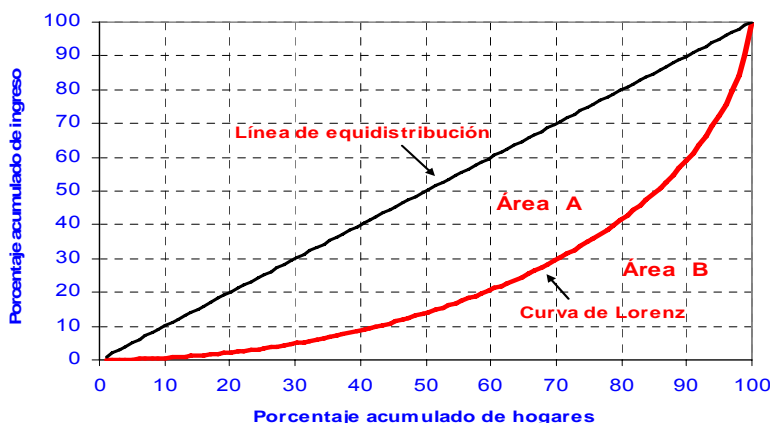
Considerando que la curva de Lorenz se ubica por debajo de la línea de equidad perfecta, el coeficiente de Gini se define como el área entre la curva de Lorenz y la diagonal (A) dividida por el área que se forma al sumar $A+B$.

Otra consideración a tener en cuenta es que el índice de Gini posee propiedades estadísticas que se conocen mejor que para el resto de los indicadores (Wodon y Yitzhaki, 2002a), lo que permite comprobar la robustez de los cambios que se generan en el nivel de equidad. Asimismo, también se admite que su representación geométrica es útil para comparar dos o más distribuciones,

⁷ Indicadores tradicionales como el coeficiente de Atkinson o el índice de Theil no admiten esta posibilidad.

lo que es muy relevante para cuantificar el impacto de los cambios que se generan en las distintas fuentes en la desigualdad total y en hogares ubicados en distintos tramos de la curva de ingresos.

GRÁFICO 1
CURVA DE LORENZ
(En porcentajes)



Fuente: Elaboración de los autores.

Existen diversas expresiones matemáticas para calcular el índice de Gini (Medina, 2001), y para los fines de este trabajo se utiliza la relación que involucra la covarianza entre el ingreso y la posición que ocupan las observaciones en la curva de distribución.⁸

$$G = \frac{2 \text{cov}(y, F)}{\mu} \quad (1)$$

B. El índice de Gini ampliado

Sea y_1, y_2, \dots, y_k los k componentes del ingreso del hogar y^o , de tal forma que $y = \sum_{k=1}^K y_k$. Por lo general se asume que los ingresos son positivos, no obstante a que, como ya fue señalado, es posible que existan hogares que reporten ingresos negativos.

A pesar de que el índice de Gini es el más popular para medir la desigualdad,¹⁰ es importante señalar que en su versión tradicional no involucra juicios de valor acerca de la ubicación que tienen las personas (hogares) en la distribución del ingreso.

De esta manera, a igual que los índices de Theil y Atkinson el coeficiente de Gini se puede considerar como un caso especial de una familia de indicadores denominada índice de Gini ampliado.

⁸ En Stuart (1954) y más recientemente en Pyatt, Chen y Fei (1980), se presentan los argumentos técnicos que sustentan el hecho de que el índice de Gini se pueda expresar en término de las covarianzas.

⁹ En este trabajo se utilizó como variable de análisis el ingreso *per capita*. No obstante, para efectos de la presentación del material teórico la variable y seguirá representando el ingreso total del hogar.

¹⁰ En Atkinson (1970) se propone un índice de desigualdad que tiene en cuenta la posición de las familias o personas en la distribución del ingreso. En este sentido, el interés por conocer lo que sucede en la parte baja de la curva de ingresos se manifiesta a partir de un parámetro ε , el cual parte del valor cero –que significa indiferencia por la desigualdad– y en la medida que su valor tiende a infinito da cuenta de un mayor interés por lo que sucede en la parte baja de la distribución del ingreso, a partir de criterios Rawlsianos. La expresión que se utiliza para calcular el índice de Atkinson es:

$$I(\varepsilon) = 1 - \left[\int_a^b \left(\frac{y}{\mu} \right)^{1-\varepsilon} f(y) dy \right] \frac{1}{1-\varepsilon}, \varepsilon > 0$$

De acuerdo con Yitzhaki (1983), sea $F(y)$ y $f(x)$ la función de distribución y densidad del ingreso respectivamente. Asimismo, se asume que el rango de variación se ubica en el intervalo $[a, b]$ con $a \geq 0$ y $b < \infty$, y además se considera que $F(a)=0$ y $F(b)=1$ por lo que se define:

$$\delta_F(\nu) = \int_0^b A^\nu(y) dy, \nu \geq 0 \quad (2)$$

En donde $\delta_F(\nu)$ es el índice de desigualdad, $A(y)=1-F(y)$ y ν es un parámetro que asume valores entre 0 e ∞ . Este índice satisface un conjunto de propiedades deseables (Yitzhaki, 1983) y cuando $\nu = 2$ se obtiene la conocida función de bienestar social:

$$\delta(2) = \int_0^b [1 - F(y)]^2 dy = \mu(1 - G) \quad (3)$$

En (3), G representa el coeficiente de Gini y μG es la mitad de las diferencias medias que se utilizan en el cálculo del índice. Asimismo, μG puede interpretarse como un índice de desigualdad absoluta en tanto que $1-G$ es un índice de igualdad relativa.

En Yitzhaki (1983) se demuestra que la relación entre la curva de Lorenz y el índice paramétrico de desigualdad relativa $\delta^* = \mu^{-1} \delta(\nu)$ (en donde $\nu > 1$ es un parámetro que da cuenta de la aversión a la desigualdad) se obtiene a partir de la siguiente expresión:

$$\delta^*(\nu) = \nu(\nu-1) \int_0^1 (1-F)^{\nu-2} \varphi(F) dF, \nu > 1 \quad (4)$$

en donde $\varphi(F)$ representa la curva de Lorenz.

Conforme a lo anterior, el índice de Gini ampliado (familia de índices de desigualdad) asume la siguiente representación:

$$G(\nu) = 1 - \nu(\nu-1) \int_0^1 (1-F)^{\nu-2} L(F) dF, \nu > 1 \quad (5)$$

en donde $G(\nu)$ representa el coeficiente de Gini ampliado, $L(F)$ la curva de Lorenz y ν es un parámetro que da cuenta de la preferencia por la igualdad.¹¹

En la medida de que aumenta el valor de ν se asigna mayor ponderación a la parte baja de la distribución del ingreso, y en caso contrario se demuestra mayor interés por la zona superior de la curva de ingresos. Cuando ν asume el valor 2 la expresión (5) corresponde al coeficiente de Gini tradicional.

Otra manera de expresar el coeficiente de Gini ampliado se obtiene a partir de las propiedades de la covarianza como se muestra a continuación:

$$G(\nu) = \frac{-\nu \text{cov}[y, (1-F)^{\nu-1}]}{\mu} \quad (6)$$

¹¹ Otra familia de indicadores es el índice de entropía generalizado el cual se expresa de la manera siguiente:

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right]$$

C. Descomposición del índice de Gini

Cuantificar el efecto de las políticas públicas en la distribución del ingreso se consdeira de gran relevancia, ya permite a los evaluadores prever el impacto que los cambios marginales en el ingreso tendrán en el nivel de desigualdad total.

En este contexto, Lerman y Yitzhaki (1985) propusieron un procedimiento de descomposición¹² que cuantifica la contribución absoluta y relativa de las fuentes de ingresos en la desigualdad total.¹³

De esta manera, sea y el ingreso de los hogares, en tanto que a y b representan el límite inferior y superior de la distribución respectivamente, y $F(y)$ es la función de distribución del ingreso. Así, utilizando la expresión:

$$A = \int_a^b F(y)[1 - F(y)]dy \quad (7)$$

integrando por partes y asumiendo que $u=F(y)[1-F(y)]$ y $v=y$, se obtiene que

$$A = \int_a^b y[F(y) - 1/2]f(y)dy \quad (8)$$

Finalmente, definiendo $y(F)$ como la inversa de la función $F(y)$ se tiene que

$$A = 2 \int_0^1 y(F)(F - 1/2)dF \quad (9)$$

Considerando que F es una función uniformemente distribuida en el intervalo $[0,1]$, y que su media es $1/2$, la expresión (7) se puede escribir como

$$A = 2 \text{cov}[y, F(y)] \quad (10)$$

Asimismo, y de acuerdo a Stuart (1954) si la expresión anterior se divide por el ingreso medio se obtiene el coeficiente de Gini tradicional.

$$G = \frac{2 \text{cov}[y, F(y)]}{\mu} \quad (11)$$

Si se tiene en cuenta que el ingreso del hogar se representa por medio de $y = y_1 + y_2 + \dots + y_k$ y utilizando las propiedades de la covarianza, la expresión (11) se puede escribir de la manera siguiente:

$$G = \sum_{k=1}^K [\text{cov}(y_k, F) / \text{cov}(y_k, F_k)] * [2 \text{cov}(y_k, F_k) / \mu_k] [\mu_k / \mu] = \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k \quad (12)$$

en donde R_k representa el coeficiente de correlación de Gini entre y_k y el ingreso total y , G_k es el índice de concentración de Gini de la fuente de ingreso k y $S_k = y_k / y$ da cuenta de la importancia relativa de la fuente de ingreso k en el presupuesto total del hogar.

Conforme a lo anterior se tiene que:

$$R_k = \frac{\text{cov}[y_k, F(y)]}{\text{cov}[y_k, F(y_k)]} \quad (13)$$

donde $F(y_k)$ representa la función de distribución del ingreso de la fuente k .

¹² Los principales aspectos de la metodología se resumen en el recuadro 1.

¹³ Otras formulaciones para descomponer de manera exacta el coeficiente de Gini se pueden consultar en Rao (1969) y Araar (2006).

Como lo demuestran Schechtman y Yitzhaki (1985), las propiedades del coeficiente de correlación de Gini son muy importantes y guardan estrecha relación con el coeficiente de Pearson y el de rangos de Spearman.

R_k asume valores entre -1 y 1 y cabría esperar, por ejemplo, que las rentas de capital se correlacionen en sentido positivo con el ingreso total, en tanto que es común que las transferencias muestren correlaciones de Gini más pequeñas y en ocasiones asuman valores negativos.

Debido que los valores de R_k se ubican en el intervalo $[-1, 1]$, R_k será igual a 1 cuando la fuente k es función creciente del ingreso, en tanto que si $R_k = -1$ significa que la importancia de la fuente analizada decrece con el ingreso total (en esta situación el coeficiente de correlación de Gini coincide con el de rangos de Spearman).

Cuando R_k es cero, se tiene que y_k y y son independientes, lo que se interpreta en el sentido de que la fuente de ingresos k no contribuye de manera significativa a la determinación del valor del coeficiente de Gini.

En el caso de que y_k y y tengan una distribución de probabilidad normal, los valores de $R_k = \rho$ coinciden con el coeficiente de correlación de Pearson. De esta manera, la ecuación (12) permite descomponer el ingreso del hogar en tres componentes básicos: (i) uno que da cuenta de la participación relativa de cada fuente en el ingreso total; (ii) el segundo relaciona la desigualdad del ingreso con el nivel de inequidad observado en la fuente k , y (iii) otro componente que da cuenta de la relación entre la fuente de ingreso k y el ingreso total y .

D. Cambios en el ingreso y su efecto en el coeficiente de Gini

El procedimiento de Lerman y Yitzhaki permite examinar la manera en que los cambios marginales en las fuentes de ingreso modifican la desigualdad. Así, a partir de la expresión (12) los autores derivan una relación que permite cuantificar el efecto (e) que se produce en la desigualdad debido a variaciones en la fuente de ingresos k .

Suponga que se manifiesta un cambio marginal en el ingreso debido a que se modificó la participación de la fuente k en una proporción $e y_k$. Si e representa el porcentaje de cambio en el ingreso la k -ésima fuente de ingreso, entonces la variación en el coeficiente de Gini se obtiene a partir de la siguiente representación:

$$\frac{\partial G}{\partial e_k} = S_k (R_k G_k - G) \quad (14)$$

La expresión (14) se puede reescribir de la manera siguiente:

$$\frac{\partial G / \partial e_k}{G} = \frac{R_k G_k S_k}{G} - S_k \quad (15)$$

La ecuación (15) indica que el cambio porcentual en el coeficiente de Gini a partir de una modificación en el valor de e en la fuente de ingresos k , es igual a la contribución de esa corriente a la desigualdad menos su participación en el ingreso total. En caso de que todos los componentes del ingreso sean escalados por un factor e la desigualdad total permanece inalterada, en tanto que la contribución absoluta de la fuente de ingresos k a la desigualdad total se representa por medio de $R_k G_k S_k$.

De acuerdo con Stark, Taylor y Yitzhaki (1986), cuando en la ecuación (15) la correlación de Gini entre la fuente k y el ingreso total (R_k) es negativa o cero, un incremento marginal del ingreso reducirá la desigualdad, y en caso contrario su impacto dependerá del signo que asuma la expresión $R_k G_k - G$. Una condición necesaria para que la inequidad aumente, es que la desigualdad en la fuente de ingresos k sea mayor a la desigualdad total: $G_k > G$ ($R_k < 1$).

Según Garner (1993), una de las ventajas de la ecuación (15) queda de manifiesto cuando se desea determinar cambios en la distribución del consumo, como resultado de incrementar el impuesto a los bienes y servicios.

En caso de que el efecto marginal sea positivo, asignarle un impuesto a un determinado bien puede contribuir a reducir la desigualdad, en la medida que la imposición sea progresiva y afecte en mayor medida a las familias de más ingresos. En caso de que el efecto marginal sea negativo, el incremento del nivel impositivo generará una situación regresiva en la distribución del consumo que elevará el valor del índice de desigualdad.

De acuerdo con Yitzhaki (1990) la expresión:

$$\eta_k = \frac{R_k G_k}{G} \quad (16)$$

representa la elasticidad del ingreso de la fuente k respecto al ingreso total del hogar; es decir, la elasticidad-ingreso del coeficiente de Gini. La ecuación (16) puede también escribirse en términos de la covarianza

$$\eta_k = b_k \left(\frac{\mu}{\mu_k} \right) \quad (17)$$

en donde $b_k = \text{cov}(x_k, F) / \text{cov}(X, F)$ y de acuerdo a Olkin y Yitzhaki (1992), se interpreta como el coeficiente de regresión generado a partir de una estimación no paramétrica del coeficiente de Gini o como la propensión marginal a gastar en un bien determinado.

La ecuación (15) resulta de utilidad para evaluar el impacto de los cambios porcentuales de ingreso en la desigualdad total. En ese sentido, a partir de (16) se observa que (15) se puede reescribir como se muestra a continuación:

$$\frac{\partial G_k / \varepsilon_k}{G} = \frac{R_k G_k S_k}{G} - S_k = S_k (\eta_k - 1) \quad (18)$$

en donde $\eta = R_k G_k / G$ que de acuerdo a Wodon y Yitzhaki (2002b) se define como la elasticidad-Gini del ingreso (EGI). De esta manera, un incremento porcentual en el ingreso de una fuente con una EGI menor que 1 reduciría la desigualdad, en tanto que las EGI superiores a la unidad la incrementan. En la medida de que el valor de la EGI sea más pequeño, mayor será su impacto redistributivo.

La EGI también puede expresarse de la manera siguiente:

$$\eta_k = \frac{\text{cov}[y_k, F(y)]}{\text{cov}[y, F(y)]} * \frac{1}{S_k} \quad (19)$$

En Yitzhaki (1990), se afirma que el cociente de las covarianzas es un estimador de la variable auxiliar de la pendiente de la curva de Engel de la fuente k respecto del ingreso total, en donde $F(y)$ es el instrumento. Lo anterior permite afirmar que la relación entre las covarianzas representa la pendiente (propensión marginal) de la curva de Engel del ingreso de la fuente k respecto al total (y). S_k se asume como la propensión media y al vincular ambos componentes se obtiene la elasticidad de la fuente de ingreso k respecto del ingreso total de la curva de Engel.

E. El índice de Gini ampliado y la evaluación de políticas¹⁴

La metodología de Lerman y Yitzhaki (1985) se ha utilizado para estudiar la manera en que las fuentes de ingreso afectan la desigualdad.¹⁵ Asimismo, en el contexto de evaluación de políticas se demuestra que el impacto marginal en la desigualdad, ocasionado por un cambio porcentual en el ingreso, depende del valor del coeficiente de elasticidad Gini de la fuente analizada (EGI_k).

De esta manera, la expresión para calcular la variación en la desigualdad asociada al cambio marginal —por ejemplo del 1%— en la fuente de ingreso k se logra a partir de:

$$\frac{\Delta G}{G} = \frac{[S_k(\eta - 1)]}{100} \quad (20)$$

En la medida de que la fuente tenga una contribución importante en el ingreso total —*ceteris paribus*—, cabría esperar que un cambio porcentual en su aporte tendría mayor relevancia en el índice de Gini, que si la variación se produjera en una corriente de ingreso de poca importancia. Una situación similar ocurre en el caso de la EGI, y la ecuación (20) da cuenta de la manera en que se modifica el Gini total ante cambios marginales en las corrientes de ingreso.

Cuando la EGI_k es igual a la unidad, es posible aseverar que la k -ésima fuente de ingreso está correlacionada de manera positiva con el ingreso total, y que un cambio marginal en su contribución porcentual no afectará la desigualdad (neutralidad).

Por su parte, cuando la $EGI > 1$ cabría esperar que modificaciones en el ingreso se manifiesten preferentemente en la parte alta de la distribución del ingreso, y lo contrario sucederá cuando la $EGI < 1$. En caso de que asuma el valor cero ($EGI = 0$) no existirá correlación entre la fuente de ingreso y el presupuesto total del hogar.

Si la $EGI_k > 1$, un cambio marginal de su aporte al total producirá aumentos en la inequidad, y en la medida de que su valor aumente, mayor será el impacto en el coeficiente de desigualdad. Esta situación se explica debido a que su participación en el ingreso total se incrementará en la medida de que el hogar disponga de mayores recursos.

En tanto la participación de la fuente en el ingreso total disminuya y su $EGI > 1$, y se puede esperar que la desigualdad se reduzca en el margen, en tanto que variaciones en el ingreso de fuentes con las EGI cercanas a la unidad no producirán alteraciones importantes en la desigualdad total; es decir, su efecto será neutro. Finalmente, cuando la $EGI < 1$ aumentos marginales del ingreso de las fuentes reducirán la inequidad.

Para los evaluadores de política es fundamental entender el comportamiento de la elasticidad Gini del ingreso, por lo que en el cuadro 1 se ilustra la manera en que se interpretan los valores de la EGI de acuerdo a la variable de estudio: ingreso, consumo o impuestos.

¹⁴ El contenido de esta sección se basa en Wodon y Yitzhaki (2002a).

¹⁵ Véase Lerman y Yitzhaki (1985) y Garner (1993) para Estados Unidos y Stark, Taylor y Yitzhaki (1986) para México. Asimismo, para análisis con información de países de América Latina y el Caribe se puede consultar Wodon y Yitzhaki (2002a, 2002b).

CUADRO 1
INTERPRETACIÓN DE LA ELASTICIDAD GINI DEL INGRESO (EGI) DE UNA FUENTE DE INGRESO O CONSUMO, EN RELACIÓN AL AUMENTO O REDUCCIÓN DE LA DESIGUALDAD

	EGI<1	EGI>1
Fuente de Ingresos		
Incremento marginal del ingreso de la fuente <i>k</i>	Disminuye	Aumenta
Reducción marginal del ingreso de la fuente <i>k</i>	Aumenta	Disminuye
Fuentes de Consumo		
Incremento marginal del consumo de la fuente <i>k</i>	Disminuye	Aumenta
Reducción marginal del consumo de la fuente <i>k</i>	Aumenta	Disminuye
Impuestos sobre la fuente de ingresos		
Incremento marginal del impuesto	Aumenta	Disminuye
Reducción marginal del impuesto	Disminuye	Aumenta
Impuestos sobre la fuente de consumo o variaciones en precio		
Incremento marginal del impuesto o del precio	Aumenta	Disminuye
Reducción marginal del impuesto o del precio	Disminuye	Aumenta
Precios subsidiados		
Incremento marginal del subsidio	Disminuye	Aumenta
Reducción marginal del subsidio	Aumenta	Disminuye

Fuente: Desigualdad y Bienestar Social, Q. Wodon y S. Yitzhaki, 2002a, Banco Mundial.

Cuando se desea conocer el impacto de cambios en las tasas impositivas en el coeficiente de desigualdad la interpretación de la EGI se invierte, debido a que el pago de tributos merma el presupuesto de los hogares y con ello su capacidad para demandar bienes y servicios en el mercado.

Si un impuesto al ingreso o al consumo (impuesto sobre ventas o impuesto al consumo (IVA)) genera una EGI mayor que 1, su efecto en la reducción de la desigualdad será mayor. Esta situación es típica de bienes suntuarios, ya que en la medida de que son consumidos por las familias de mayores recursos generan reducciones en la desigualdad. Por otra parte, en el caso de que la EGI sea mayor que la unidad, y se decida reducir la tasa impositiva de un bien o servicio, necesariamente se observarán aumentos en la inequidad.

En caso de que los valores de la EGI sean cercanos a la unidad, los incrementos de las imposiciones no tendrán efectos en la desigualdad (serán neutros), en tanto que cuando la EGI sea menor a la unidad aumentos en las tasas impositivas al ingreso o el consumo aumentarán la desigualdad, y en la medida que disminuyan se generarán reducciones en el coeficiente de Gini (véase nuevamente cuadro 1).

Para los subsidios, que se pueden interpretar como un impuesto negativo, el aumento (disminución) asociado a un bien o servicio con una EGI mayor que 1 (menor que 1) se manifestará en el incremento (reducción) de la inequidad.

Por otra parte, también es posible calcular el coeficiente de Gini ampliado para evaluar el impacto de un programa social. En Wodon y Yitzhaki (2002b) se propone medir el impacto de las políticas públicas en la desigualdad a partir de dos conceptos complementarios: el mecanismo aplicado para elegir a los beneficiarios (focalización) y la progresividad del programa asociado al monto de la transferencia pagada.

En Yitzhaki (1999) se demuestra que el efecto de una política en el bienestar se determina a partir de dos parámetros. El primero de ellos da cuenta del efecto crecimiento, que se asocia al monto de la transferencia entregada por el programa, en tanto que el segundo depende de la elasticidad Gini del ingreso (EGI), que permite cuantificar el impacto que tendrá la acción de política pública en el coeficiente de equidad.

Esta manera de examinar el impacto de los planes sociales permite simular *ex-ante* sus efectos en la desigualdad, a partir de medir la eficiencia de los mecanismos que se utilizan para la

selección de los beneficiarios, así como la capacidad de los montos de ingreso transferido para modificar la estructura del ingreso prevaleciente antes de la puesta en marcha del programa.

Sea \bar{y} el ingreso medio de la población, \bar{x} el monto promedio de la transferencia para todos los hogares —beneficiarios y no beneficiarios¹⁶—, G_y el coeficiente de Gini total y $F(y)$ la función de distribución del ingreso del hogar.

De esta manera, la elasticidad Gini del ingreso (η) de un programa social se obtiene a partir de la siguiente expresión:

$$\eta = \frac{\text{cov}(x, F(y)) \bar{y}}{\text{cov}(y, F(y)) \bar{x}} \quad (21)$$

En caso de que η (EGI) sea igual a la unidad, el aumento de las transferencias no tendrá efecto en la desigualdad total. No obstante, cuando el coeficiente sea menor que 1, el aumento marginal en su valor contribuirá a reducir el índice de Gini, en tanto que cuando sea mayor que 1 se producirán incrementos en el registro de inequidad.

En Wodon y Yitzhaki (2002b) se señala la importancia de descomponer los efectos de un programa social en la desigualdad, ya que permite a los tomadores de decisiones evaluar la eficacia del mecanismo de focalización utilizado, y determinar si el monto de las transferencias asignadas está en posibilidad de generar cambios progresivos en materia de distribución del ingreso.¹⁷

Para llevar a cabo la descomposición de la EGI, los autores definen z como una variable instrumental que identifica el mecanismo de asignación de recursos:

$$z = \begin{cases} \bar{x}_B & \text{si } H \in B \\ 0 & \text{si } H \notin B \end{cases} \quad (22)$$

En (22) z representa el monto promedio de ingresos que el programa asigna a los hogares beneficiarios,¹⁸ y asume el valor 0 cuando el hogar no participa de los beneficios de la política social.¹⁹

La variable z se utiliza para identificar a los beneficiarios, de modo que el valor de η en la ecuación (21) se puede expresar como el producto de dos elasticidades como se demuestra en Wodon y Yitzhaki (2002b):

$$\eta = \left[\frac{\text{cov}(z, F(y)) \bar{y}}{\text{cov}(y, F(y)) \bar{z}} \right] \left[\frac{\text{cov}(x, F(y)) \bar{z}}{\text{cov}(z, F(y)) \bar{x}} \right] = \eta_A \eta_P \quad (23)$$

El valor η_A , da cuenta de la eficiencia del programa para asignar de manera adecuada los recursos (focalización),²⁰ en tanto que η_P denota la capacidad del monto transferido para mejorar la distribución del ingreso; es decir, para generar cambios progresivos en la distribución de la riqueza.

¹⁶ En el caso de los beneficiarios, el monto que se debe asignar corresponde al valor promedio que les transfiere el programa, en tanto que para los no beneficiarios es igual a cero.

¹⁷ En el caso de los programas de transferencias condicionadas que se aplican en un grupo importante de países de América Latina y el Caribe, la evaluación *ex-ante* de los programas resulta fundamental, en el sentido que permite conocer si el monto de la transferencia tiene capacidad para sacar a las familias de la indigencia e inducir procesos redistributivos.

¹⁸ Esto significa que z representa un monto equivalente a la transferencia promedio del programa, y por tanto es constante para todos los beneficiarios de la política pública.

¹⁹ Tratándose de una variable que se usa como indicador, y sin pérdida de generalidad, z puede asumir el valor de 1 para los hogares beneficiarios y 0 en otro caso.

²⁰ En el cálculo de ambos efectos —focalización y redistribución— sólo se deben incluir a los hogares beneficiarios del programa, en tanto que para determinar la expresión (21) se deben involucrar todos los hogares de la muestra.

La expresión (23) demuestra que el impacto redistributivo de las políticas públicas depende de la metodología aplicada para identificar a los beneficiarios, así como del monto asignado a las familias (transferencia) para generar cambios progresivos en materia distributiva.

F. La fuente de datos

Los datos utilizados corresponden a cifras oficiales de las encuestas de hogares de 17 países de América Latina efectuadas en torno a 1999 y 2005 (véase el cuadro 2). Dado que el propósito es cuantificar la importancia de las fuentes de ingreso en la desigualdad, se adoptó una clasificación que permite identificar el efecto de las transferencias (públicas y privadas) en el índice de Gini, al tiempo que es posible computar el aporte de los sueldos, salarios y las ganancias en la desigualdad.

En este sentido, cabe aclarar que en algunos países las cifras podrían no coincidir con los valores que se difunden en publicaciones oficiales de la CEPAL, y de manera particular a las que se registran en las ediciones del *Panorama social de América Latina y el Caribe*.²¹

Considerando que los objetivos y el contenido temático de los cuestionarios difiere entre países (y en ocasiones entre encuestas al interior de un país), el concepto de ingreso no necesariamente coincide en todos los casos. Asimismo, en Argentina, Ecuador²² y Uruguay, la cobertura geográfica de las encuestas sólo admite estimaciones para las zonas urbanas, de modo que los resultados que se presentan para esas naciones están referidos a ese contexto geográfico.

CUADRO 2
ENCUESTAS DE HOGARES UTILIZADAS SEGÚN PAÍS, TIPO DE ENCUESTA, AÑO Y
COBERTURA GEOGRÁFICA NACIONAL (URBANO Y RURAL)

País	Encuesta utilizada	Años
Argentina	Encuesta Permanente de Hogares (EPH) ^a	1999 y 2005
Bolivia	Encuesta Continua de Hogares (ECH)	1999 y 2004
Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)	1999 y 2005
Chile	Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN)	1998 y 2006
Colombia	Encuesta Nacional de Hogares (ENH) Encuesta Continua de Hogares (ECH)	1999 2005
Costa Rica	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM)	2000 y 2005
Ecuador	Encuesta periódica de empleo, desempleo y subempleo ^a	1999 y 2005
EL Salvador	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM)	1999 y 2004
Guatemala	Encuesta nacional de Ingresos y Gastos Familiares (ENIGFAM) Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos (ENEI)	1998 2002
Honduras	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	1999 y 2005
México	Encuesta de Ingresos y Gasto de los Hogares (ENIGH)	2000 y 2005
Nicaragua	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Niveles de Vida	1998 y 2001
Panamá	Encuesta de Hogares	1999 y 2005
Paraguay	Encuesta Permanente de Hogares	1999 y 2005
Rep. Dominicana	Encuesta de Fuerza de trabajo (EFT)	2000 y 2005
Uruguay	Encuesta Continua de Hogares ^a	1999 y 2005
Venezuela	Encuesta de Hogares por Muestreo ^b	1999 y 2005

Fuente: Elaboración de los autores.

^a Área urbana.

^b Cobertura nacional.

²¹ En el caso de Argentina, las estimaciones que tradicionalmente se difunden en el *Panorama social de la CEPAL* están referidas al Gran Buenos Aires, en tanto que en esta investigación se presentan resultados para el conjunto de los 28 aglomerados urbanos considerados en la muestra de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de los años analizados.

²² A pesar de que en 2005 la cobertura de la encuesta permite la desagregación de los datos para los contextos geográficos urbano-rural, se decidió utilizar únicamente la información del área urbana para garantizar la comparabilidad con las cifras de 1999.

El ingreso *per capita* del hogar se obtuvo agregando las siguientes fuentes: Los sueldos, salarios y ganancias de los trabajadores independientes provenientes del mercado de trabajo; las jubilaciones y pensiones, las transferencias entre hogares y las provenientes del exterior, así como las compensaciones sociales otorgadas por el gobierno. Asimismo, se consideraron las ganancias por inversiones a plazo fijo y la renta de la propiedad, y en algunos países fue posible identificar el alquiler imputado y agrupar en el rubro otros el resto de las percepciones del hogar.

III. Evolución histórica de la desigualdad en América Latina y el Caribe

América Latina es la región más inequitativa del planeta, pero este frustrante honor no lo ha obtenido en el pasado reciente, ni tampoco está asociado a la crisis de la deuda que llevó a nominar el decenio de los ochenta como la década perdida.

La aguda y persistente desigualdad distributiva que prevalece, está profusamente vinculada a múltiples rasgos históricos que han acompañado el proceso de desarrollo de la región por lo menos desde los años sesenta, algunos de los cuales se mantienen plenamente vigentes.

En este contexto, el examen de la información que se presenta en el cuadro 3 evidencia que desde el decenio de los sesenta la región evidenciaba elevados niveles de inequidad. En efecto, las cifras indican que en 1960 la mediana del coeficiente de Gini más que duplicaba el valor observado en los países de Europa del Este, y sobrepasaba en más de tres puntos porcentuales el registro estimado para el conjunto de países que conforman el África del Sub-Sahara.

Asimismo, también se confirma que durante el decenio de los setenta se materializaron progresos notables en la distribución del ingreso; sin embargo, la mediana del coeficiente de Gini continuó ubicándose más de 7 puntos por encima del valor anotado en los países de África del Norte y del Centro, y promedió casi el doble del registro reportado para el conjunto de naciones que conforman Europa del Este.

CUADRO 3
MEDIANA DEL COEFICIENTE DE GINI POR REGIÓN Y DÉCADA

Región	Década			
	1960	1970	1980	1990
Europa del Este	25,1	24,6	25,0	28,9
Asia-Sur	36,2	33,9	35,0	31,9
Países de la OECD y altos ingresos	35,0	34,8	33,2	33,7
África del Norte y del Centro	41,4	41,9	40,5	38,0
Asia-Pacífico	37,4	39,9	38,7	38,1
África del Sub-Sahara	49,9	48,2	43,5	46,9
América Latina	53,2	49,1	49,7	49,3

Fuente: The Income Distribution Problem in Latin America and the Caribbean, S. Morley, 2001, CEPAL, Naciones Unidas, Santiago de Chile

Posteriormente, se advierte que durante la década de los ochenta y noventa no se manifestaron cambios significativos en el registro del indicador de inequidad, y a pesar de ello continuó ampliándose la brecha distributiva de la región, cuando se le compara con los guarismos observados en los países del Sub-Sahara africano.

La posibilidad de conocer con mayor detalle la evolución distributiva de América latina y el Caribe se logra a partir de las cifras de Londoño y Székely (1997) que se muestran en el cuadro 4.

CUADRO 4
AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE (13 PAÍSES): COEFICIENTE DE GINI 1970-1995

Grupo	1970	1980	1990	1995
América Latina y el Caribe	0,580	0,550	0,583	0,577
Promedio ponderado	0,552	0,525	0,557	0,558
Promedio simple	0,512	0,494	0,516	0,515
Quintil más alto ^a	0,553	0,534	0,553	0,556
Quintil más bajo ^a	0,039	0,040	0,035	0,036

Fuente: The Income Distribution Problem in Latin America and the Caribbean, S. Morley, 2001, CEPAL, Naciones Unidas, Santiago de Chile.

^a Promedios simples.

En este sentido, y a diferencia de los datos recopilados por Deininger y Squire (1996: cuadro 1), estas cifras sugieren que entre 1970 y 1980 en la región se logró abatir significativamente la desigualdad, lo cual se constata al observar que el promedio ponderado del índice de Gini se redujo de 0,552 a 0,525.

No obstante, también es posible afirmar que la llamada década perdida dejó como herencia perniciosa un proceso concentrador del ingreso que se manifestó en el repunte del coeficiente de inequidad, el cual alcanzó el registro de 0,557 en 1990, situación que lo hizo retroceder a un nivel muy similar al reportado en 1970.

Asimismo, los datos dan cuenta que la distribución del ingreso *per capita* del hogar no mejoró en el decenio de los noventa, y para 1995 las cifras evidencian una situación de estancamiento distributivo, que se manifestó en un registro de desigualdad ponderado similar al reportado en 1990 (0,557).

A partir del examen de los datos, se podría generar la falsa sensación de que la región está condenada al fracaso en materia de equidad. No obstante, estudios recientes acreditan algunos progresos, a pesar de que no se han producido alteraciones que hayan permitido incrementar de manera significativas la participación de los grupos de menores recursos en el ingreso total. En este sentido se confirma que en Brasil, Chile, El Salvador y México se manifestaron reducciones apreciables en el índice de Gini, mientras que sólo en un caso se acentuó la tendencia concentradora (CEPAL, 2007).

Los gráficos 2 y 3 dan cuenta de la dinámica que ha seguido la región en materia distributiva entre 1999 y 2005. En la parte baja de la escala regional —países con menores niveles de inequidad— se ubicaron Uruguay, Costa Rica, Venezuela y El Salvador. Asimismo, en 7 países (Bolivia, Brasil, Chile, El Salvador, México, Paraguay y Venezuela) se reportaron avances progresivos en la distribución del ingreso y el coeficiente de Gini mostró una tendencia a la baja en el periodo que se compara.²³

GRÁFICO 2
AMÉRICA LATINA: COEFICIENTE DE DESIGUALDAD DE GINI (circa 1999)

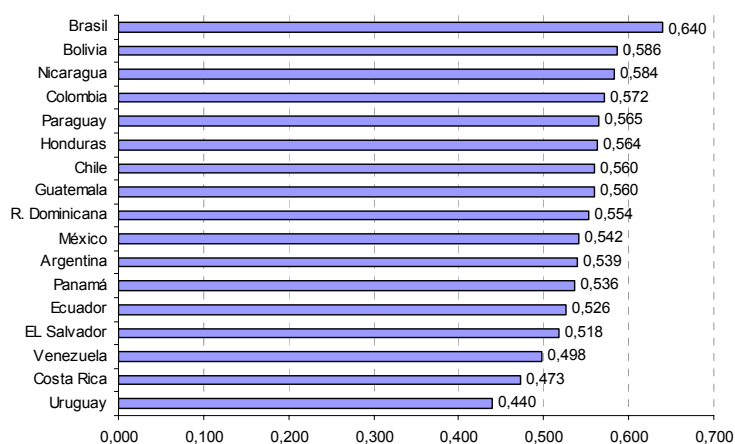
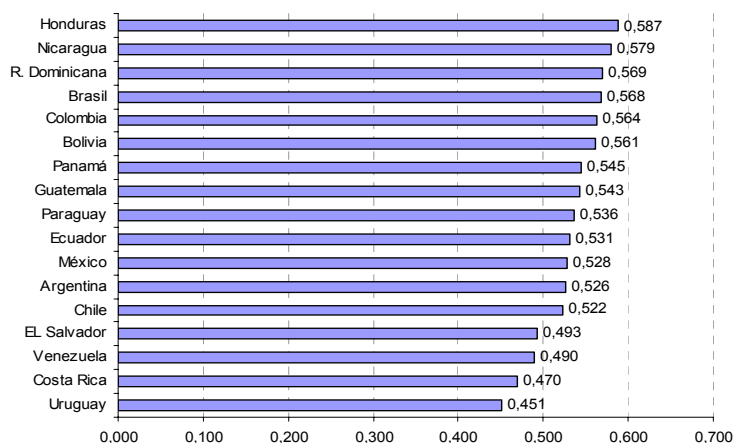


GRÁFICO 3
AMÉRICA LATINA: COEFICIENTE DE DESIGUALDAD DE GINI (circa 2005)



Fuente para ambos gráficos: Cálculos de los autores sobre la base de datos oficiales de las Encuestas de Hogares.

²³ Los cambios a la baja reportados en el índice de desigualdad de Gini son estadísticamente significativos al 1%.

Por otra parte, en Honduras, Panamá, República Dominicana y Uruguay, la desigualdad se empujó entre 1999 y 2005.²⁴ En el caso de Uruguay, y de acuerdo a los registros de la CEPAL (2007), toda vez que durante el decenio de los noventa este país logró consolidarse como el más equitativo de la región, las cifras disponibles dan cuenta que a partir del nuevo milenio se ha observado una tendencia hacia mayor concentración del ingreso, a pesar de que la evidencia confirma que esta nación continúa registrando uno de los coeficientes de desigualdad más bajos de la región.

En los seis países restantes (Argentina, Colombia, Costa Rica, Ecuador, Guatemala y Nicaragua) los cambios observados en el coeficiente de Gini no se consideran robustos. Es decir, la variación observada no fue estadísticamente significativa, por lo que no es posible afirmar que la desigualdad manifestó variaciones.²⁵

Los cambios en materia de ingresos ocurridos en Brasil, Chile y El Salvador han modificado la escala distributiva de la región, lo que justifica la necesidad de ensayar una nueva clasificación de países como la que se presentan en el cuadro 5.²⁶

CUADRO 5
AMÉRICA LATINA: CLASIFICACIÓN DE LOS PAÍSES SEGÚN SU
COEFICIENTE DE GINI (circa 2005)

Estrato de desigualdad	Países	Coeficiente de Gini
Bajo (0.451-0.470)	Uruguay	0,451
	Costa Rica	0,470
Medio (0.471-0.510)	Venezuela	0,490
	El Salvador	0,493
Alto (0.511-0.559)	Chile	0,520
	Argentina	0,526
	México	0,528
	Ecuador	0,531
	Paraguay	0,536
	Guatemala	0,543
	Panamá	0,545
	Bolivia	0,561
Muy Alto (0.560 y más)	Colombia	0,564
	Brasil	0,568
	Rep. Dominicana	0,569
	Nicaragua	0,579
	Honduras	0,587
Promedio simple		0,533

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

A partir de los valores del coeficiente de Gini para años ubicados en torno a 2005, los 17 países fueron clasificados mediante un algoritmo estadístico de estratificación óptima en cuatro grupos conforme al nivel de concentración del ingreso observado: “bajo”, “medio”, “alto” y “muy alto”.

El examen de las cifras confirma que Uruguay y Costa Rica se ubicaron en el estrato de menor desigualdad con coeficientes de Gini de 0,451 y 0,470 respectivamente, en tanto que en el grupo con niveles medios se ubicaron Venezuela y El Salvador con registros de inequidad en torno a 0,490.

²⁴ Los aumentos que en estos países se apreciaron en el coeficiente de desigualdad de Gini son estadísticamente significativos al 1%.

²⁵ El cálculo del error de muestreo de los índices y la aplicación de una prueba de hipótesis al estimador de diferencia, demostraron que la variación observada no resultó estadísticamente significativa.

²⁶ La clasificación de los países se llevó a cabo a partir de la aplicación de un algoritmo de estratificación óptima que maximiza la varianza entre los grupos formados y la minimiza al interior de los estratos. La estratificación propuesta explica más del 90% de la variabilidad total del coeficiente de Gini del conjunto de datos examinados.

El grupo más numeroso se formó por siete países (Chile, Argentina, México, Ecuador, Paraguay, Guatemala y Panamá), que de acuerdo a la agrupación propuesta se les considera con niveles altos de inequidad, debido a que los valores asumidos por sus coeficientes de Gini fluctuaron entre 0,520 y 0,545, correspondiendo estos registros a lo reportado en Chile y Panamá respectivamente.

Es importante señalar que los recientes progresos observados en Chile le permitieron escalar posiciones en la clasificación regional, y conforme a la agrupación propuesta se comprueba que actualmente ese país se ubica como la quinta economía de la región con los mejores niveles relativos de desigualdad.

Por su parte, Bolivia, Colombia, Brasil, República Dominicana, Nicaragua y Honduras reportaron los mayores índices, con niveles muy superiores al promedio regional que se ubicó en 0,533.

Los cambios más notables en este nuevo ordenamiento regional se manifestaron en el grupo de países considerados con los niveles más elevados de inequidad, en donde el valor del coeficiente de Gini escaló a registros superiores a 0,55.

Si la agrupación que se propone se compara con la elaborada por CEPAL (2007), se comprueba que los progresos observados en Bolivia y Brasil alteraron el ordenamiento que prevalecía en el grupo con muy elevados niveles de inequidad, razón por la cual en la actualidad Nicaragua y Honduras se consideran como las economías de la región con los más agudos registros en materia de inequidad, con valores de 0,579 y 0,587 respectivamente.

IV. Resultados

Los beneficios del desarrollo económico alcanzado por los países de la región durante el presente decenio, se han repartido de manera inequitativa.²⁷ Por ello, la marcada concentración del ingreso que prevalece en la mayoría de las naciones se ha instalado como un tema de debate que ocupa un lugar preponderante en las agendas de gobiernos, sociedad civil y agencias internacionales.

En ese sentido, a pesar de que son múltiples las investigaciones que dan cuenta de los niveles de concentración del ingreso,²⁸ son escasos los trabajos que se han abocado a descomponer la desigualdad cuantificando la participación de las diferentes corrientes de ingreso en la inequidad total.²⁹

Debido a las limitaciones que manifiesta el índice de Gini es su formato tradicional, algunos trabajos han acometido la tarea de descomponer la desigualdad utilizando el índice de Theil (Morley, 2001 y Frankema, 2006) o recurriendo a procedimientos que generan descomposiciones inexactas como la propuesta por Shorrocks (Székely y Hilgert, 1999).

En lo que se corresponde con la aplicación de la metodología de Lerman y Yitzhaki (1985), en Wodon *et al.* (2000) se analiza el comportamiento de los ingresos del mercado de trabajo para un grupo de países. Asimismo, en Wodon y Yitzhaki (2002a) y en

²⁷ Véase Londoño y Székely (1997), Morley (2001) y World Bank (2003).

²⁸ Ediciones anteriores del Panorama Social de América Latina de la CEPAL reportan distintas medidas de desigualdad para los países de la región, desagregando resultados para las zonas urbanas y rurales (véase CEPAL, 2007).

²⁹ Para la descomposición del ingreso por fuentes utilizando la metodología propuesta por Shorrocks, véase por ejemplo Székely y Hilgert (1999). En Morley (2001) se analiza el índice Theil para distintos grupos de población, pero no se lleva a cabo la descomposición de la desigualdad por fuentes de ingreso.

Wodon y Yitzhaki (2002b), se analizan resultados para Colombia, México y Honduras en distintas fuentes de ingreso y consumo de los hogares.

Teniendo en cuenta la preponderancia que el estudio de la inequidad ha adquirido en el debate público, en esta sección se analizan los resultados obtenidos al descomponer el ingreso de los hogares de 17 países³⁰ en cuatro fuentes de interés: ingresos laborales, transferencias, ingresos de capital y alquiler imputado. Cabe señalar que en algunos casos no fue posible obtener estimaciones del alquiler imputado, mientras que en otros se formó un grupo que agrega el resto de ingresos recibidos por las familias.

Aplicando la propuesta de Lerman y Yitzhaki (1985), se analizan los registros de desigualdad por fuente de ingreso, descomponiendo el índice de Gini en tres factores: (a) la participación relativa de cada fuente en el ingreso *per capita*; (b) la correlación de cada corriente con el ingreso *per capita* del hogar, y (c) el nivel que asume el coeficiente de Gini de cada partida de ingreso.

A. Cambios en la composición del ingreso

Diversos estudios han demostrado que la desigualdad está vinculada a múltiples inequidades entre las que se señalan la falta de oportunidades para acceder al crédito, a la educación y a los activos productivos (World Bank, 2003; Londoño y Székely, 1997). Asimismo, se afirma que es necesario perfeccionar el funcionamiento de los mercados financieros y fortalecer los equilibrios macroeconómicos para hacerle frente a las posibles situaciones de crisis.

No obstante, para comprender la manera en la que se genera la distribución de la riqueza es pertinente tener en cuenta la participación de los componentes del ingreso en el presupuesto de los hogares y analizar su contribución a la desigualdad total.³¹

Como ha sido señalado en CEPAL (2007), los ingresos que se obtiene en el mercado de trabajo son fundamentales para explicar la formación del presupuesto familiar. En este sentido, y de acuerdo con Székely y Hilgert (1999), estos recursos representan una proporción muy importante del presupuesto familiar y explican una parte significativa de la desigualdad total.

Los autores indican que esta fuente es responsable del 83% de la desigualdad observada en Costa Rica (1997), 76% en El Salvador (1995) y 73% en Guatemala (1998). Asimismo, puntualizan que la inequidad asociada a los ingresos laborales explica una elevada proporción de la desigualdad total, y de acuerdo a sus estimaciones concluyen que las variaciones en las percepciones laborales estarían explicando el 100% del cambio en la desigualdad ocurrido en Costa Rica entre 1989-1997, 120% del observado en El Salvador entre 1995 y 1998 y 111% del que se apreció en Honduras entre 1989 y 1998.

Para dar cuenta de la situación actual, las cifras del cuadro 6 confirman que la fuente de ingresos más importante para las familias son los ingresos provenientes del mercado de trabajo, y se observa que en 1999, en promedio, alrededor del 80% de los recursos disponibles en los hogares se generaron a partir de transacciones económicas llevadas a cabo en el mercado laboral.

Esta situación pone en evidencia la gran dependencia de las personas al mercado de trabajo, al tiempo que da cuenta de las acotadas opciones que disponen los miembros del hogar para allegarse recursos por mecanismos distintos a la venta de su mano de obra.

³⁰ No se dispuso de datos para Perú.

³¹ En Wodon *et al.* (2000) se presentan datos para un grupo de ocho países de la región utilizando la metodología de descomposición propuesta por Lerman y Yitzhaki (1985), en tanto que en Wodon y Yitzhaki (2002b) se lleva a cabo la descomposición del ingreso para Colombia, Honduras y México.

CUADRO 6
AMÉRICA LATINA: COMPOSICIÓN DEL INGRESO DEL HOGAR POR FUENTE (circa 1999 Y 2005)
(En porcentajes)

País	Ingreso laboral		Transferencias		Ingresos de capital		Alquiler imputado		Otros ingresos	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	71,6	76,0	12,9	10,8	9,0	6,9	6,5	6,2	-	-
Bolivia	82,5	75,9	9,8	13,2	5,9	2,7	1,8	8,2	-	-
Brasil	78,6	76,2	18,4	20,2	3,0	3,5	-	-	-	-
Chile	75,1	72,2	10,7	10,2	6,0	4,1	5,7	4,8	2,5	8,9
Colombia	82,7	80,8	11,4	13,8	5,1	4,3	-	-	0,7	1,1
Costa Rica	82,4	84,6	9,1	11,6	2,2	1,5	6,4	2,3	-	-
Ecuador	90,2	86,3	7,6	9,4	2,2	4,3	-	-	-	-
EL Salvador	85,1	79,3	11,5	16,1	1,0	1,0	-	-	2,4	3,7
Guatemala	87,8	84,0	8,9	6,4	2,3	1,5	-	-	0,9	8,1
Honduras	82,0	75,2	9,6	17,8	4,2	2,7	4,3	4,3	-	-
México	73,5	74,5	6,6	6,7	1,9	2,9	10,2	9,2	7,9	6,8
Nicaragua	88,5	91,4	8,0	5,0	1,7	1,2	-	-	1,9	2,4
Panamá	76,4	71,1	14,4	15,3	1,3	1,5	6,2	9,9	1,7	2,2
Paraguay	80,3	78,8	9,8	11,2	2,2	2,6	7,7	7,4	-	-
Rep. Dominicana	85,4	81,1	4,0	8,0	5,8	3,9	4,3	6,9	0,1	0,1
Uruguay	59,2	56,1	20,9	25,4	4,7	5,2	15,2	13,2	-	-
Venezuela	85,8	82,7	4,0	7,1	5,7	6,1	4,5	4,2	-	-
Promedio simple	80,4	78,0	10,4	12,2	3,8	3,3	6,6	7,0	2,2	4,2

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Esta situación no se presenta de manera exclusiva en los países de la región. Con datos de la encuesta de hogares de 1981, Lerman y Yitzhaki (1985) reportan que en los Estados Unidos de América el 82,1% del ingreso total de las familias se generó en el mercado de trabajo, en tanto que las cifras censales del 2001 advierten que el 92,3% del ingreso de los hogares canadienses se generó a partir del trabajo asalariado y de actividades económicas independientes efectuadas por los miembros del hogar (Statistics Canada, 2006).

En América latina, las cifras advierten algún grado de dispersión entre países, identificándose cuatro grupos a partir de la contribución de los ingresos laborales al presupuesto familiar.

En el primer bloque se ubicó Uruguay, que en 1999 reportó el nivel más bajo con una participación del ingreso laboral equivalente al 59% del total para las familias de las zonas urbanas, en tanto que en el 2005 el aporte de esa fuente se redujo al 56%.

Por su parte, en Argentina, México, Panamá, Chile y Brasil, las percepciones laborales contribuyeron con un porcentaje que se ubicó entre 71,6% y 78,6% del ingreso total, en tanto que en diez países (Bolivia, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua, Paraguay, República Dominicana y Venezuela) la preponderancia de los recursos generados en el mercado de trabajo significó entre el 80,3% y 85,4% del presupuesto de las familias.

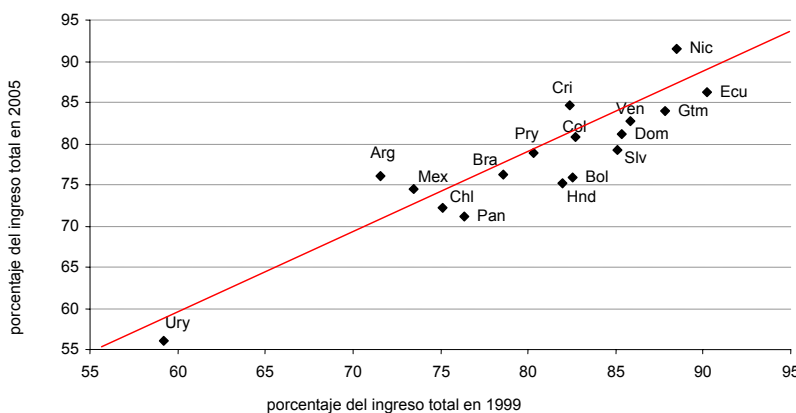
Cabe señalar, por otra parte, que en Ecuador se reportó el registro más elevado debido a que en esta nación se observa que 90 de cada 100 unidades del ingreso acreditado por los hogares urbanos, se generó a partir de actividades económicas realizadas en el mercado de trabajo.³² No obstante, en el 2005 se manifestaron cambios importantes anotándose una baja de casi 4 puntos porcentuales respecto al guarismo observado en 1999, por lo que la contribución de los ingresos laborales en el total se redujo al 86,3%.

³² Es importante notar que la encuesta utilizada sólo provee de información para las áreas urbanas del país. Por tanto, es probable que al incorporar cifras de las áreas rurales, la participación de los ingresos laborales en el total, tienda a alinearse con los valores observados en países andinos con características similares a Ecuador.

Entre 1999 y 2005, con excepción de lo acaecido en Costa Rica, México y Nicaragua, en el resto de las economías se produjo una reducción generalizada en el aporte de las percepciones laborales en el ingreso total, al pasar el porcentaje de 80,4% a 78,0%. Los cambios más significativos ocurrieron en Bolivia (6,6 puntos), Honduras (6,8 puntos) y El Salvador (5,8 puntos).

La evolución de la participación relativa de los ingresos laborales en el total se aprecia en el gráfico 4, ubicándose Uruguay y Nicaragua en las posiciones extremas.

GRÁFICO 4
AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL INGRESO LABORAL EN EL
INGRESO TOTAL DEL HOGAR (circa 1999 Y 2005)



Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Se observa que, en torno al 2005, más del 91% de los ingresos que percibieron los hogares nicaragüenses se originaron en el mercado de trabajo, lo que representó un aumento de casi tres puntos porcentuales cuando se le compara con el registro reportado por ese país en 1999.

Por su parte, en Uruguay se manifestó una caída de poco más de tres puntos porcentuales entre 1999 y 2005, y conforme a los estudios del Banco Mundial (World Bank, 2003), se corrobora que la importancia de las percepciones laborales en los hogares de las zonas urbanas ha venido reduciéndose persistentemente a partir de 1989, año en que se reportó una contribución de 75,8% que posteriormente descendió 71,5% en 1995 y continuó bajando hasta ubicarse en 56,1% en 2005.

En el resto de países, la preponderancia del mercado laboral en el 2005 se ubicó entre 70% y 85%, lo que significó menor dispersión en el porcentaje de participación de los ingresos laborales con relación a la tendencia observada en torno a 1999.

Por otra parte, la evidencia confirma que la segunda fuente de ingresos de mayor relevancia para las familias son las transferencias públicas y privadas. Es importante aclarar que en este rubro tiene mayor relevancia las jubilaciones y pensiones, y le siguen en orden de importancia las remesas (internas y externas), al tiempo que los ingresos por planes sociales u otro tipo de apoyos públicos que otorga el Estado sin contraprestación muestran una contribución marginal.

El examen de los datos da cuenta que en 1999 las transferencias contribuyeron, en promedio, con el 10,4% del ingreso total, en tanto que para 2005 su aporte se incrementó en 1,8 puntos porcentuales alcanzando un registro de 12,2% (véase el cuadro 6 y el gráfico 4).

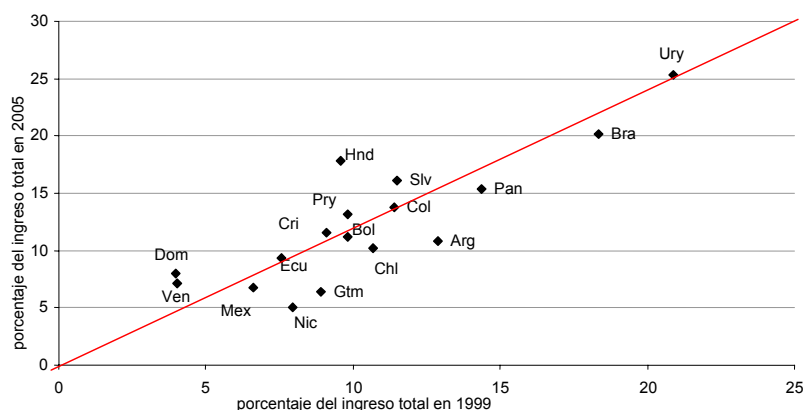
Uruguay representa el país en donde esta corriente de ingresos reportó la mayor contribución al presupuesto con un aporte de 20,9% y 25,4%, respectivamente para los años que se comparan. De

esta manera, se confirma que las transferencias recibidas por los hogares representaron en 1999 alrededor de la quinta parte de los ingresos, en tanto que en 2005 la contribución se elevó al 25%.³³

Por otra parte, las cifras del 2005 indican que en nueve países (Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Honduras, Panamá y Paraguay) las transferencias aportaron más del 10% del ingreso, en tanto que Guatemala, México, Nicaragua y Venezuela se observaron las contribuciones más bajas con registros de 6,4; 6,7; 5,0 y 7,1% respectivamente.

La importancia de las transferencias en el ingreso total se aprecia en el gráfico 5. En la parte superior derecha se ubicó Uruguay debido a que en el 2005 la cuarta parte del presupuesto de los hogares se generó a partir de transferencias, seguido por Brasil en donde esta fuente representó aproximadamente la quinta parte del ingreso familiar.

GRÁFICO 5
AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DE LAS TRANSFERENCIAS EN EL
INGRESO TOTAL DEL HOGAR



Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Asimismo, en el extremo inferior izquierdo del gráfico se aglutinan seis países (Ecuador, Guatemala, México, Nicaragua, República Dominicana y Venezuela), en donde las transferencias en el 2005 significaron aportes inferiores al 10%. En esta agrupación, México y Nicaragua reportaron los registros más bajos con porcentajes de 6,7% y 5,0% respectivamente.

En el resto de naciones (Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Honduras, Panamá y Paraguay) la preponderancia de esta fuente se ubicó entre 10,2% y 17,8%, correspondiendo estos valores a Chile y Honduras.

Por su parte, existe constancia de que los ingresos de capital tienen una contribución marginal al presupuesto, con excepción de lo observado en Argentina y Venezuela, que en el 2005 reportaron que el 6,9% y 6,1% respectivamente de los ingresos disponibles se obtuvieron a partir de la rentabilidad generada por los activos propiedad del hogar.

Finalmente, el rubro de otros ingresos significó para Chile, Guatemala y México una fuente de relativa importancia en el financiamiento de las familias, aportando entre el 6,8% y 8,9% del ingreso total de 2005.³⁴

³³ Esta situación no debiera extrañar si se considera que para algunos hogares las jubilaciones y pensiones representan la única fuente de ingresos.

³⁴ Cabe señalar que en esta partida se incluyen los ingresos no monetarios y el alquiler imputado de la vivienda.

B. Participación de las fuentes de ingreso en la desigualdad

Toda vez que se conoce la manera en que se conforma el ingreso familiar, resulta pertinente examinar la contribución de las distintas fuentes al valor del coeficiente de desigualdad de Gini

En este sentido, la participación relativa de cada corriente de ingreso en la inequidad total, se computa a partir de tres componentes (véase recuadro 1): la participación de la fuente de interés en el ingreso total (S_k); la correlación de Gini entre la fuente k y el ingreso total (R_k) y el valor que asume el coeficiente de Gini de cada fuente de ingreso (G_y).

RECUADRO 1 DESCOMPOSICIÓN DEL COEFICIENTE DE DESIGUALDAD DE GINI POR FUENTES DE INGRESO

La descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso que se utiliza en este trabajo corresponde a la propuesta por Lerman y Yitzhaki (1985).

Sea y el ingreso *per capita* del hogar, el cual se forma a partir de k fuentes de ingreso (y_1, y_2, \dots, y_k), de tal forma que $y = \sum_{k=1}^K y_k$, $F(y)$ representa la función de distribución del ingreso y μ_y el ingreso *per capita* promedio de todos

los hogares. El índice de Gini se puede representar por medio de la siguiente expresión:

$$G_y = \frac{2 \text{cov}[y, F(y)]}{\mu_y} = \sum_k S_k R_k G_k \quad (1)$$

donde S_y es la participación de la k -ésima fuente de ingreso en el total $S_k = y_k / \sum_k y_k$, R_k es la correlación

entre la fuente de ingreso k y el ingreso total (correlación de Gini), G_k el coeficiente de Gini de la fuente de ingresos k y G_y el coeficiente de Gini del ingreso *per capita* total.

El coeficiente de correlación de Gini se obtiene por medio de la siguiente expresión:

$$R_k = \frac{\text{cov}[y_k, F(y)]}{\text{cov}[y_k, F(y_k)]} \quad (2)$$

donde $F(y_k)$ representa la función de distribución de la k -ésima fuente de ingresos. Se conoce que $-1 \leq R_k \leq 1$ y es habitual observar que las percepciones de capital se correlacionen en forma positiva con el ingreso *per capita* total, lo cual se evidencia cuando R_k asume valores cercanos a la unidad. Por su parte, en el caso de las transferencias recibidas por los hogares, cabría esperar que presenten valores negativos en el índice R_k .

A partir de la expresión (1) se demuestra que el coeficiente de desigualdad de Gini se puede descomponer de manera exacta en tres factores independientes: (a) la participación de la fuente de ingreso k en el total (S_k); (b) la correlación de Gini entre la fuente de ingreso k y el ingreso total (R_k), y (c) el coeficiente de Gini de la fuente de ingreso k (G_k). Por tanto, para la fuente de ingreso k el producto de estos tres componentes representa su contribución absoluta a la desigualdad total: $S_k \cdot R_k \cdot G_k$.

Por otra parte, para cuantificar el impacto que generan cambios marginales de las fuentes de ingreso en la desigualdad total, se utilizan las expresiones desarrolladas por Stark, Taylor y Yitzhaki (1986), que permiten calcular el cambio en el coeficiente de Gini como resultado de incrementos marginales en el ingreso de la fuente k , la cual se escala por un factor $(1+e_k)$ donde e_k tiende a cero. La expresión que se utiliza es la siguiente:

$$\frac{\partial G_y}{\partial e_k} = S_k (R_k G_k - G_y) \quad (3)$$

Otra manera de escribir (3) guarda relación con el interés de medir el cambio en el coeficiente de desigualdad, como respuesta a variaciones de igual magnitud en la fuente k para todos los hogares receptores de una determinada corriente de ingreso:

$$\frac{\partial G_y / \partial e_k}{G_y} = \frac{S_k R_k G_k}{G_y} - S_k = S_k (\eta_k - 1) \quad (4)$$

donde $\eta_k = R_k G_k / G_y$ se conoce como la elasticidad Gini del ingreso. De esta manera, un incremento en el ingreso de una fuente k con $\eta_k < 1$ estimula la reducción de la desigualdad, en tanto que corrientes de ingreso con elasticidad de Gini mayores a la unidad $\eta_k > 1$ generan incrementos marginales en el valor del coeficiente de desigualdad de Gini.

Fuente: Elaboración de los autores, sobre la base de Lerman y Yitzhaki (1985) y Stark, Taylor y Yitzhaki (1986).

El cuadro 7 reporta la contribución porcentual de las corrientes de ingreso en el coeficiente de Gini para 1999 y 2005. Conforme a lo esperado, el examen de las cifras convalida la tesis de que la desigualdad en los ingresos provenientes del mercado laboral generan el mayor aporte a la desigualdad total, con una participación que en 1999 se ubicó en torno al 80%, mientras que para 2005 disminuyó a un valor cercano al 77%.

CUADRO 7
AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN RELATIVA DE LAS FUENTES DE INGRESO EN EL
COEFICIENTE DE GINI (circa 1999 Y 2005)
(En porcentajes)

País	Ingreso laboral		Transferencias		Ingresos de capital		Alquiler imputado		Otros ingresos	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	68,3	75,4	8,8	5,8	16,3	12,6	6,6	6,2	-	-
Bolivia	80,7	72,0	8,6	14,6	8,8	3,9	1,9	9,6	-	-
Brasil	77,6	76,0	18,4	20,8	4,0	3,2	-	-	-	-
Chile	77,5	73,5	8,2	6,0	8,6	6,2	4,1	3,1	1,5	11,2
Colombia	79,7	77,2	12,8	16,6	6,9	5,5	-	-	0,7	0,6
Costa Rica	81,1	83,3	9,2	11,9	3,5	2,5	6,3	2,4	-	-
Ecuador	91,0	83,9	6,1	9,1	2,9	6,9	-	-	-	-
EL Salvador	87,5	80,7	9,1	14,5	1,6	1,6	-	-	1,8	3,2
Guatemala	88,0	87,0	8,0	6,2	3,3	2,4	-	-	0,6	4,5
Honduras	79,2	72,3	10,3	19,6	6,2	3,8	4,3	4,3	-	-
México	74,3	75,6	5,7	5,0	3,0	4,8	11,1	8,6	6,0	6,0
Nicaragua	87,6	92,0	7,8	3,9	2,8	1,6	-	-	1,9	2,6
Panamá	75,9	70,5	14,2	15,5	1,8	2,0	6,5	9,9	1,6	2,1
Paraguay	80,9	78,4	9,6	11,6	3,2	4,2	6,4	5,8	-	-
Rep. Dominicana	83,9	81,2	2,1	5,8	9,1	5,8	4,3	7,0	0,5	0,1
Uruguay	56,9	54,7	20,0	23,1	9,2	10,4	13,9	11,8	-	-
Venezuela	84,3	80,1	2,0	5,8	9,3	10,0	4,4	4,1	-	-
Promedio simple	79,7	77,3	9,5	11,5	5,9	5,1	6,3	6,6	1,8	3,8

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

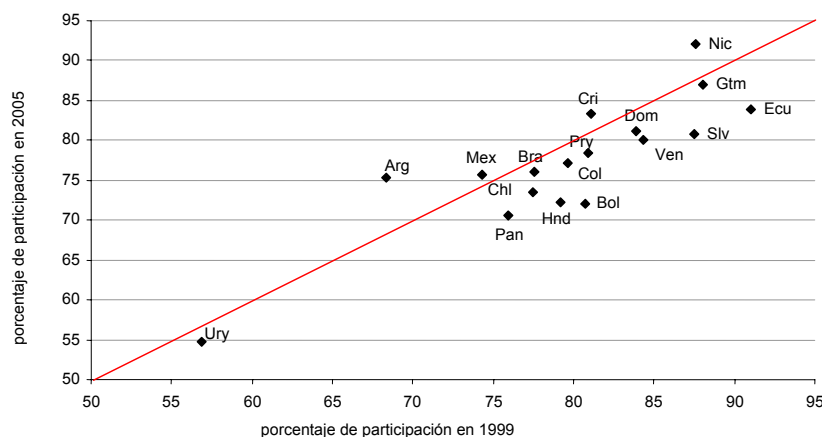
Asimismo, las cifras indican que la preponderancia de esta fuente en el presupuesto total se correlaciona de manera positiva con su aporte al indicador de desigualdad. Es posible constatar que el coeficiente de correlación (ρ) que determina la relación del ingreso laboral con el índice de Gini asumió valores en torno a 0,98 en 1999 y 2005, mientras que en el caso de las transferencias la asociación fue 0,96 y 0,95, y cuando se analizan los ingresos de capital se demuestra que este coeficiente asume un valor de 0,95 en ambos años.

Los cambios observados entre 1999 y 2005 en la contribución del ingreso laboral a la desigualdad total se ilustran en el gráfico 6. Cuando se compara esta imagen con la que se mostró en el gráfico 1, se aprecian similitudes que surgen del ordenamiento de los países respecto al aporte de esta fuente al coeficiente de Gini, así como asociada a la relevancia que tienen los ingresos laborales en el presupuesto familiar.

El examen de los registros disponibles para 2005 indica que, con excepción de lo observado en Uruguay, en el resto de países los ingresos laborales explicaron entre el 70,5% y el 92% de la desigualdad total.

Esta tendencia permite postular la tesis de que en la medida de que no se corrijan la agudas inequidades que se manifiestan en el mercado de trabajo, será muy difícil que los países logren modificar de manera sustantiva los indicadores que dan cuenta de la manera en que se concentra el ingreso entre los hogares ubicados en la parte alta de la distribución.

GRÁFICO 6
AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN RELATIVA DEL INGRESO LABORAL
EN LA DESIGUALDAD TOTAL



Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

En este sentido, si bien se reconoce que la educación es un factor importante para generar movilidad social, ya que contribuye a que las personas con mayor dotación de capital humano mejoren sus percepciones salariales, es conveniente tener en cuenta que en la medida que no mejoren las retribuciones a la mano de obra, las brechas salariales continuarán incentivando la concentración del ingreso.

En el gráfico 6 también es posible apreciar la manera en que ha evolucionado la participación de los ingresos laborales en el coeficiente de desigualdad de Gini entre 1999 y 2005.

Se percibe que el lugar ocupado por Nicaragua, Ecuador y Guatemala guardan relación con el la posición que se adjudicaron en la clasificación regional que se utilizó para conocer la participación del ingreso laboral en el presupuesto total.

Asimismo, Uruguay se distingue en la medida que manifiesta el porcentaje de participación más bajo, lo cual se condice con el hecho de que en este país sólo alrededor de las dos terceras partes del presupuesto que dispusieron las familias se generó en el mercado de trabajo.

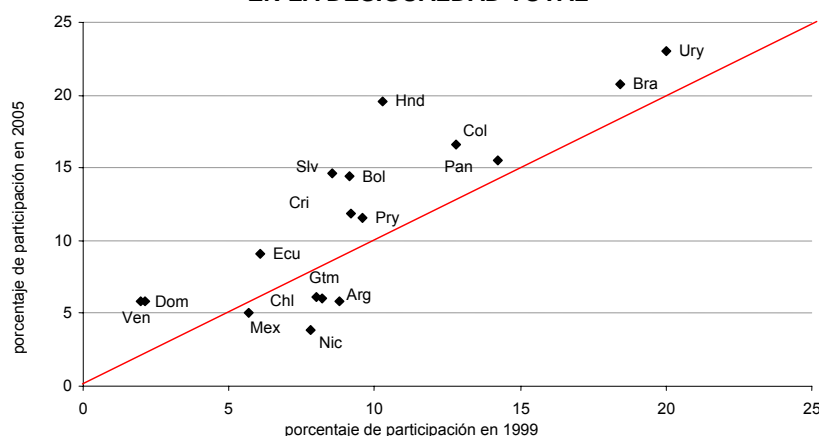
El resto de países se aglutinaron hacia el centro del gráfico con niveles de participación dispares. Es posible identificar un primer bloque formado por Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Honduras, México, Panamá y Paraguay, en donde las contribuciones se ubicaron entre 70,5% y 77,2%, mientras que un segundo grupo se conformó por economías en donde el aporte representó entre 80,1% y 87,0% (Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, República Dominicana y Venezuela), en tanto que los valores mínimo (54,7%) y máximo (92,0%) correspondieron a los registros de Uruguay y Ecuador, respectivamente.

La segunda fuente de mayor relevancia fueron los ingresos por transferencias, que en 1999 fueron responsables de casi el 10% de la desigualdad total, en tanto que en el 2005 incrementaron su preponderancia a casi el 12%.

Asimismo, el examen de las cifras del cuadro 7 y el gráfico 6 identifican un grupo de ocho países (Brasil, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Honduras, Panamá, Paraguay y Uruguay) en donde las transferencias representaron un aporte importante a la inequidad total. En efecto, en el 2005 esta partida explicó entre 11,6% y 23,6% de la desigualdad, observándose los aportes más prominentes en Brasil y Uruguay con porcentajes de participación de 20,8% y 23,6%, respectivamente.

Por su parte, el gráfico 7 ilustra la preponderancia que han tenido las transferencias en el nivel de desigualdad total, y se percibe que nuevamente Uruguay se ubicó en el extremo superior derecho de el gráfico.

GRÁFICO 7
AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN RELATIVA DE LAS TRANSFERENCIAS
EN LA DESIGUALDAD TOTAL



Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Esta situación se explica debido a que en el 2005 alrededor de la quinta parte de la desigualdad se explicó por la participación de las transferencias en el presupuesto de las familias, con especial énfasis en los provenientes de jubilaciones y pensiones. Asimismo, cabe señalar que entre 1999 y 2005 el aporte de esta corriente de ingresos a la desigualdad se incrementó casi cuatro puntos porcentuales, al pasar el promedio de 20% a 23,6%.

En Brasil este tipo de ingresos tuvieron un papel preponderante en el coeficiente de Gini. En efecto, mientras que en 1999 las transferencias contribuyeron con el 18,4% de la desigualdad total para 2005 la cuota se empujó al 20,8%, en tanto que en Honduras explicaron casi la quinta parte con un aporte equivalente al 19,6%.

En Bolivia, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Panamá y Paraguay explicaron entre el 11,9% y 16,6% de la desigualdad, correspondiendo esos porcentajes a los niveles que se apreciaron en Costa Rica y Colombia respectivamente.

Finalmente, se observa un grupo de seis países (Chile, Ecuador, México, Nicaragua, República Dominicana y Venezuela) en donde las transferencias tienen escasa relevancia en el presupuesto familiar. En este grupo el porcentaje se ubicó entre 3,9% (Nicaragua) y 6 % (Chile), lo que da cuenta que los montos que llegan a los hogares por este concepto tienen una capacidad acotada para alterar el panorama distributivo en este grupo de países.

C. Cambios en el coeficiente de Gini

Analizar la distribución del ingreso requiere conocer, además del nivel de desigualdad total, la forma en que se reparte el ingreso de las distintas fuentes entre los perceptores,³⁵ lo que sugiere tener en cuenta los valores que asume el coeficiente de Gini por fuente de ingreso.

³⁵ Los resultados que se presentan en el cuadro 6 corresponden a los valores del coeficiente de Gini calculado para los perceptores que reportaron ingresos, mayores que cero, en las distintas fuentes que se analizan.

De esta manera, a partir del examen de las cifras que se muestran en el cuadro 8 se advierte la rigidez al cambio que prevalece en el coeficiente de desigualdad, la cual se correlaciona de manera positiva con los valores que asume el índice de Gini para las percepciones que provienen del mercado de trabajo.

CUADRO 8
AMÉRICA LATINA: COEFICIENTE DE DESIGUALDAD DE GINI POR FUENTE DE INGRESOS
(circa 1999 Y 2005)

País	Ingreso laboral		Transferencias		Ingresos de capital		Gini total	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	0,510	0,516	0,536	0,578	0,824	0,752	0,539	0,526
Bolivia	0,565	0,556	0,640	0,696	0,831	0,774	0,586	0,561
Brasil	0,594	0,582	0,623	0,587	0,731	0,762	0,640	0,568
Chile	0,572	0,529	0,659	0,622	0,622	0,674	0,560	0,522
Colombia	0,548	0,552	0,635	0,696	0,693	0,636	0,572	0,564
Costa Rica	0,454	0,452	0,630	0,666	0,819	0,816	0,473	0,470
Ecuador	0,527	0,523	0,685	0,758	0,603	0,744	0,526	0,531
EL Salvador	0,533	0,498	0,604	0,586	0,706	0,760	0,518	0,493
Guatemala	0,579	0,567	0,660	0,665	0,716	0,750	0,560	0,543
Honduras	0,555	0,587	0,666	0,745	0,899	0,829	0,564	0,587
México	0,565	0,553	0,713	0,673	0,735	0,796	0,542	0,528
Nicaragua	0,570	0,578	0,690	0,615	0,904	0,766	0,584	0,579
Panamá	0,538	0,554	0,677	0,748	0,664	0,684	0,536	0,545
Paraguay	0,576	0,549	0,605	0,618	0,613	0,703	0,565	0,536
Rep. Dominicana	0,517	0,547	0,590	0,675	0,762	0,774	0,554	0,569
Uruguay	0,475	0,505	0,582	0,618	0,626	0,696	0,440	0,451
Venezuela	0,472	0,469	0,593	0,586	0,859	0,852	0,498	0,490
Promedio simple	0,538	0,536	0,635	0,655	0,742	0,751	0,544	0,533

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

En efecto, el indicador que mide la asociación entre el valor del Gini y la desigualdad de los ingresos laborales se ubicó en torno a 0,86 en 1999 y 2005, lo que confirma que en la medida de que la inequidad en el mercado de trabajo continúe siendo elevada, es poco probable que en el corto plazo se generen cambios relevantes en la distribución del ingreso total.

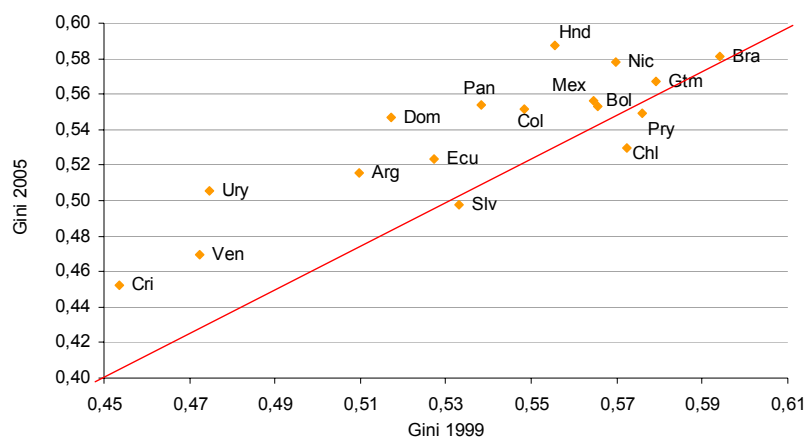
Las cifras dan cuenta que en 1999 el promedio simple del índice de Gini de los ingresos laborales se ubicó en 0,538, al tiempo que se advierte que no se reportaron modificaciones importantes durante el periodo que se compara.

Los registros más elevados se anotaron en Brasil (0,594 y 0,582), Guatemala (0,579 y 0,567), Honduras (0,555 y 0,587), México (0,565 y 0,553) y Nicaragua (0,570 y 0,578), en tanto que Costa Rica, Uruguay y Venezuela son las únicas economías en donde en ambos años el registro de inequidad del ingreso laboral se ubicó por debajo de 0,505.

El gráfico 8, por su parte, da cuenta de la evolución del índice de concentración del ingreso laboral entre 1999 y 2005. Contrario a lo que se percibe cuando los países son clasificados a partir del coeficiente de Gini del ingreso total, en este caso se advierte que las posiciones de los países se modifican de manera importante.

En efecto, Costa Rica pasa a ocupar la primera posición con el registro más bajo en el coeficiente de Gini de los ingresos laborales seguido por Venezuela, ya que en ambos países la el registro de inequidad fue menor al reportado en Uruguay que pasó a ocupar la tercera posición.

GRÁFICO 8
AMÉRICA LATINA: CAMBIOS EN EL COEFICIENTE DE DESIGUALDAD DE GINI
DE LOS INGRESOS LABORALES (1999 Y 2005)



Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Por su parte, las cifras de 1999 permiten identificar un grupo de seis países (Chile, El Salvador, Guatemala, México, Paraguay y Uruguay), en donde el registro de concentración observado en el mercado de trabajo supera el reportado para el ingreso total. En el resto de países la inequidad en el ingreso total que se apreció en 1999 resultó superior a la que se generó en el mercado de trabajo.

Para el conjunto de países resulta evidente que cualquier mejora en materia de equidad requiere alentar procesos redistributivos en el monto de las remuneraciones recibidas por los trabajadores asalariados.

Las cifras del cuadro 6 advierten que el valor promedio del índice de Gini de las transferencias, fue superior al de los ingresos laborales, con registros de 0,635 y 0,655 para 1999 y 2005, respectivamente.

De esta manera, fijando como punto de referencia 2005, se observa que en 13 de los 17 países analizados, el índice de Gini alcanzó valores superiores a 0,660 anotándose los niveles más altos en Ecuador (0,758), Honduras (0,745) y Panamá (0,748).

Finalmente, y como cabría esperar, los ingresos de capital reportaron los valores más elevados de inequidad, y en este caso el promedio regional se ubicó en torno al 0,750 en ambos años.

D. Capacidad redistributiva de las fuentes de ingreso

Para los fines de la política pública, resulta particularmente relevante disponer de información que de cuenta de la capacidad de las fuentes de ingreso para alterar el nivel de la desigualdad total. En este sentido, en el cuadro 9 se presentan las elasticidades de Gini para las partidas que conforman el ingreso *per capita* de los hogares.

A diferencia de los análisis habituales que centran su atención en los ingresos laborales, en esta investigación se examinan otras fuentes que se consideran relevantes para explicar la concentración del ingreso, como las transferencias, los ingresos de capital y el alquiler imputado de la vivienda, que en algunos países estarían aportando entre un quinto y la cuarta parte del presupuesto total.

CUADRO 9
AMÉRICA LATINA: COEFICIENTE DE ELASTICIDAD DE GINI POR FUENTES DE INGRESO
(circa 1999 Y 2005)

País	Ingreso laboral		Transferencias		Ingresos de capital		Alquiler imputado	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	0,95	0,99	0,68	0,54	1,81	1,82	1,01	0,99
Bolivia	0,99	0,95	0,88	1,11	1,51	1,44	1,08	1,16
Brasil	0,99	1,00	1,92	1,97	1,31	0,91	-	-
Chile	1,03	1,02	1,18	0,84	1,45	1,52	0,72	0,65
Colombia	0,96	0,96	2,16	2,22	1,35	1,28	-	-
Costa Rica	0,98	0,98	1,01	1,03	1,59	1,63	0,99	1,03
Ecuador	1,02	0,97	0,81	0,98	1,32	1,60	-	-
EL Salvador	1,03	1,02	0,80	0,90	1,50	1,64	-	-
Guatemala	1,00	1,04	0,90	0,96	1,42	1,58	-	-
Honduras	0,97	0,96	1,10	1,10	1,50	1,41	1,00	0,99
México	1,01	1,02	1,76	1,58	1,56	1,67	1,09	0,94
Nicaragua	0,99	1,01	0,98	0,76	1,59	1,36	-	-
Panamá	0,99	0,99	0,99	1,01	1,41	1,36	1,03	1,00
Paraguay	1,01	0,99	0,98	1,04	1,44	1,61	0,83	0,79
Rep. Dominicana	0,98	1,00	0,53	0,73	1,57	1,49	1,00	1,02
Uruguay	0,96	0,97	1,56	1,40	1,96	1,99	0,91	0,89
Venezuela	0,98	0,97	0,48	0,82	1,64	1,64	0,99	0,99
Promedio simple	0,99	0,99	1,10	1,12	1,53	1,53	0,97	0,95

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Cabe recordar que en la medida de que las elasticidades sean menores a la unidad, estarían indicado que un cambio marginal de los ingresos de la fuente generaría un efecto redistributivo, y en caso contrario se esperaría que aumentos en el ingreso produzca incrementos en el índice de Gini. Por su parte, en caso de que los coeficientes de elasticidad sean cercanos a la unidad su efecto sería neutro.

Para las remuneraciones salariales se advierte que el promedio simple de los coeficientes de elasticidad asumió valores cercanos a la unidad en el periodo de estudio, lo que estaría evidenciando que cambios marginales en la participación de esta partida en el presupuesto familiar mantendría inalterada la inequidad total, al tiempo que se comprueba que la dispersión del coeficiente de elasticidad entre países no es muy relevante desde la perspectiva estadística.

En efecto, con las excepciones reportadas en Argentina 1999, Bolivia 2005, Colombia (ambos años), Honduras 2005 y Uruguay 1999, en el resto de los casos se comprueba que las elasticidades son estadísticamente iguales a la unidad, lo que significa que cambios en el margen de los ingresos laborales no alterarían el coeficiente de Gini.³⁶

En el caso de las transferencias se percibe una situación más heterogénea, debido a que existen países en donde los coeficientes de elasticidad son significativamente mayores a la unidad, por lo que el promedio regional asume valores cercanos a 1,11 en ambos periodos, dando cuenta que las transferencias estarían generando procesos regresivos en la distribución del ingreso.

En este sentido, en la medida que se comprueba que en un grupo importante de países las transferencias contribuyen a generar mejoras en la distribución del ingreso, a los diseñadores de

³⁶ Esta situación es particularmente relevante para el diseño de políticas si se tiene en cuenta que al mercado de trabajo se le asigna una importancia preponderante como mecanismo de generación de oportunidades y de mejores expectativas de ingresos, sobre todo en el caso de personas con niveles de educación superior.

políticas públicas les queda la tarea de evaluar la posibilidad de que esta partida contribuya a abatir las brechas de ingreso que prevalecen entre hogares ubicados en distintos tramos de la curva de desigualdad.

La evidencia sugiere que en Brasil, Colombia, Honduras, México y Uruguay, los cambios marginales que se produzcan en los ingresos por transferencias tendrían como correlato incrementos en la desigualdad. En efecto, en estos casos las elasticidades, en los años que se comparan, reportaron registros superiores a la unidad y las situaciones más notables se observaron en Colombia y México.

En el primer caso, el coeficiente de elasticidad de Gini registró valores de 2,16 y 2,22 en 1999 y 2005 respectivamente, en tanto que en México los niveles reportados fueron de 1,76 y 1,58.

Debido a que en las transferencias se incluyen además de las jubilaciones y pensiones, ingresos por concepto de remesas y de transferencias generadas desde el Estado por la participación en planes sociales y becas (entre otros), se considera necesario profundizar en el análisis para determinar cuáles de estas partidas estarían contribuyendo en mayor medida al aumento de la desigualdad.

Por otra parte, los valores reportados en 1999 advierten que en seis países (Argentina, Bolivia, Ecuador, El Salvador, Guatemala y la República Dominicana) las transferencias adquieren una participación preponderante en la distribución del ingreso, y en la medida de que se reporten incrementos marginales en su monto se esperan cambios progresivos en la distribución del ingreso; es decir, que se reduzca el coeficiente de desigualdad de Gini.

Asimismo, las cifras corroboran que los ingresos de capital tienen un efecto regresivo en la desigualdad, por lo que aumentos marginales en su aporte al ingreso total necesariamente conducirán a incrementar la dispersión en la distribución del ingreso.

En todos los países se reportaron elasticidades superiores a la unidad, identificándose la situación más notable en Uruguay en donde el coeficiente se aproximó a 2, siguiéndole en orden de importancia Argentina con niveles en torno a 1,82 para los años que se comparan, en tanto que en Costa Rica las elasticidades de Gini de los ingresos del capital fueron 1,59 y 1,63 para 1999 y 2005, y en el caso de México asumieron los valores de 1,56 y 1,67, respectivamente.

E. Desagregando el impacto de los ingresos laborales en la desigualdad

Para los propósitos de la política pública resulta insuficiente constatar que los cambios marginales que se generan en el monto de los recursos provenientes de actividades efectuadas en el ámbito laboral tienen un efecto neutro en la desigualdad.

Esto es particularmente cierto si se tiene en cuenta que los mercados de trabajo de la región son muy heterogéneos, y que el porcentaje de la mano de obra ocupada que trabaja en el sector informal evidencia una gran dispersión entre países.

En ese sentido, para entender mejor la capacidad redistributiva de los ingresos laborales en el cuadro 10 se muestran los coeficientes de elasticidad de Gini diferenciando el comportamiento entre las percepciones que obtienen los asalariados, de los recursos que generan los trabajadores independientes y los patrones.

En la mayoría de las situaciones analizadas los sueldos y salarios asumen elasticidades menores a uno o valores muy cercanos a ese umbral, lo que permite afirmar que modificaciones en el margen coadyuvaría a mejorar la distribución del ingreso.

No obstante, existen casos en donde el comportamiento descrito no se convalida, lo que se advierte a partir de la magnitud asociada al coeficiente de elasticidad. En efecto, en Bolivia la elasticidad asumió valores superiores a la unidad en ambos periodos (1,07 y 1,06), en tanto que en el 2005 en Guatemala, México y Uruguay se detectaron los registros más elevados con valores de 1,14, 1,22 y 1,15, respectivamente. De esta manera, cambios marginales en la participación de los sueldos y salarios en el ingreso total estarían generando mayor concentración del ingreso total.

CUADRO 10
AMÉRICA LATINA: COEFICIENTE DE ELASTICIDAD DE GINI DE LOS SALARIOS Y LAS GANANCIAS
(circa 1999 Y 2005)

País	Sueldos y salarios		Ganancias	
	1999	2005	1999	2005
Argentina	0,74	0,74	1,25	1,34
Bolivia	1,07	1,06	0,87	0,79
Brasil	0,92	0,92	1,09	1,13
Chile	0,83	1,32	0,84	1,35
Colombia	0,99	0,92	1,01	0,87
Costa Rica	0,93	1,11	1,01	0,89
Ecuador	0,93	0,95	1,13	1,01
EL Salvador	1,03	1,02	0,97	1,12
Guatemala	0,85	1,14	0,99	1,08
Honduras	1,01	0,91	1,09	0,70
México	0,88	1,22	0,83	1,32
Nicaragua	0,94	1,07	0,90	1,13
Panamá	1,07	0,74	1,05	0,79
Paraguay	0,99	0,97	1,03	1,03
Rep. Dominicana	0,93	1,04	0,73	1,14
Uruguay	0,89	1,15	0,90	1,17
Venezuela	0,85	0,79	1,13	1,18
Promedio simple	0,93	1,00	0,99	1,06

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Por otra parte, las tendencias asociadas a los coeficientes de elasticidad de las ganancias estarían mostrando, en general, un patrón de comportamiento conforme a lo esperado.

En la mayoría de los casos se comprueba que cambios marginales en el monto de esta partida tienden a generar mayor concentración del ingreso, lo cual se refrenda al constatar que los coeficientes de elasticidad son superiores a la unidad.

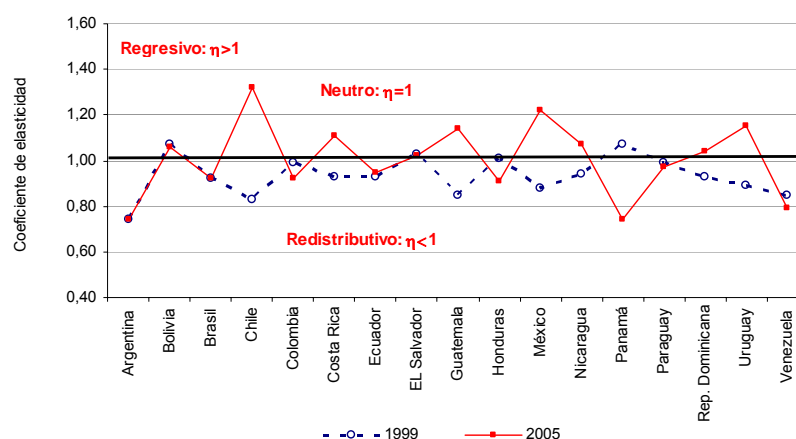
No obstante, es importante dar cuenta que en Bolivia, Costa Rica y Colombia los coeficientes observados fueron menores a la unidad o muy cercanos a ese valor, lo que sugiere que aumentos en el margen contribuiría a mejorar la distribución del ingreso.

En Bolivia la situación contrasta notablemente con lo observado en los sueldos y salarios, ya que a partir de las elasticidades estimadas se advierte que la inequidad salarial que se percibe en el mercado laboral contribuye a agudizar la desigualdad en el ingreso total.

En este sentido, como hipótesis se postula que la elevada participación de las familias pobres en el comercio informal podría estar explicando la mayor capacidad progresiva de las ganancias, lo que contribuiría a explicar el hecho de que cambios en margen en esta fuente de ingresos tengan efectos auspiciosos en materia de equidad.

Conforme a lo anterior, el gráfico 9 permite conocer la evolución que han seguido los coeficientes de elasticidad de Gini asociados a los sueldos y salarios, en donde se advierte que no existe una tendencia homogénea entre países.

GRÁFICO 9
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD GINI DE LOS SALARIOS (circa 1999 Y 2005)

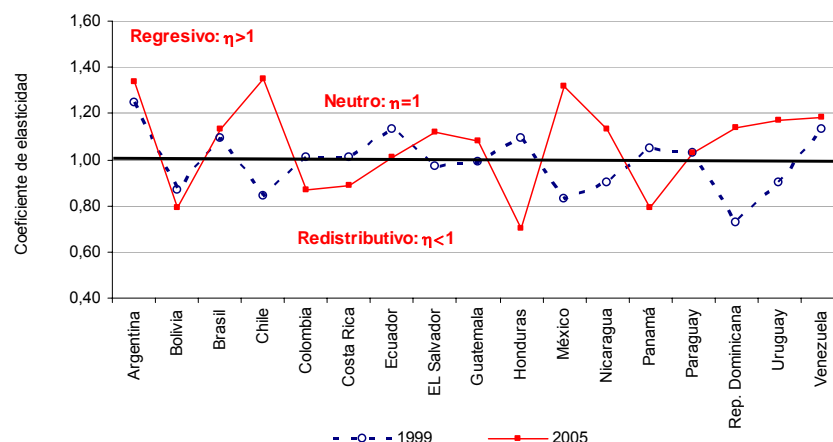


Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Los cambios más notables se produjeron en Chile, Costa Rica, Guatemala, México, Nicaragua, República Dominicana y Uruguay. En estos países, mientras que en 1999 los valores de los coeficientes daban cuenta que cambios en el margen de esta fuente de ingresos tendrían consecuencias positivas en materia de equidad, seis años más tarde se produjo un cambio de tendencia y los valores reportados en las elasticidades asumieron valores superiores a la unidad indicando que las variaciones marginales podrían generar procesos regresivos en la equidad.

Una situación inversa se materializó en Colombia, Honduras y Panamá, debido a que en 2005 se invirtió la magnitud del coeficiente de elasticidad de Gini, por lo que se deduce que alteraciones en el monto de los sueldos y salarios podrían inducir efectos redistributivos favorables en la distribución del ingreso total.

GRÁFICO 10
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD GINI DE LAS GANANCIAS (circa 1999 Y 2005)



Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Por su parte, el gráfico 10 muestra la evolución de los coeficientes de elasticidad asociados a las ganancias. En este caso se aprecia que en nueve países (Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador,

Guatemala, México, Nicaragua, República Dominicana y Uruguay) de modificaciones marginales en el monto de esta fuente pasó de ser progresivo a regresivo entre 1999 y 2005, en tanto que el Venezuela se mantuvo el efecto regresivo de este rubro en la concentración del ingreso total.

En el cuadro 11 se presenta información que permite conocer el efecto que generarían cambios marginales en los salarios y las ganancias en la desigualdad, así como los que se tendrían cuando el rubro de ingresos laborales se analiza de manera agregada.

CUADRO 11
AMÉRICA LATINA: IMPACTO DE LOS INGRESOS LABORALES EN LA DESIGUALDAD
(circa 1999 Y 2005)

(En número de países por fuente de ingresos)

Efecto en desigualdad	Ingresos laborales		Sueldos y salarios		Ganancias	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Regresivo	-	-	2	7	5	10
Neutro	17	17	4	2	6	2
Progresivo	-	-	11	8	6	5

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Se corrobora que en torno a 1999 y 2005 en todos los países cambios marginales en los ingresos laborales tuvieron efectos neutros en el nivel de desigualdad del ingreso total. No obstante, cuando se analizan por separado los sueldos y salarios de los ingresos acreditados por patrones y trabajadores independientes la situación cambia de manera significativa.

En efecto, en 1999, en 11 de los 17 países examinados las remuneraciones al trabajo asalariado evidenciaron un efecto progresivo, en tanto que en Bolivia y Panamá su impacto en la desigualdad se consideró regresivo. En el 2005 se contabilizan siete economías en donde el coeficiente de elasticidad de las remuneraciones da cuenta que cambios marginales estarían propiciando aumentos en la inequidad.

Por otra parte, entre 1999 y 2005 se observa una reducción en el número de casos en donde los sueldos y salarios generaron mejoras distributivas, debido a que el número de países en donde el coeficiente de elasticidad asumió valores menores a la unidad disminuyó de once a ocho. Asimismo, se evidencia que se incrementó de dos a siete el número de situaciones en donde variaciones marginales en las percepciones salariales derivarían en cambios regresivos en materia de equidad.

Una situación similar se aprecia en las ganancias, ya que entre 1999 y 2005 se duplicó el número de países en donde los coeficientes de elasticidad asumieron valores superiores a 1.

Finalmente, el cuadro 12 resume la dinámica en un grupo de indicadores vinculados a los ingresos laborales en el periodo 1999-2005. El hecho más notable da cuenta que en 12 de los 17 países analizados, entre 1999 y 2005 se produjeron modificaciones a la baja en el coeficiente de desigualdad de Gini.

En este sentido, y debido a la importancia que tiene el ingreso laboral en el valor del coeficiente de Gini, se comprueba que en siete países (Bolivia, Brasil, Chile, El Salvador, Honduras, México y Paraguay) la reducción del indicador estuvo acompañada por la mejora distributiva que se observó en los ingresos provenientes del trabajo.

Asimismo, cabe notar que no obstante a que en la República Dominicana y Uruguay también se produjo una reducción en la desigualdad en los mercados de trabajo, este hecho no fue suficiente

para mejorar la distribución del ingreso total, por lo que en el periodo que se compara el índice de Gini reflejó una tendencia a la alza.

CUADRO 12
AMÉRICA LATINA: CAMBIOS OBSERVADOS EN INDICADORES VINCULADOS AL
INGRESO LABORAL (circa 1999 Y 2005)

País	% de ingreso laboral en el ingreso total		Participación en el coeficiente de Gini		Nivel de desigualdad del ingreso laboral		Elasticidad Gini-Ingreso		Coeficiente de Gini total	
	Subió	Bajó	Subió	Bajó	Subió	Bajó	Subió	Bajó	Subió	Bajó
Argentina	✓		✓		✓		✓			✓
Bolivia		✓		✓		✓		✓		✓
Brasil		✓		✓		✓	-	-		✓
Chile		✓		✓		✓	-	-		✓
Colombia		✓		✓	✓		-	-		✓
Costa Rica	✓		✓		-	-	-	-		✓
Ecuador		✓		✓	-	-		✓	✓	
EL Salvador		✓		✓		✓	-	-		✓
Guatemala		✓		✓	✓		-	-		✓
Honduras		✓		✓		✓	-	-		✓
México	✓		✓			✓	-	-		✓
Nicaragua	✓		✓		-	-	-	-	-	-
Panamá		✓		✓	✓		-	-		✓
Paraguay		✓		✓		✓	-	-		✓
Rep. Dominicana		✓		✓		✓	-	-	✓	
Uruguay		✓		✓		✓	-	-	✓	
Venezuela		✓		✓	-	-	-	-	-	-

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

Nota: El símbolo “-” significa que no cambió el indicador o que las modificaciones observadas no fueron significativas.

Otro rasgo importante de la evolución observada se asocia al hecho de que, con excepción de Argentina, Costa Rica, México y Nicaragua, en el resto de países se presentó una reducción generalizada en la participación de los ingresos laborales en el presupuesto total de las familias.

En ese sentido, y como cabría esperar, este hecho contribuye a explicar la reducción en la participación relativa de los ingresos laborales en la desigualdad total.

V. El impacto de la política social en la distribución del ingreso

La evaluación de impacto se considera una fase muy importante en el ciclo de una política pública, ya que permite determinar si los programas están cumpliendo con los objetivos planteados. En particular, cuando las políticas sociales han sido diseñadas para el alivio de la pobreza, resulta prioritario conocer su capacidad para mejorar la distribución del ingreso, así como su capacidad para incrementar el bienestar de las familias y reducir la pobreza.

Es habitual que los programas dispongan de normas de que reglamenten el acceso de los beneficiarios a las políticas públicas y establezcan los montos de ingreso que se debe asignar a las personas y los hogares. De esta manera, la capacidad de los programas sociales para impulsar cambios progresivos en materia distributiva, depende de los mecanismos de focalización aplicados —cómo se elige a los que participan—, así como de los criterios que se utilicen para definir el monto de los subsidios que se van a otorgar a los participantes —monto de la transferencia-³⁷.

Como fue señalado en la sección de metodología, el coeficiente de elasticidad asociado al índice de Gini de una fuente de ingreso o de consumo (EGI) puede descomponerse en dos parámetros básicos que se relacionan con el mecanismo de focalización y el monto de la asignación.

³⁷ A pesar que en la mayoría de los países los montos de las transferencias a hogares son los mismos, existen situaciones en donde las familias reciben subsidios diferenciados dependiendo de la estructura por edad y sexo del hogar. Esta situación es particularmente relevante para los incentivos a la educación, y que dependen del número de hijos en edad escolar, y en algunos casos del nivel de escolaridad.

El componente de focalización cuantifica el impacto en la desigualdad del criterio aplicado para la selección de los beneficiarios, asumiendo que todos los participantes reciben el mismo monto.

En ese sentido, cuando la EGI es menor a la unidad estaría evidenciando la vocación redistributiva del programa, y en la medida que su valor sea menor —incluso con signo negativo— estaría evidenciando mayor capacidad redistributiva del programa. En caso de que la EGI asuma valores mayores que cero, daría cuenta de que en los criterios de elegibilidad aplicados para la elección de los beneficiarios no necesariamente fue el más adecuado, debido a que es posible que no sean las familias más pobres las que se benefician de la política que se evalúa.

Por su parte, el coeficiente de elasticidad EGI de la asignación mide el impacto de las transferencias recibidas en el bienestar del hogar, evaluado a partir del ingreso (consumo) que se transfiere, considerando un determinado mecanismo de focalización. Es decir, este indicador estaría dando cuenta del efecto distributivo de la transferencia controlado por los requisitos establecidos para participar en el programa.³⁸

En la medida de que no exista diferencia en el monto de la transferencia asignada cabría esperar que la EGI sea igual a la unidad, en tanto que cuando los beneficiarios más pobres reciben mayores montos de ingresos el valor de la EGI debiera ser mayor a la unidad. En caso contrario —los más pobres reciben menos— la EGI asumirá valores menores a 1.

En esta sección se evalúa el impacto de la focalización y el monto de las transferencias otorgadas por las políticas sociales en la desigualdad, para un grupo de programas que se están aplicando en cuatro países para los que se dispuso de información.

En el caso de Chile se evalúan programas que invierten en distintos aspectos asociados al bienestar de las personas: Asignaciones Familiares, Pensiones Asistenciales (PASIS), Subsidio Único Familiar (SUF), Pensión por Cesantía, Subsidio al Agua Potable (SAP), Protección Social y Subsidio por Combustible.

Por su parte, en Ecuador se mide el impacto del programa Bono de Desarrollo Humano que entrega periódicamente un monto de ingreso para fortalecer el presupuesto del hogar, sujeto al cumplimiento de un grupo de corresponsabilidades que asumen las familias beneficiarias que participan.

En el análisis también se consideran otro tipo de transferencias que reciben las familias como jubilaciones y pensiones, donaciones recibidas desde otros hogares, así como los recursos que ingresan a los hogares por concepto de remesas provenientes del exterior.

En el caso de México se pone a prueba la capacidad distributiva y de focalización del Programa de Educación, Salud y Alimentación (PROGRESA-Oportunidades), y que constituye el programa emblemático de transferencias condicionadas en la región, y representa el paradigma que ha permitido orientar acciones sociales similares en Colombia, Panamá, El Salvador y la República Dominicana, entre otros países.

Asimismo, también se evalúa el impacto del Programa de Apoyo al Campo (PROCAMPO), así como el impacto de otras transferencias como las remesas —internas y externas— las becas y otras donaciones que reciben las familias de parte del gobierno y que no están asociadas al cumplimiento de corresponsabilidades ni a un esquema de selección como el aplicado en el caso del PROGRESA-Oportunidades.

³⁸ En Chile correspondería a la aplicación de la Ficha de Caracterización Socioeconómica (CAS); en Colombia al puntaje en el Sistema de Identificación de Beneficiarios de los Programas Sociales (SISBEN), y en países como México y Ecuador, a un mecanismo de probación de medios (*proxy means test*).

En Uruguay, por su parte, el objetivo es contrastar el impacto de las transferencias que llegan a los hogares por concepto de seguros e indemnizaciones, contribuciones de divorcio, becas y remesas, con los montos que reciben las familias por su participación en el programa de asignaciones familiares.³⁹ En este sentido, una diferencia sustancial que se debe consignar entre la concepción de política social que se aplica en este país respecto del resto que se comparan, es que la participación de los hogares en los programas sociales se asemeja más a un enfoque de derechos que a un esquema de probación de medios que exige la aplicación de procedimientos muy estrictos de focalización.

En lo que se corresponde con los métodos que se aplican para elegir a los beneficiarios de la política social en los países analizados, es sabido que en Chile la selección de los beneficiarios de los planes sociales se lleva a cabo a partir de la denominada Ficha de Caracterización Socioeconómica (CAS), y dependiendo de las características de las familias se les asigna un puntaje a partir del cual se determina su inclusión en los diferentes programas públicos.

Por su parte, el mecanismo aplicado en México para participar en el programa PROGRESA-Oportunidades, supone una primera fase de focalización geográfica y posteriormente otra por hogar, a partir de la aplicación de un procedimiento estadístico multivariado de probación de medios que asigna puntajes a las familias y a partir de los valores que asume este indicador se determina la inclusión de los hogares en los padrones de beneficiarios.

En el caso del Ecuador la posibilidad de recibir los beneficios del Bono de Desarrollo Humano está supeditada a la condición de pobreza del hogar, la cual se determina a partir del Sistema de Selección de Beneficiarios (SELBEN), que mediante un procedimiento multidimensional que asigna puntajes a los hogares define la participación de las familias de menores recursos.⁴⁰

De los cuatro países que se examinan el único en donde los planes sociales responden a una política con mayor vocación universal es Uruguay. En esta nación, la posibilidad de participar de las asignaciones familiares provenientes del Estado evidentemente está supeditada a la situación social de los hogares, pero el procedimiento de selección que se aplica no se puede asimilar a criterios de focalización como los utilizados en Chile, Ecuador o México.

En el análisis de esta sección se ha incluido el programa de transferencias condicionadas que se aplica en México —PROGRESA-Oportunidades— y que en la actualidad es considerado como el paradigma, así como el Bono de Desarrollo Humano que, bajo la lógica de una política de transferencias condicionadas, representa una de las acciones más importantes de política social que se está aplicando en Ecuador.

Por las limitaciones de información el análisis no tiene la pretensión de comparar la efectividad de cada programa, y lo único que se pretende es dar cuenta de la capacidad progresiva de las políticas públicas, a partir de evaluar su impacto en un conjunto acotado de indicadores.

De esta manera, en el cuadro 13 se presentan los resultados que se obtienen al descomponer el efecto redistributivo y de focalización de un grupo amplio de iniciativas sociales que están en marcha, en el valor que asume el coeficiente de desigualdad de Gini.

³⁹ El programa de Asignaciones Familiares tiene como propósito básico contribuir a evitar la desigualdad económica y se le considera como un beneficio que debe cubrir a todas las personas que por su condición social o por su edad no producen y en estas circunstancias, que el Estado les asegure un mínimo de bienestar (Bucheli, 1997). Está destinado a los hijos o menores de edad a cargo de trabajadores formales privados y las diferencias en el monto de la transferencia depende del tamaño de los hogares, al número de menores de edad que se encuentran estudiando en educación básica, a la existencia de discapacitados en el hogar, entre otros criterios que se tienen en cuenta para determinar el monto de esta asignación.

⁴⁰ Las familias interesadas en participar de esta iniciativa, manifiestan su interés solicitando una visita domiciliaria de personal de la Secretaría Técnica que aplica la Encuesta de Clasificación Socioeconómica, y posteriormente se les asigna un puntaje conforme a las características y servicios disponibles en la vivienda y otras variables sociodemográficas, y se someten a un procedimiento de selección. Corresponde al típico procedimiento de probación de medios que utilizan los países que aplican programas de transferencias condicionadas.

CUADRO 13
ELASTICIDADES-GINI DE FOCALIZACIÓN Y ASIGNACIÓN DE LAS
POLÍTICAS PÚBLICAS, *circa* 2005

Tipo de Subsidio	% respecto al total de transferencias	Focalización	Asignación	Total
Chile 2006^a				
Asignación familiar	20,5	-0,199	1,806	-0,359
Pensiones Asistenciales (PASIS)	61,6	-0,593	0,910	-0,540
Subsidio Único Familiar (SUF)	9,8	-1,038	1,051	-1,092
Cesantía	0,1	-0,280	0,679	-0,190
Subsidio de Agua Potable (SAP)	4,4	-0,527	0,705	-0,372
Protección social	2,7	-1,058	0,905	-0,958
Combustible	0,2	-0,806	0,848	-0,684
Otros	0,7	-0,239	-0,835	0,200
Ecuador 2005				
Jubilaciones	48,4	0,656	1,777	1,161
Donaciones	17,6	-0,138	-5,633	0,776
Remesas externas	29,2	0,417	2,575	1,073
Bono de Desarrollo Humano	4,7	-0,798	0,953	-0,760
México 2005^b				
PROCAMPO ^c	6,0	-0,833	-0,070	0,059
PROGRESA-Oportunidades ^d	11,0	-1,046	0,932	-0,975
Remesas externas	28,3	-0,342	-0,485	0,166
Remesas internas	44,2	-0,300	-2,567	0,757
Becas	1,9	-0,246	-1,824	0,449
Donaciones del gobierno	2,2	0,342	2,183	0,747
Uruguay 2005				
Seguros e indemnizaciones	5,7	-0,154	-4,536	0,699
Contribuciones de divorcio	13,3	-0,391	-1,391	0,544
Becas	33,1	-0,603	0,204	-0,123
Asignaciones familiares	6,1	-1,028	1,165	-1,198
Remesas internas	36,1	-0,230	-2,858	0,659
Remesas externas	5,7	0,212	5,125	1,085

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

^a Como porcentaje del total de subsidios.

^b No suma 100% ya que falta considerar otras transferencias.

^c Programa de Apoyos Directos al Campo (PROCAMPO).

^d Programa de Educación, Salud y Alimentación (PROGRESA), pasó a llamarse Oportunidades en 2001.

Estos indicadores dan cuenta de la vocación redistributiva de los programas sociales en un grupo de países con distintas concepciones de política social, que se manifiestan en los criterios de elegibilidad que aplican para incorporar a las familias a los beneficios de la política social.

En Chile, el examen de las cifras permite afirmar que todas las acciones sociales que se evalúan tienen efectos progresivos en materia de ingreso, con excepción de lo observado en el rubro de otros subsidios, lo cual que da en evidencia a partir del signo asumido por el coeficiente de elasticidad.

En este sentido, los programas de Subsidio Único Familiar (SUF) y Protección Social son las iniciativas que reportan mejores capacidades redistributivas con coeficientes de elasticidad de

-1,092 y -0,958 respectivamente, siguiendo en orden de importancia el programa de combustibles (-0,684), las pensiones asistenciales (-0,540) y en menor grado las asignaciones familiares (-0,359).⁴¹

Los resultados indican que incrementos en el monto de la transferencias tendría como consecuencia una mejora en la distribución del ingreso, debido a que este tipo de subsidios están siendo entregados a familias ubicadas en la parte más baja de la distribución del ingreso.

En efecto, este comportamiento auspicioso se explica fundamentalmente por el hecho de que el mecanismo de focalización aplicado funciona relativamente bien, y no necesariamente porque se considere que los montos que se están entregando tengan una participación significativa en el presupuesto de los hogares beneficiarios.

En todos los casos, se constata que los coeficientes de elasticidad, que dan cuenta del impacto de la focalización, presentan signo negativo, en tanto que los valores asociados al componente de asignación —capacidad redistributiva del subsidio— que se asocian con el bienestar, mostraron signo positivo con la excepción de los ingresos que reciben las familias por otros subsidios públicos.

En el caso de las asignaciones familiares se reportan los niveles más bajos de focalización cuando se le compara con el resto de los planes sociales, a pesar de que la elasticidad asociada al monto entregado (asignación) asume el valor más alto (1,806), lo que sugiere que este beneficio se está destinado a las familias más pobres. Es decir, el impacto progresivo de este programa se explica por la correcta aplicación del mecanismo de focalización aplicado, y no necesariamente por el monto del subsidio asignado, lo cual se demuestra al constatar que no existen diferencias importantes en el importe de la transferencia asignada a los hogares.

A partir de los valores de los coeficientes de elasticidad del SUF y el Programa de Protección Social, se considera que son las iniciativas sociales con mayor capacidad redistributiva, debido a que los índices de focalización asumieron valores de 1,051 y 0,905 respectivamente, lo que estaría indicando que no existen diferencias importantes en el monto de ingresos que se entrega a los beneficiarios.

En el caso del Ecuador sólo el Bono de Desarrollo Humano demuestra tener efecto progresivo en materia de distribución del ingreso. En efecto, con un coeficiente de elasticidad total de -0,760, esta iniciativa estaría propiciando mejoras en la distribución del ingreso debido a que el método de focalización que se aplica está identificando como beneficiarios a los hogares de menores ingresos.

Esta situación se evidencia al constatar que la elasticidad de focalización es de -0,798, en tanto que el coeficiente de asignación asume el valor de 0,953 lo que indica, conforme a las reglas de operación que regulan el programa, que todas las familias beneficiarias reciben un monto de ingresos similar.⁴²

Por su parte, se advierte que las donaciones admiten un nivel adecuado de focalización (-0,138), al tiempo que la elasticidad de asignación permite afirmar que no necesariamente las familias más pobres son las que se estarían beneficiando de esta iniciativa.

En el caso de las jubilaciones y las remesas externas, se comprueba que no son las familias más pobres las que concentran la recepción de este tipo de transferencias, al tiempo que los valores del coeficiente de elasticidad de asignación constatan que existen diferencias muy marcadas en el monto de recursos que se adjudican los hogares que reciben este tipo de ingresos.

⁴¹ En el caso de la Pensión Asistencial (PASIS), en Clert y Wodon (2001) se demuestra que el impacto de focalización de esta iniciativa social fue de -0.58. Asimismo, los efectos de focalización y asignación tienen el mismo signo que los coeficientes obtenidos en el presente estudio.

⁴² De acuerdo a la información disponible todas las familias participantes reciben un estipendio mensual de 30 dólares, independientemente de la composición demográfica de su hogar.

En México, el programa PROGRESA-Oportunidades se considera la estrategia de política social emblemática en materia de transferencias condicionadas, por lo que resulta de interés evaluar su capacidad de focalización y de asignación.

En este sentido, se constata que esta iniciativa está dirigida hacia las familias más pobres lo que se advierte a partir del coeficiente de focalización (-1,046), en tanto que el valor asociado a la elasticidad de asignación (0,932) sugiere que las familias con menor nivel de ingresos podrían estar percibiendo un monto de ingresos diferente al resto de las beneficiarias.

Por su parte, el Procampo se puede considerar como una iniciativa que manifiesta un adecuado grado de focalización (-0,833). No obstante, por su diseño se reconoce que este programa entrega más recursos a los ejidatarios con mayor superficie de tierra de cultivo, lo cual se refrenda a partir del valor anotado en el coeficiente de elasticidad de la asignación, que asumió el valor de -0,070. Este valor indica que el programa tiene un efecto regresivo en la distribución del ingreso, con un coeficiente de elasticidad total de 0,059.

El comportamiento observado en las remesas —internas y externas— y las becas resulta de interés, ya que se confirma que este tipo de ingresos no necesariamente beneficia a las familias más pobres.

Lo anterior se confirma al observar que los índices de elasticidad asociados al mecanismo de focalización (-0,342 remesas externas, -0,300 remesas internas y -0,246 becas), al tiempo que se verifica que los mayores montos están siendo percibidos por familias que no son pobres.

Uruguay se distingue del resto de los países de América Latina, en el sentido de que el acceso a los programas sociales no está sujeto a un esquema de comprobación de medios tan estricto como los que se aplican en Chile, Ecuador y México.

Este país históricamente se ha caracterizado por disponer de un esquema de protección social de vocación universalista que garantiza un mínimo de prestaciones sociales a toda la población, por lo que resulta de interés conocer los efectos de las políticas y subsidios públicos en la equidad.

De esta manera, se demuestra que las asignaciones familiares, además de estar bien canalizadas, también contribuyen a mejorar la distribución del ingreso. En efecto, el coeficiente de elasticidad de focalización de esta fuente asume el valor de -1,028, en tanto que el de las asignaciones es de 1,165, demostrando que los hogares con mayores carencias se benefician más de los planes sociales que el resto.⁴³

Atención especial merecen las remesas. En el caso de las transacciones internas se demuestra que están llegando a los hogares más pobres (elasticidad de focalización -0,230), cuando se le compara con las que provienen del exterior que preferentemente se dirigen hacia familias de mayores ingresos (0,212).

No obstante, se aprecia un comportamiento inverso cuando se evalúa su capacidad redistributiva. En el caso de las remesas internas el coeficiente de elasticidad (-2,858) estaría indicando que las familias menos pobres se benefician en mayor medida de este tipo de ingresos, en tanto que las remesas del exterior estarían siendo captadas por los hogares con menores ingresos.

Es importante poner en perspectiva la situación que se percibe en el programa de asignaciones familiares de Uruguay, cuando se le compara con el PROGRESA-Oportunidades, el Bono de Desarrollo Humano o cualquiera de los programas sociales de Chile.

⁴³ Se podría argumentar que el efecto del PROGRESA en México y el de las asignaciones familiares en el Uruguay muestran el mismo comportamiento, lo cual es cierto. No obstante, es necesario aclarar que para acceder a los beneficios del PROGRESA, además de pertenecer a una localidad en pobreza extrema, también se debe demostrar que el hogar y sus miembros se ubican por debajo de un umbral —puntaje— que se determina a partir de la aplicación de un algoritmo de análisis multivariado que sintetiza el nivel de bienestar de las familias, en tanto que en el Uruguay no se aplica este tipo de mecanismos de selección.

Como ya fue señalado, las asignaciones familiares en el Uruguay están bien focalizadas y generan un efecto redistributivo mayor al que se apreció en el caso del SUF de Chile, el Bono de Desarrollo Humano del Ecuador y el PROGRESA-Oportunidades de México, con un coeficiente de elasticidad de Gini total -1,198.

Asimismo, el coeficiente de elasticidad de la asignación (-1,198) fue mayor que el reportado en el resto de programas, lo que significa que los beneficios de las asignaciones familiares se estarían canalizando hacia los hogares más pobres.

A pesar de que los datos que se han examinado dan cuenta de que todos los planes sociales evaluados manifiestan una vocación redistributiva, cabe señalar que su potencial para generar cambios significativos en materia de equidad es sumamente acotado, debido a la modesta contribución que estos ingresos tienen en el total de transferencias, así como por el hecho de que la proporción de hogares que se beneficia es bajo.

Con el propósito de ilustrar estas afirmaciones, en el cuadro 14 se presenta información acerca de la cobertura de las principales acciones sociales que se evalúan, así como la importancia relativa que estas tienen en el presupuesto de las familias beneficiarias ubicadas en distintos tramos de la distribución del ingreso.⁴⁴

CUADRO 14
PARTICIPACIÓN DE LOS PROGRAMAS SOCIALES EN EL INGRESO *PER CAPITA* DEL
HOGAR (PAÍSES SELECCIONADOS, *circa* 2005)
(En porcentajes)

Programa	% de hogares beneficiarios ^a	% de ingreso respecto al ingreso <i>per capita</i> del hogar ^b			
		Quintil 1	Decil 1	Indigentes	Pobres
Chile 2006					
Asignación familiar	21,9	1,3	1,4	1,3	1,3
Pensiones Asistenciales (PASIS)	8,2	4,7	5,9	7,9	4,5
Ecuador 2005					
Bono de desarrollo humano	16,5	4,4	6,6	5,0	2,3
México 2005					
PROGRESA-Oportunidades	13,5	5,7	8,7	6,5	2,6
PROCAMPO	3,5	1,3	1,9	1,4	0,6
Uruguay 2005					
Asignaciones familiares	16,7	4,2	6,4	8,1	4,0

Fuente: Elaboración de los autores.

^a Corresponde a los hogares que reportaron ingresos de los programas que se analizan en las respectivas encuestas de hogares.

^b Hace referencia al porcentaje observado en los hogares beneficiarios ubicados en el primer quintil (decil, indigentes y pobres) respectivamente.

En el caso de Chile, a partir de las cifras de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica de 2006, se comprueba que uno de cada cinco hogares reportaron ingresos por concepto de asignaciones familiares. No obstante, en el caso de los indigentes y las familias pobres se constata que estos beneficios representaron sólo el 1,3% del ingreso *per capita* del hogar. Por su parte, las pensiones asistenciales contribuyeron con casi el 8% del ingreso de los indigentes y 4,5% del presupuesto de los pobres, pero sólo el 8% de los hogares declararon percibir ingreso por este concepto.

⁴⁴ Debido a que es común que las encuestas de hogares presenten diferencias con los registros administrativos que generan las entidades responsables de la coordinación de los programas, es muy probable que los montos de cobertura e ingresos que aquí se analizan no coincidan con las cifras oficiales. Por esta razón, los datos que se presentan deben considerarse con cautela, ya que podrían estar evidenciando sesgos de subestimación respecto a los verdaderos valores de los parámetros que se analizan.

En Ecuador, los datos de la Encuesta Periódica de Empleo y Subempleo indican que casi el 17% de las familias de las áreas urbanas estaría recibiendo los beneficios del Bono de Desarrollo Humano, que para el grupo de hogares indigentes representó en torno al 5% de su ingreso *per capita*, en tanto que para las familias pobres significó 2,3%.

En el caso de México, la Encuesta de Ingreso-Gasto de los Hogares 2005 reporta que el 13,5% de las familias del país reciben ingresos del PROGRESA-Oportunidades, y para las familias en situación de extrema pobreza participar en esta iniciativa les significa recibir apoyos que equivalen al 6,5% del presupuesto *per capita*, en tanto que para los pobres la participación equivale a 2,6%. En el caso del PROCAMPO se observa que estaría beneficiando al 3,5% de los hogares del país, y sus contribuciones al presupuesto de las familias indigentes y pobres equivaldrían al 1,4% y 0,6%, respectivamente.

Finalmente, en Uruguay el programa de Asignaciones Familiares cubre a casi el 17% de las familias asentadas en las zonas urbanas, y para los hogares que se ubican en situación de extrema pobreza los apoyos de esta iniciativa representan el 8,1% del ingreso *per capita*, mientras que en el caso de los hogares pobres su contribución se reduce a 4%.

VI. Conclusiones

1. El examen de los datos disponibles permite afirmar que los ingresos laborales continúan representando la fuente de recursos más importante para los hogares en todos los países de la región. Esto significa que cualquier modificación en su monto tendría repercusiones relevantes en el ingreso que disponen los hogares para satisfacer sus necesidades de consumo privado.
2. Las cifras dan cuenta que en 1999, entre el 60% y el 90% de los ingresos familiares se generaron a partir de transacciones económicas asociadas a la venta de mano de obra o en actividades independientes efectuadas por los miembros del hogar, y la participación promedio de esta fuente en el ingreso total para la región en su conjunto se ubicó en torno al 80%. Por otra parte, y no obstante a que en el 2005 en la mayoría de los países se redujo la importancia de esta partida de ingresos en el presupuesto total, el porcentaje regional de participación se ubicó en 77,3%.
3. Los ingresos laborales se distribuyen de manera muy inequitativa entre la población ocupada, lo cual queda en evidencia a partir de los valores que asume el índice de Gini de esta fuente en el grupo de países analizados.
4. Las cifras confirman que el nivel de inequidad que se percibe en la distribución de los sueldos, salarios y ganancias guarda estrecha relación con el valor que asume el coeficiente de desigualdad de Gini para el ingreso total, y se comprueba que existe una correlación alta y positiva entre la contribución de los ingresos laborales al presupuesto del hogar y su participación en el coeficiente de Gini.

5. En torno a 1999, los ingresos laborales explicaron en los países estudiados entre el 57% y 91% de la desigualdad en la distribución del ingreso, mientras que en 2005 en 12 de los 17 países, los cambios observados redujeron la contribución de esta fuente en el valor del coeficiente de Gini del ingreso total.
6. Conforme a los resultados obtenidos es posible afirmar que en la medida que prevalezca la inequidad que se observa en la asignación de los ingresos laborales, es muy difícil que en el corto y mediano plazo se puedan producir cambios importantes en materia distributiva.
7. A pesar de que en la mayoría de los países analizados se mantienen altos niveles de concentración del ingreso, se constata que en 12 de las 17 economías estudiadas, entre 1999 y 2005, se apreciaron reducciones importantes en el coeficiente de Gini. Asimismo, en 9 países la mejora distributiva estuvo acompañada de cambios positivos en la distribución de los ingresos provenientes del mercado laboral.
8. En la mayoría de los países los sueldos y salarios se consideran más progresivos que las ganancias que obtienen los patrones y trabajadores independientes, lo que sugiere que los progresos que se puedan llevar a cabo en materia salarial estarían contribuyendo a reducir el nivel de la concentración del ingreso total.
9. Por otra parte, se ha demostrado que las transferencias vinculadas a los programas públicos se consideran bien focalizadas, al tiempo que es posible afirmar que están contribuyendo a fortalecer el ingreso de los hogares. No obstante, debido a que el monto que se transfiere a las familias es muy modesto y no tiene gran preponderancia en el presupuesto del hogar, se debe señalar que su capacidad para mejorar la distribución del ingreso es muy marginal.
10. En la medida de que los objetivos de este tipo de políticas compensatorias se orienten a mejorar la distribución del ingreso, será necesario llevar a cabo esfuerzos fiscales importantes con el propósito de incrementar el monto de la transferencia que se entrega a las familias beneficiarias.
11. Asimismo, no se puede seguir postergando el acceso de los más pobres a educación de buena calidad, debido a la influencia que ésta ejerce sobre las oportunidades económicas y la movilidad social, al tiempo que se considera indispensable mejorar las relaciones contractuales y salariales en el mercado de trabajo.
12. A pesar de que se reconoce la preponderancia de la educación en el desarrollo humano, deberán transcurrir varios años para que el aumento en la dotación de capital humano se traduzca en mejores salarios y avances significativos en materia de equidad.
13. Para lograr este propósito se advierte la necesidad de hacer más igualitario el acceso a los activos productivos, a los derechos de propiedad y a la infraestructura básica, sobre todo en aquellas sociedades donde coexiste elevada concentración de la riqueza con niveles agudos de pobreza y marginalidad.

Bibliografía

- Aghion, P., E. Carola y C. García Peñalosa (1999), Inequality and Economic Growth: The Perspective of New Growth Theories, *Journal of Economic Literature*, 37(4):1615-1660.
- Alesina, A. y R. Perotti (1996), Income Distribution, Political Instability and Investment, *European Economic Review*, 40(6): pp. 1203-28.
- Araar A. (2006), On the Decomposition of the Gini Coefficient: An Exact Approach, with an Illustration Using Cameroonian Data, Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi (CIRPÉE), *Cahier de recherche/Working Paper* 60-02.
- Atkinson, A. B. (1981), La economía de la desigualdad, Editorial Crítica Barcelona.
- ____ (1970), On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory* 244-63, sep-2.
- Benabou, R. (1996), Inequality and Growth, en B. S. Bernake y J. J. Rotemberg, editors, *NBER Macroeconomic Annual*, Vol. 9, Cambridge, United States, MIT Press.
- Bhattachayra, N. y B. Mahalanobis, B. (1967), Regional disparities in household consumption in India, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 62:143-61.
- Bourguignon, F. y C. Morrisson (2002), "Inequality among World Citizens: 1820-1992", *American Economic Review* 92 (4):727-44.
- Bucheli, M. (1997), Equidad en las Asignaciones Familiares de Uruguay, CEPAL, Montevideo.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2007), Panorama social de América Latina 2006, CEPAL, Santiago de Chile.
- ____ (2005), Panorama Social de América Latina 2004, CEPAL, Santiago de Chile.
- Clert, C. y Q. Wodon (2001), The Targeting of Government Programs in Chile: A Quantitative and Qualitative Assessment. In Chile: Poverty and Income Distribution in a High Growth Economy, The Case of Chile 1987-1998, World Bank, Washington.
- Deininger, K. y L. Squire (1996), A new Data Set Measuring Income Inequality, *World Bank Economic Review*, 10:565-91, Washington.

- Ebert, U. y P. Moyes (2000), An Axiomatic Characterization of Yitzhaki's Index of Individual Deprivation, *Economics-Letters* 68(3):263-270.
- Foster, J., J. Greer y E. Torbecke (1984), A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica* 52:761-66.
- Frankema, E. H. P. (2006), A Theil decomposition of Latin American income distribution in the 20th Century: Inverting the Kuznets Curve? Groningen Growth and Development Centre, University of Groningen, The Netherlands.
- Garner, T. I. (1993), Consumer Expenditures and Inequality: An Analysis Based on Decomposition of the Gini Coefficient, *Review of Economics and Statistics*, 75(1):134-38.
- IADB (Inter-American Development Bank) (1998), Facing Up to Inequality in Latin America, Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Lambert, P. y R. Aronson (1993), Inequality decomposition analysis and the Gini coefficient revisited, *The Economic Journal* 103: 1221-1227, Royal Economic Society, September.
- Lerman, R. I. y S. Yitzhaki (1985), Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Application to the U.S. Review of Economics and Statistics 67(1):151-56.
- Londóño, J. L. y M. Székely (1997), Persistent Poverty and Excess Inequality: Latin America, 1970-1995, Office of the Chief Economist, Inter-American Development Bank.
- Medina, F. (2001), Consideraciones sobre el índice de Gini para medir la concentración del ingreso, *Serie Estudios Estadísticos y Prospectivos* N° 9, División de Estadística y Proyecciones Económicas, CEPAL, Santiago de Chile, marzo.
- Mookherjee, D. y A. F. Shorrocks (1982), A Decomposition Analysis of the Tend in U.K. Income Inequality, *Economic Journal*, Vol. 92:886-902.
- Morley, S. (2001), The Income Distribution Problem in Latin America and the Caribbean, ECLAC, United Nations, Santiago de Chile.
- Olkin, I. y S. Yitzhaki (1992), Gini Regression Analysis, *International Statistical Review* 10(2):185-196.
- Podder, N. y S. Chatterjee (2002), Sharing the National Cake in Post Reform New Zealand: Income Inequality Trends in Terms of Income Sources, *Journal of Public Economics* 86:1-27.
- Pyatt, G., C. Chen y J. Fei (1980), The distribution of income by factors components, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 95, N° 3:451-73.
- Rao, V. M. (1969), Two Decomposition of Concentration Ratios, *Journal of the Royal Statistical Society Series A (General)*, Vol. 132(3):418-425.
- Runcinam, W. G. (1966), Relative Deprivation and Social Justice, Londres: Routledge and Keagan Paul.
- Schechtman, E. y S. Yitzhaki, S. (1987), A Measure of Association based on Gini's Mean Difference, *Communication in Statistics, Theory and Methods*, A16, N° 1: 207-31, January.
- Silber, J. (1989), Factor components, population subgroups and the computation of the Gini index of inequality, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71:105-15.
- Stark, O, E. Taylor y S. Yitzhaki (1986), Remittances and Inequality, *The Economic Journal*, Vol. 96, N° 383:722-740, September.
- STATCAN (Statistics Canada) (2006), Income of Canadians, the Daily, 30 March.
- Stuart, A. (1954), The correlation between variate-values and ranks in samples from a continuous distribution, *British Journal of Statistical Psychology*, Vol. 12:37-44.
- Székely, M. y M. Hilgert (1999), What's Behind the Inequality We Measure: An Investigation Using Latin American Data, Inter-American Development Bank, Research Department, Washington, D.C.
- Wodon, Q. y S. Yitzhaki (2002a), Desigualdad y Bienestar Social, Banco Mundial, Washington.
- ___ (2002b), Evaluating the Impact of Government Programs on Social Welfare: The Role of Targeting and the Allocation Rules among Programs Beneficiaries, *Public Finance Review*, Vol. 30, N° 2:102-123.
- Wodon, Q. et al. (2000), Poverty and Policy in Latin America and the Caribbean, *World Bank Technical Paper* No. 467:138, Washington.
- World Bank (2005), Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History? Washington D.C.
- ___ (2003), Inequality on Latin America and the Caribbean: Breaking with History, Washington D.C.
- Yitzhaki, S. (1999), A Public Finance Approach to Assessing Poverty Alleviation, *Working Paper* 8062, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- ___ (1990), On the Progressivity of Commodity Taxation, *Working Paper* N° 187, Department of Economics, Hebrew University, Jerusalem, Israel.
- ___ (1983), On an Extension of the Gini Index, *International Economic Review*, Department of Economics, University of Pennsylvania and Osaka University, vol. 24(3):617-28, October.
- ___ (1982), Relative deprivation and Economic Welfare, *European Economic Review* 17:99-113.
- ___ (1979), Relative deprivation and the Gini Coefficient, *Quarterly Journal of Economics* 93(2):321-324.

Anexo

Anexo estadístico

Con el propósito de ilustrar la manera en que se aplica el procedimiento de Lerman y Yitzhaki (1985) que se describió en el recuadro 1, en los cuadros A-1 y A-2 se presenta la descomposición del índice de Gini para los ingresos laborales para años cercanos a 1999 y 2005, respectivamente.

S_k representa la participación de los ingresos laborales en el ingreso *per capita*, en tanto que R_k cuantifica la correlación entre las percepciones laborales y el ingreso *per capita*. G_k es el índice de Gini de la fuente y el producto $S_k R_k G_k$ representa la contribución absoluta de las percepciones provenientes del mercado de trabajo en el valor del coeficiente de inequidad, mientras que $S_k R_k G_k / G$ se define como la contribución relativa del coeficiente de Gini de los sueldos, salarios y las ganancias en la desigualdad total.

CUADRO A-1
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS LABORALES EN EL
COEFICIENTE DE DESIGUALDAD DE GINI (circa 1999)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini	Gini Total
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)				
Argentina	71,6	0,899	0,572	0,368	0,683	0,954	-0,033	0,514	0,539
Bolivia	82,5	0,948	0,610	0,477	0,807	0,986	-0,011	0,578	0,586
Brasil	78,6	0,928	0,630	0,460	0,776	0,987	-0,010	0,585	0,593
Chile	75,1	0,936	0,617	0,434	0,775	1,032	0,024	0,578	0,560
Colombia	82,7	0,935	0,581	0,449	0,797	0,963	-0,030	0,543	0,564
Costa Rica	82,4	0,956	0,489	0,385	0,811	0,984	-0,013	0,468	0,475
Ecuador	90,2	0,962	0,551	0,478	0,910	1,018	0,016	0,530	0,521
EL Salvador	85,1	0,938	0,569	0,454	0,875	1,028	0,024	0,533	0,518
Guatemala	87,8	0,958	0,586	0,493	0,880	1,002	0,002	0,561	0,560
Honduras	82,0	0,954	0,571	0,447	0,792	0,966	-0,028	0,545	0,564
México	73,5	0,937	0,585	0,403	0,743	1,012	0,009	0,548	0,542
Nicaragua	88,5	0,969	0,596	0,511	0,876	0,990	-0,009	0,577	0,584
Panamá	76,4	0,927	0,575	0,407	0,759	0,994	-0,004	0,533	0,536
Paraguay	80,3	0,950	0,599	0,457	0,809	1,007	0,005	0,568	0,547
Rep. Dominicana	85,4	0,974	0,559	0,465	0,839	0,983	-0,014	0,544	0,554
Uruguay	59,2	0,773	0,546	0,250	0,569	0,961	-0,023	0,422	0,440
Venezuela	85,8	0,981	0,499	0,420	0,843	0,983	-0,015	0,489	0,498

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

El valor de η (EGI) representa la elasticidad Gini del ingreso laboral, y se interpreta como el cambio que se genera en el valor del coeficiente de desigualdad ante variaciones porcentuales en la participación de los ingresos laborales en el total del presupuesto del hogar.

CUADRO A-2
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS LABORALES EN EL
COEFICIENTE DE DESIGUALDAD DE GINI (circa 2005)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini	Gini Total
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)				
Argentina	76,0	0,921	0,567	0,397	0,754	0,990	-0,006	0,522	0,526
Bolivia	75,9	0,925	0,575	0,404	0,720	0,950	-0,040	0,532	0,561
Brasil	76,2	0,911	0,621	0,431	0,760	1,000	-0,003	0,566	0,568
Chile	72,2	0,926	0,574	0,384	0,735	1,020	0,014	0,532	0,522
Colombia	80,8	0,927	0,581	0,435	0,772	0,960	-0,036	0,539	0,564
Costa Rica	84,6	0,945	0,489	0,391	0,833	0,980	-0,013	0,462	0,470
Ecuador	86,3	0,945	0,528	0,430	0,839	0,970	-0,024	0,498	0,531
EL Salvador	79,3	0,893	0,562	0,398	0,807	1,020	0,015	0,502	0,493
Guatemala	84,0	0,964	0,585	0,474	0,870	1,040	0,032	0,564	0,543
Honduras	0,8	0,936	0,604	0,425	0,723	0,960	-0,028	0,565	0,587
México	74,5	0,936	0,573	0,399	0,756	1,020	0,012	0,536	0,528
Nicaragua	91,4	0,978	0,594	0,531	0,920	1,010	0,005	0,581	0,579
Panamá	71,1	0,920	0,587	0,384	0,705	0,990	-0,006	0,540	0,545
Paraguay	78,8	0,936	0,569	0,420	0,784	0,990	-0,005	0,532	0,536
Rep. Dominicana	81,1	0,961	0,593	0,462	0,812	1,000	0,002	0,570	0,569
Uruguay	56,1	0,757	0,581	0,247	0,547	0,970	-0,014	0,440	0,451
Venezuela	82,7	0,962	0,494	0,393	0,801	0,970	-0,026	0,475	0,490

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-3
AMÉRICA LATINA: COEFICIENTE DE GINI (circa 1999 Y 2005)

País	1999	2005
Argentina	0,539	0,526
Bolivia	0,586	0,561
Brasil	0,640	0,568
Chile	0,560	0,522
Colombia	0,572	0,564
Costa Rica	0,473	0,470
Ecuador	0,526	0,531
EL Salvador	0,518	0,493
Guatemala	0,560	0,543
Honduras	0,564	0,587
México	0,542	0,528
Nicaragua	0,584	0,579
Panamá	0,536	0,545
Paraguay	0,565	0,536
República Dominicana	0,554	0,569
Uruguay	0,440	0,451
Venezuela	0,498	0,490

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-4
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS LABORALES EN EL COEFICIENTE DE
DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA URBANA (circa 1999)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	71,6	0,899	0,572	0,368	0,683	0,954	-0,033	0,514
Bolivia	81,7	0,919	0,509	0,383	0,759	0,928	-0,058	0,468
Brasil	78,5	0,922	0,613	0,444	0,772	0,983	-0,013	0,565
Chile	75,8	0,935	0,605	0,429	0,776	1,023	0,018	0,565
Colombia	80,7	0,919	0,558	0,414	0,776	0,962	-0,031	0,513
Costa Rica	80,9	0,944	0,471	0,360	0,794	0,981	-0,015	0,445
Ecuador	90,2	0,962	0,551	0,478	0,910	1,018	0,016	0,530
EL Salvador	85,8	0,927	0,512	0,407	0,881	1,028	0,024	0,475
Guatemala	86,7	0,949	0,552	0,455	0,866	0,998	-0,002	0,524
Honduras	81,2	0,940	0,522	0,398	0,770	0,948	-0,042	0,491
México	74,5	0,922	0,532	0,366	0,742	0,996	-0,003	0,491
Nicaragua	87,2	0,958	0,567	0,474	0,860	0,986	-0,012	0,544
Panamá	76,8	0,921	0,552	0,390	0,761	0,992	-0,006	0,508
Paraguay	79,5	0,932	0,532	0,394	0,792	0,996	-0,003	0,495
Rep. Dominicana	84,3	0,969	0,553	0,452	0,821	0,974	-0,022	0,536
Uruguay	59,2	0,773	0,546	0,250	0,569	0,961	-0,023	0,422
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-5
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS LABORALES EN EL COEFICIENTE DE
DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA URBANA (circa 2005)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	76,0	0,921	0,567	0,397	0,754	0,992	-0,006	0,522
Bolivia	74,6	0,904	0,532	0,359	0,702	0,941	-0,044	0,481
Brasil	76,5	0,907	0,609	0,423	0,759	0,992	-0,006	0,552
Chile	73,0	0,928	0,563	0,382	0,738	1,011	0,008	0,523
Colombia	80,3	0,917	0,566	0,417	0,770	0,959	-0,033	0,519
Costa Rica	83,4	0,934	0,482	0,375	0,818	0,980	-0,016	0,450
Ecuador	86,3	0,945	0,528	0,430	0,839	0,972	-0,024	0,498
EL Salvador	79,6	0,877	0,523	0,365	0,803	1,009	0,007	0,459
Guatemala	86,4	0,960	0,561	0,465	0,874	1,027	0,023	0,538
Honduras	75,4	0,917	0,551	0,381	0,722	0,957	-0,032	0,505
México	75,7	0,928	0,534	0,375	0,754	0,996	-0,003	0,495
Nicaragua	91,5	0,976	0,582	0,519	0,929	1,015	0,014	0,568
Panamá	71,4	0,903	0,547	0,352	0,704	0,987	-0,009	0,494
Paraguay	77,5	0,918	0,542	0,386	0,767	0,989	-0,009	0,498
Rep. Dominicana	79,7	0,954	0,593	0,451	0,793	0,995	-0,004	0,565
Uruguay	56,1	0,757	0,581	0,247	0,547	0,974	-0,014	0,440
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-6
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS LABORALES EN EL COEFICIENTE DE
DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA RURAL (circa 1999)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	-							
Bolivia	88,3	0,974	0,655	0,563	0,881	0,997	-0,002	0,638
Brasil	79,9	0,913	0,589	0,429	0,793	0,993	-0,006	0,538
Chile	65,1	0,891	0,599	0,347	0,703	1,079	0,052	0,533
Colombia	90,1	0,955	0,563	0,484	0,892	0,990	-0,009	0,537
Costa Rica	84,5	0,964	0,473	0,385	0,845	1,000	0,000	0,456
Ecuador	-							
EL Salvador	82,4	0,905	0,529	0,394	0,854	1,035	0,029	0,478
Guatemala	89,5	0,952	0,546	0,465	0,911	1,018	0,016	0,520
Honduras	83,6	0,946	0,528	0,418	0,816	0,976	-0,020	0,499
México	69,9	0,930	0,613	0,398	0,720	1,030	0,021	0,570
Nicaragua	92,0	0,979	0,574	0,517	0,926	1,007	0,006	0,562
Panamá	74,0	0,908	0,554	0,372	0,728	0,984	-0,012	0,503
Paraguay	82,5	0,953	0,617	0,485	0,851	1,031	0,026	0,588
Rep. Dominicana	89,1	0,980	0,520	0,454	0,907	1,019	0,017	0,510
Uruguay	-							
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-7
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS LABORALES EN EL COEFICIENTE DE
DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA RURAL (circa 2005)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	-							
Bolivia	82,7	0,930	0,550	0,423	0,810	0,980	-0,017	0,511
Brasil	73,1	0,874	0,576	0,368	0,731	1,000	0,000	0,504
Chile	62,6	0,877	0,601	0,330	0,652	1,042	0,026	0,527
Colombia	84,7	0,932	0,492	0,388	0,794	0,937	-0,054	0,458
Costa Rica	87,4	0,958	0,467	0,391	0,882	1,009	0,008	0,448
Ecuador	-							
EL Salvador	78,2	0,875	0,544	0,372	0,816	1,044	0,035	0,476
Guatemala	80,9	0,952	0,518	0,399	0,849	1,049	0,040	0,493
Honduras	74,4	0,910	0,512	0,347	0,684	0,919	-0,060	0,466
México	69,5	0,910	0,560	0,354	0,727	1,047	0,033	0,509
Nicaragua	91,2	0,974	0,513	0,456	0,902	0,989	-0,010	0,500
Panamá	70,0	0,923	0,579	0,374	0,698	0,997	-0,002	0,535
Paraguay	82,5	0,954	0,562	0,442	0,846	1,025	0,021	0,536
Rep. Dominicana	85,0	0,975	0,572	0,474	0,876	1,030	0,025	0,558
Uruguay	-							
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-8
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS SALARIALES EN EL COEFICIENTE
DE DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA URBANA (circa 1999)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	41,8	0,642	0,621	0,166	0,308	0,739	-0,109	0,398
Bolivia	49,1	0,733	0,679	0,244	0,485	0,987	-0,007	0,497
Brasil	49,2	0,760	0,677	0,253	0,441	0,895	-0,052	0,515
Chile	44,9	0,715	0,629	0,202	0,366	0,815	-0,083	0,450
Colombia	49,9	0,766	0,675	0,258	0,484	0,970	-0,015	0,517
Costa Rica	58,9	0,759	0,561	0,251	0,553	0,939	-0,036	0,426
Ecuador	51,2	0,740	0,657	0,249	0,474	0,933	-0,034	0,486
EL Salvador	61,7	0,784	0,604	0,292	0,632	1,025	0,015	0,473
Guatemala	46,7	0,709	0,622	0,206	0,392	0,839	-0,075	0,441
Honduras	50,8	0,746	0,637	0,242	0,467	0,918	-0,041	0,475
México	48,6	0,707	0,579	0,199	0,404	0,832	-0,082	0,410
Nicaragua	53,3	0,776	0,651	0,269	0,488	0,916	-0,045	0,505
Panamá	62,6	0,855	0,624	0,334	0,651	1,040	0,025	0,533
Paraguay	48,4	0,720	0,611	0,213	0,429	0,885	-0,056	0,440
Rep. Dominicana	45,9	0,716	0,672	0,221	0,401	0,875	-0,057	0,481
Uruguay	42,3	0,636	0,612	0,165	0,374	0,885	-0,048	0,389
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-9
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS SALARIALES EN EL COEFICIENTE
DE DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA URBANA (circa 2005)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	43,8	0,645	0,599	0,169	0,322	0,735	-0,116	0,387
Bolivia	46,7	0,755	0,690	0,243	0,476	1,019	0,009	0,521
Brasil	50,9	0,764	0,657	0,256	0,459	0,901	-0,050	0,502
Chile	47,9	0,727	0,595	0,207	0,400	0,836	-0,079	0,432
Colombia	49,2	0,777	0,697	0,267	0,492	1,000	0,000	0,542
Costa Rica	65,6	0,819	0,565	0,303	0,661	1,009	0,006	0,463
Ecuador	51,2	0,760	0,660	0,257	0,484	0,979	-0,011	0,502
EL Salvador	53,5	0,711	0,631	0,240	0,527	0,986	-0,008	0,449
Guatemala	46,1	0,723	0,665	0,222	0,417	0,918	-0,038	0,481
Honduras	54,3	0,823	0,664	0,297	0,563	1,037	0,020	0,547
México	48,1	0,689	0,547	0,181	0,365	0,758	-0,117	0,377
Nicaragua	51,0	0,769	0,621	0,243	0,435	0,854	-0,075	0,477
Panamá	57,5	0,827	0,609	0,290	0,579	1,007	0,004	0,504
Paraguay	47,7	0,717	0,619	0,212	0,421	0,881	-0,057	0,444
Rep. Dominicana	29,7	0,574	0,704	0,120	0,211	0,711	-0,086	0,404
Uruguay	40,8	0,643	0,633	0,166	0,367	0,900	-0,041	0,407
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-10
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS SALARIALES EN EL COEFICIENTE
DE DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA RURAL (circa 1999)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	-							
Bolivia	41,1	0,884	0,876	0,319	0,498	1,211	0,087	0,775
Brasil	39,5	0,672	0,739	0,196	0,363	0,917	-0,033	0,497
Chile	34,4	0,547	0,629	0,118	0,240	0,697	-0,104	0,344
Colombia	59,3	0,829	0,713	0,351	0,646	1,089	0,053	0,591
Costa Rica	56,7	0,707	0,581	0,233	0,509	0,898	-0,058	0,410
Ecuador								
EL Salvador	54,6	0,745	0,639	0,260	0,563	1,031	0,017	0,476
Guatemala	32,9	0,490	0,634	0,102	0,200	0,609	-0,129	0,311
Honduras	33,7	0,671	0,761	0,172	0,336	0,997	-0,001	0,510
México	32,9	0,624	0,670	0,137	0,248	0,755	-0,080	0,418
Nicaragua	54,0	0,811	0,675	0,296	0,530	0,981	-0,010	0,547
Panamá	42,5	0,751	0,717	0,229	0,448	1,053	0,023	0,538
Paraguay	28,4	0,738	0,803	0,168	0,294	1,038	0,011	0,592
Rep. Dominicana	29,3	0,582	0,763	0,130	0,260	0,887	-0,033	0,444
Uruguay	-							
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-11
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS SALARIALES EN EL COEFICIENTE
DE DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA RURAL (circa 2005)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	-							
Bolivia	33,5	0,710	0,789	0,188	0,360	1,072	0,024	0,560
Brasil	36,8	0,616	0,716	0,162	0,322	0,814	-0,069	0,441
Chile	36,3	0,569	0,615	0,127	0,251	0,691	-0,112	0,350
Colombia	48,3	0,757	0,726	0,266	0,543	1,122	0,059	0,549
Costa Rica	66,9	0,824	0,560	0,309	0,695	1,039	0,026	0,461
Ecuador	-							
EL Salvador	52,0	0,670	0,622	0,217	0,476	0,915	-0,044	0,417
Guatemala	27,9	0,516	0,715	0,103	0,219	0,785	-0,060	0,369
Honduras	40,0	0,751	0,752	0,226	0,445	1,113	0,045	0,565
México	41,8	0,656	0,626	0,172	0,353	0,844	-0,065	0,410
Nicaragua	49,5	0,730	0,667	0,241	0,477	0,964	-0,018	0,487
Panamá	46,5	0,835	0,737	0,286	0,534	1,148	0,069	0,616
Paraguay	30,3	0,666	0,781	0,157	0,301	0,994	-0,002	0,520
Rep. Dominicana	20,4	0,439	0,758	0,068	0,125	0,614	-0,079	0,332
Uruguay	-							
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-12
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS POR GANANCIAS EN EL COEFICIENTE
DE DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA URBANA (circa 1999)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	29,9	0,785	0,862	0,202	0,375	1,255	0,076	0,676
Bolivia	32,6	0,588	0,721	0,138	0,274	0,841	-0,052	0,424
Brasil	29,3	0,752	0,865	0,190	0,331	1,131	0,038	0,650
Chile	31,0	0,825	0,888	0,227	0,410	1,307	0,095	0,732
Colombia	30,8	0,643	0,787	0,156	0,292	0,949	-0,016	0,506
Costa Rica	22,7	0,605	0,827	0,113	0,250	1,103	0,023	0,500
Ecuador	39,0	0,735	0,800	0,229	0,436	1,129	0,050	0,588
EL Salvador	24,1	0,585	0,819	0,115	0,250	1,035	0,009	0,478
Guatemala	40,1	0,777	0,800	0,249	0,474	1,183	0,073	0,622
Honduras	30,4	0,660	0,782	0,157	0,303	0,997	-0,001	0,516
México	25,9	0,738	0,871	0,166	0,338	1,305	0,079	0,643
Nicaragua	33,9	0,741	0,819	0,205	0,373	1,100	0,034	0,606
Panamá	14,2	0,471	0,848	0,057	0,111	0,779	-0,031	0,400
Paraguay	31,1	0,716	0,812	0,181	0,364	1,170	0,053	0,581
Rep. Dominicana	38,4	0,760	0,791	0,231	0,420	1,093	0,036	0,601
Uruguay	17,0	0,597	0,846	0,086	0,195	1,148	0,025	0,505
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-13
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS POR GANANCIAS EN EL COEFICIENTE
DE DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA URBANA (circa 2005)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	32,2	0,814	0,868	0,227	0,432	1,342	0,110	0,706
Bolivia	27,9	0,558	0,741	0,115	0,226	0,809	-0,053	0,413
Brasil	25,6	0,743	0,879	0,167	0,300	1,173	0,044	0,653
Chile	25,1	0,786	0,886	0,175	0,338	1,345	0,087	0,696
Colombia	31,1	0,628	0,772	0,151	0,278	0,895	-0,033	0,485
Costa Rica	17,9	0,494	0,815	0,072	0,157	0,877	-0,022	0,403
Ecuador	35,7	0,687	0,778	0,191	0,359	1,043	0,015	0,535
EL Salvador	26,1	0,592	0,812	0,126	0,276	1,056	0,015	0,480
Guatemala	40,3	0,768	0,786	0,243	0,457	1,152	0,061	0,604
Honduras	21,1	0,520	0,764	0,084	0,159	0,752	-0,052	0,397
México	27,6	0,790	0,889	0,194	0,389	1,412	0,113	0,702
Nicaragua	40,5	0,811	0,840	0,276	0,493	1,218	0,088	0,681
Panamá	13,9	0,526	0,860	0,063	0,125	0,903	-0,013	0,452
Paraguay	29,8	0,662	0,884	0,174	0,346	1,161	0,048	0,585
Rep. Dominicana	50,0	0,853	0,776	0,331	0,582	1,164	0,082	0,661
Uruguay	15,4	0,613	0,863	0,081	0,180	1,171	0,026	0,528
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-14
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS POR GANANCIAS EN EL COEFICIENTE
DE DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA RURAL (circa 1999)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	-							
Bolivia	47,2	0,758	0,685	0,245	0,383	0,811	-0,089	0,519
Brasil	40,3	0,731	0,790	0,233	0,430	1,067	0,027	0,578
Chile	30,7	0,845	0,881	0,229	0,463	1,330	0,101	0,745
Colombia	30,7	0,570	0,759	0,133	0,245	0,798	-0,062	0,433
Costa Rica	29,1	0,669	0,822	0,160	0,350	1,203	0,059	0,550
Ecuador	-							
EL Salvador	27,8	0,611	0,789	0,134	0,290	1,044	0,012	0,482
Guatemala	56,6	0,843	0,760	0,363	0,710	1,256	0,145	0,641
Honduras	50,0	0,725	0,679	0,246	0,481	0,962	-0,019	0,492
México	37,0	0,831	0,848	0,261	0,472	1,275	0,102	0,705
Nicaragua	37,9	0,723	0,806	0,221	0,396	1,044	0,017	0,583
Panamá	31,5	0,614	0,741	0,143	0,280	0,890	-0,035	0,455
Paraguay	54,2	0,800	0,733	0,318	0,557	1,027	0,015	0,586
Rep. Dominicana	59,8	0,802	0,676	0,324	0,648	1,083	0,050	0,542
Uruguay	-							
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-15
AMÉRICA LATINA: IMPORTANCIA DE LOS INGRESOS POR GANANCIAS EN EL COEFICIENTE
DE DESIGUALDAD DE GINI, EN EL ÁREA RURAL (circa 2005)

País	% del ingreso total S_k	Correlación de Gini R_k	Índice de Gini G_k	Contribución		Elasticidad η	Impacto marginal	Pseudo-Gini
				Absoluta ($S_k * R_k * G_k$)	Relativa ($S_k * R_k * G_k / G$)			
Argentina	-							
Bolivia	49,2	0,727	0,658	0,235	0,451	0,916	-0,041	0,478
Brasil	36,4	0,715	0,794	0,206	0,409	1,046	0,017	0,567
Chile	26,3	0,855	0,904	0,203	0,401	1,525	0,138	0,772
Colombia	36,4	0,500	0,676	0,123	0,251	0,690	-0,113	0,338
Costa Rica	20,5	0,496	0,814	0,083	0,186	0,909	-0,019	0,403
Ecuador	-							
EL Salvador	26,2	0,694	0,855	0,155	0,341	1,301	0,079	0,593
Guatemala	27,9	0,516	0,715	0,103	0,219	0,785	-0,060	0,369
Honduras	34,4	0,567	0,621	0,121	0,239	0,694	-0,105	0,352
México	27,6	0,780	0,844	0,182	0,375	1,355	0,098	0,659
Nicaragua	41,7	0,705	0,730	0,214	0,424	1,018	0,008	0,514
Panamá	23,5	0,504	0,742	0,088	0,164	0,698	-0,071	0,374
Paraguay	52,2	0,760	0,718	0,285	0,545	1,044	0,023	0,545
Rep. Dominicana	64,6	0,886	0,710	0,406	0,750	1,161	0,104	0,629
Uruguay	-							
Venezuela	-							

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-16
AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL INGRESO LABORAL EN EL INGRESO TOTAL
DEL HOGAR SEGÚN ÁREA GEOGRÁFICA (circa 1999 Y 2005)
(En porcentajes)

País	Nacional		Área urbana		Área rural	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	-	-	71,6	76,0	-	-
Bolivia	82,5	75,9	81,7	74,6	88,3	82,7
Brasil	78,6	76,2	78,5	76,5	79,9	73,1
Chile	75,1	72,2	75,8	73,0	65,1	62,6
Colombia	82,7	80,8	80,7	80,3	90,1	84,7
Costa Rica	82,4	84,6	80,9	83,4	84,5	87,4
Ecuador	-	-	90,2	86,3	-	-
EL Salvador	85,1	79,3	85,8	79,6	82,4	78,2
Guatemala	87,8	84,0	86,7	86,4	89,5	80,9
Honduras	82,0	0,8	81,2	75,4	83,6	74,4
México	73,5	74,5	74,5	75,7	69,9	69,5
Nicaragua	88,5	91,4	87,2	91,5	92,0	91,2
Panamá	76,4	71,1	76,8	71,4	74,0	70,0
Paraguay	80,3	78,8	79,5	77,5	82,5	82,5
Rep. Dominicana	85,4	81,1	84,3	79,7	89,1	85,0
Uruguay	-	-	59,2	56,1	-	-
Venezuela	85,8	82,7	-	-	-	-

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-17
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DEL INGRESO LABORAL SEGÚN
ÁREA GEOGRÁFICA (circa 1999 Y 2005)

País	Nacional		Área urbana		Área rural	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	-	-	0,95	0,99	-	-
Bolivia	0,99	0,95	0,93	0,94	1,00	0,98
Brasil	0,99	1,00	0,98	0,99	0,99	1,00
Chile	1,03	1,02	1,02	1,01	1,08	1,04
Colombia	0,96	0,96	0,96	0,96	0,99	0,94
Costa Rica	0,98	0,98	0,98	0,98	1,00	1,01
Ecuador	-	-	1,02	0,97	-	-
EL Salvador	1,03	1,02	1,03	1,01	1,04	1,04
Guatemala	1,00	1,04	1,00	1,03	1,02	1,05
Honduras	0,97	0,96	0,95	0,96	0,98	0,92
México	1,01	1,02	1,00	1,00	1,03	1,05
Nicaragua	0,99	1,01	0,99	1,01	1,01	0,99
Panamá	0,99	0,99	0,99	0,99	0,98	1,00
Paraguay	1,01	0,99	1,00	0,99	1,03	1,03
Rep. Dominicana	0,98	1,00	0,97	1,00	1,02	1,03
Uruguay	-	-	0,96	0,97	-	-
Venezuela	0,98	0,97	-	-	-	-

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-18
AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL INGRESO SALARIAL EN EL INGRESO TOTAL
DEL HOGAR SEGÚN ÁREA GEOGRÁFICA (circa 1999 Y 2005)
(En porcentajes)

País	Nacional		Área urbana		Área rural	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	-	-	41,8	43,8	-	-
Bolivia	48,2	44,6	49,1	46,7	41,1	33,5
Brasil	48,4	49,8	49,2	50,9	39,5	36,8
Chile	44,2	46,9	44,9	47,9	34,4	36,3
Colombia	51,9	49,1	49,9	49,2	59,3	48,3
Costa Rica	58,0	66,0	58,9	65,6	56,7	66,9
Ecuador	-	-	51,2	51,2	-	-
EL Salvador	60,2	53,1	61,7	53,5	54,6	52,0
Guatemala	41,2	38,2	46,7	46,1	32,9	27,9
Honduras	45,3	50,5	50,8	54,3	33,7	40,0
México	45,0	46,9	48,6	48,1	32,9	41,8
Nicaragua	53,5	50,7	53,3	51,0	54,0	49,5
Panamá	59,5	55,5	62,6	57,5	42,5	46,5
Paraguay	43,2	43,1	48,4	47,7	28,4	30,3
Rep. Dominicana	42,1	27,3	45,9	29,7	29,3	20,4
Uruguay	-	-	42,3	40,8	-	-
Venezuela	45,3	43,8	-	-	-	-

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-19
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DE SALARIOS SEGÚN
ÁREA GEOGRÁFICA (circa 1999 Y 2005)

País	Nacional		Área urbana		Área rural	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	-	-	0,74	0,74	-	-
Bolivia	1,07	1,06	0,99	1,02	1,21	1,07
Brasil	0,92	0,92	0,90	0,90	0,92	0,81
Chile	0,83	1,32	0,81	0,84	0,70	0,69
Colombia	0,99	0,92	0,97	1,00	1,09	1,12
Costa Rica	0,93	1,11	0,94	1,01	0,90	1,04
Ecuador	-	-	0,93	0,98	-	-
EL Salvador	1,03	1,02	1,02	0,99	1,03	0,92
Guatemala	0,85	1,14	0,84	0,92	0,61	0,78
Honduras	1,01	0,91	0,92	1,04	1,00	1,11
México	0,88	1,22	0,83	0,76	0,76	0,84
Nicaragua	0,94	1,07	0,92	0,85	0,98	0,96
Panamá	1,07	0,74	1,04	1,01	1,05	1,15
Paraguay	0,99	0,97	0,88	0,88	1,04	0,99
Rep. Dominicana	0,93	1,04	0,87	0,71	0,89	0,61
Uruguay	-	-	0,89	0,90	-	-
Venezuela	0,85	0,79	-	-	-	-

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-20
AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL INGRESO POR GANANCIAS EN EL INGRESO TOTAL DEL
HOGAR SEGÚN ÁREA GEOGRÁFICA (circa 1999 Y 2005)
(En porcentajes)

País	Nacional		Área urbana		Área rural	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	-	-	29,9	32,2	-	-
Bolivia	34,3	31,4	32,6	27,9	47,2	49,2
Brasil	30,2	26,4	29,3	25,6	40,3	36,4
Chile	31,0	25,2	31,0	25,1	30,7	26,3
Colombia	30,8	31,7	30,8	31,1	30,7	36,4
Costa Rica	25,3	18,7	22,7	17,9	29,1	20,5
Ecuador	-	-	39,0	35,7	-	-
EL Salvador	24,9	26,1	24,1	26,1	27,8	26,2
Guatemala	46,6	45,8	40,1	40,3	56,6	27,9
Honduras	36,7	24,7	30,4	21,1	50,0	34,4
México	28,4	27,6	25,9	27,6	37,0	27,6
Nicaragua	34,9	40,7	33,9	40,5	37,9	41,7
Panamá	16,9	15,7	14,2	13,9	31,5	23,5
Paraguay	37,2	35,7	31,1	29,8	54,2	52,2
Rep. Dominicana	43,3	53,8	38,4	50,0	59,8	64,6
Uruguay	-	-	17,0	15,4	-	-
Venezuela	40,5	38,9	-	-	-	-

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

CUADRO A-21
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DE GANANCIAS SEGÚN
ÁREA GEOGRÁFICA (circa 1999 Y 2005)

País	Nacional		Área urbana		Área rural	
	1999	2005	1999	2005	1999	2005
Argentina	-	-	1,25	1,34	-	-
Bolivia	0,87	0,79	0,84	0,81	0,81	0,92
Brasil	1,09	1,13	1,13	1,17	1,07	1,05
Chile	0,84	1,35	1,31	1,35	1,33	1,53
Colombia	1,01	0,87	0,95	0,89	0,80	0,69
Costa Rica	1,01	0,89	1,10	0,88	1,20	0,91
Ecuador	-	-	1,13	1,04	-	-
EL Salvador	0,97	1,12	1,04	1,06	1,04	1,30
Guatemala	0,99	1,08	1,18	1,15	1,26	0,78
Honduras	1,09	0,70	1,00	0,75	0,96	0,69
México	0,83	1,32	1,30	1,41	1,27	1,36
Nicaragua	0,90	1,13	1,10	1,22	1,04	1,02
Panamá	1,05	0,79	0,78	0,90	0,89	0,70
Paraguay	1,03	1,03	1,17	1,16	1,03	1,04
Rep. Dominicana	0,73	1,14	1,09	1,16	1,08	1,16
Uruguay	-	-	1,15	1,17	-	-
Venezuela	1,13	1,18	-	-	-	-

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

- **Elasticidad-Gini del ingreso laboral según área geográfica:**

GRÁFICO A-1
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DEL INGRESO LABORAL, A NIVEL NACIONAL
 (circa 1999 Y 2005)

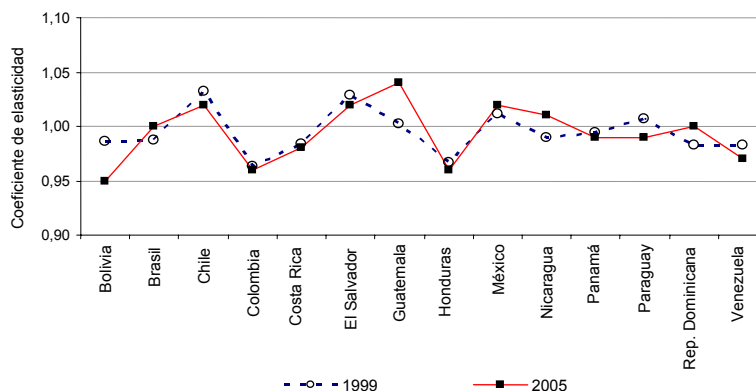


GRÁFICO A-2
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DEL INGRESO LABORAL, EN EL ÁREA URBANA
 (circa 1999 Y 2005)

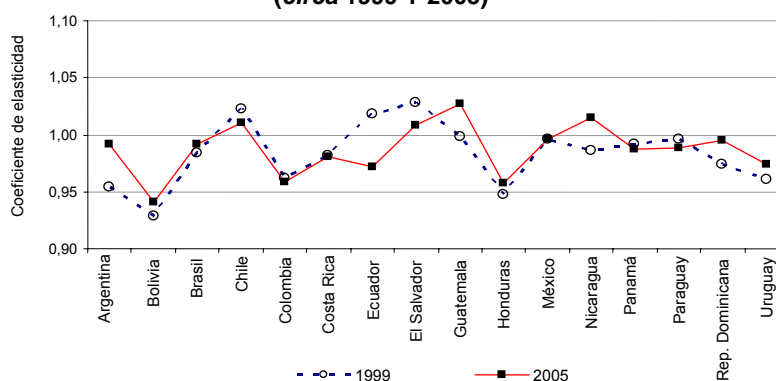
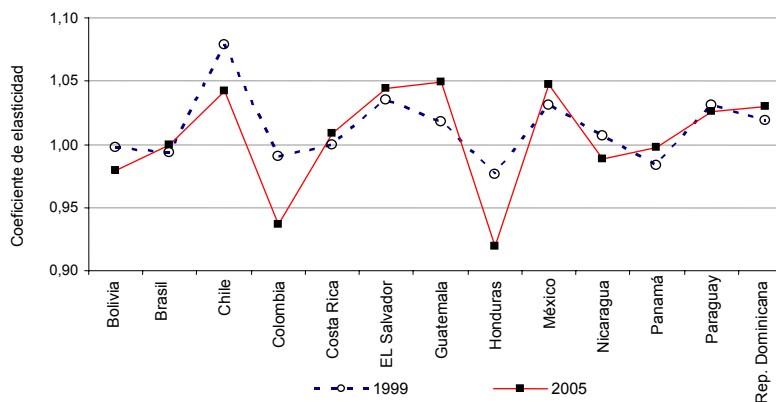


GRÁFICO A-3
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DEL INGRESO LABORAL, EN EL ÁREA RURAL
 (circa 1999 Y 2005)



Fuente para los tres gráficos: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

- **Elasticidad-Gini del ingreso salarial según área geográfica:**

GRÁFICO A-4
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DE SALARIOS, A NIVEL NACIONAL
 (circa 1999 Y 2005)

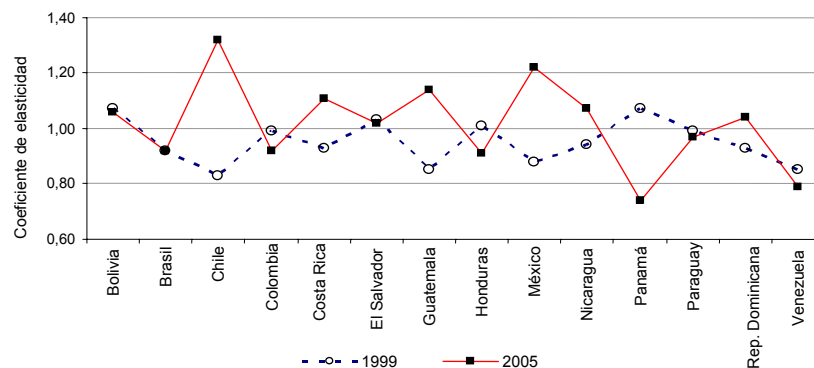


GRÁFICO A-5
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DE SALARIOS, EN EL ÁREA URBANA
 (circa 1999 Y 2005)

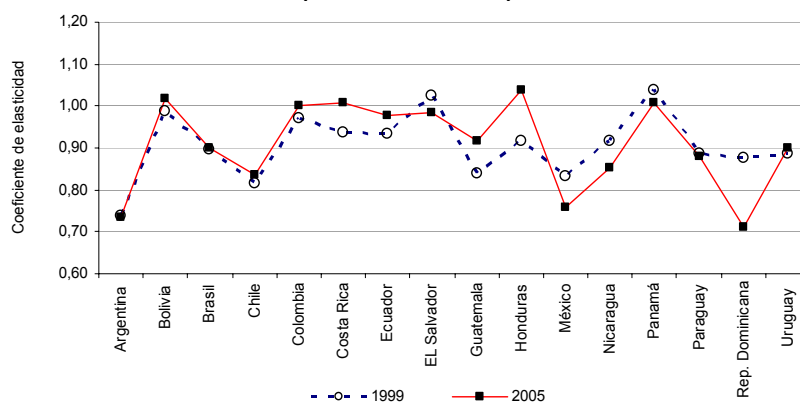
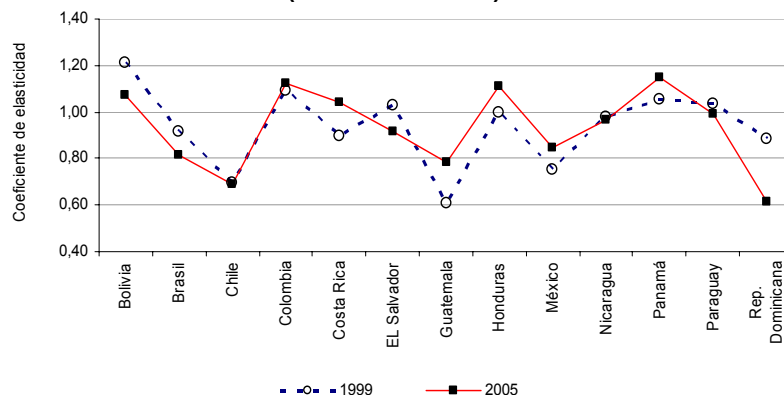


GRÁFICO A-6
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DE SALARIOS, EN EL ÁREA RURAL
 (circa 1999 Y 2005)



Fuente para los tres gráficos: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.

- **Elasticidad-Gini del ingreso por ganancias según área geográfica:**

GRÁFICO A-7
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DE GANANCIAS, A NIVEL NACIONAL
 (circa 1999 Y 2005)

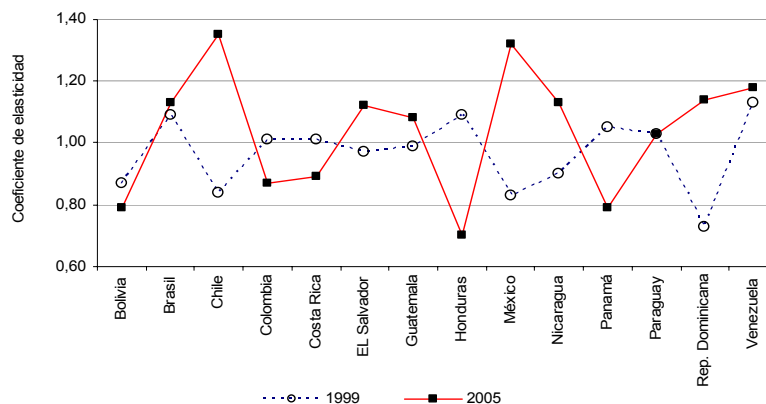


GRÁFICO A-8
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DE GANANCIAS, EN EL ÁREA URBANA
 (circa 1999 Y 2005)

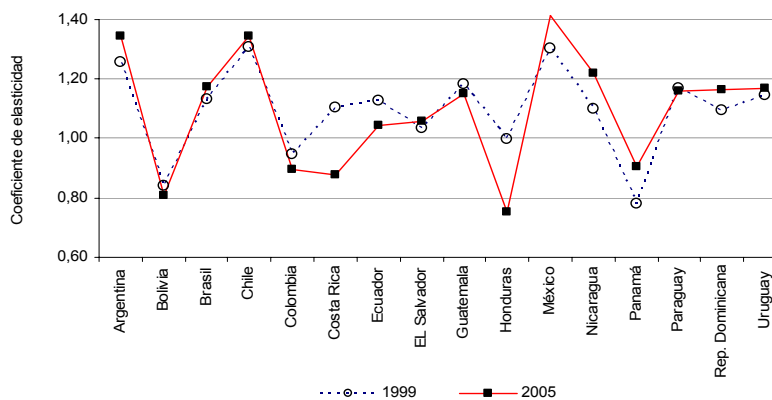
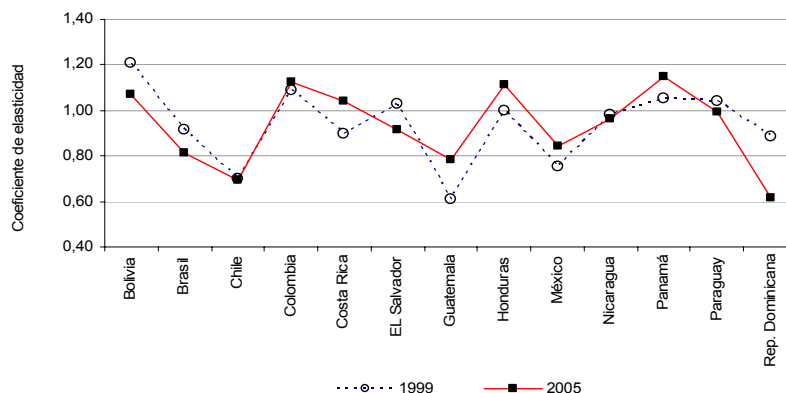


GRÁFICO A-9
AMÉRICA LATINA: ELASTICIDAD-GINI DE GANANCIAS, EN EL ÁREA RURAL
 (circa 1999 Y 2005)



Fuente para los tres gráficos: Cálculos de los autores sobre la base de datos de las Encuestas de Hogares.



Serie

CEPAL

estudios estadísticos y prospectivos

Números publicados

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

63. Descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para América Latina 1999-2005, Fernando Medina y Marco Galván (LC/L.2911-P), N° de venta S.08.II.G.45, (US\$ 10.00), junio, 2008.
62. Propuesta de ampliación del segundo objetivo de desarrollo del Milenio: un estado de avance, Pablo Villatoro (LC/L.2856-P), N° de venta S.07.II.G.179, (US\$ 10.00), diciembre, 2007.
61. Retirada
60. La medición del ingreso para los estudios de pobreza en América Latina: aspectos conceptuales y empíricos, Luis Beccaria (LC/L. 2802-P), N° de venta S.07.II.G.135, (US\$ 10.00), diciembre, 2007.
59. Descomponiendo la desigualdad salarial en América Latina: ¿Una década de cambios?, Dante Contreras y Sebastián Gallegos (LC/L. 2789-P), N° de venta S.07.II.G.127, (US\$ 10.00), noviembre, 2007.
58. Pobreza en dimensiones distintas al ingreso, Osvaldo Larrañaga (LC/L.2785-P), N° de venta S.07.II.G.118, (US\$ 10.00), octubre, 2007.
57. El séptimo objetivo del Milenio en América Latina y el Caribe: avances al 2007, Rayén Quiroga (LC/L.2782-P), N° de venta S.07.II.G.116, (US\$ 10.00), octubre, 2007.
56. Principios y aplicación de las nuevas necesidades de energía según el Comité de Expertos FAO/OMS 2004, Erik Díaz Bustos (LC/L.2780-P), N° de venta S.07.II.G.114, (US\$ 10.00), agosto, 2007.
55. La cohesión social en los países desarrollados: conceptos e indicadores, sin autor (LC/L.2781-P), N° de venta S.07.II.G.115, (US\$ 10.00), agosto, 2007.
54. Imputación de datos: teoría y práctica, Fernando Medina y Marco Galván (LC/L.2772-P), N° de venta S.07.II.G.109, (US\$ 10.00), julio, 2007.
53. Indicadores de los objetivos de desarrollo del Milenio en América Latina y el Caribe: una comparación entre datos nacionales e internacionales, Simone Cecchini e Irene Azócar (LC/L.2767-P), N° de venta S.07.II.G.103, (US\$ 10.00), julio, 2007.
52. Transversalizando la perspectiva de género en los objetivos de desarrollo del milenio, Daniela Zapata (LC/L.2764-P), N° de venta S.07.II.G.100, (US\$ 10.00), junio 2007.
51. Un sistema de indicadores líderes compuestos para la región de América Latina, Mauricio Gallardo y Michael Pedersen (LC/L. 2728-P), N° de venta S.07.II.G.66, (US\$ 10.00), mayo, 2007.
50. Propuesta regional de indicadores complementarios al Objetivo de Desarrollo del Milenio 7: “Garantizar la sostenibilidad del medio ambiente”, Rayén Quiroga Martínez, (LC/L.2746-P), N° de venta S.07.II.G.84, (US\$ 10.00), mayo, 2007.
49. Indicadores líderes compuestos. Resumen de metodologías de referencia para construir un indicador regional en América Latina, Mauricio Gallardo y Michael Pedersen (LC/L.2707-P), N° de venta S.07.II.G.55, (US\$ 10.00), abril, 2007.
48. The millennium development goals: opportunities and challenges for national statistical systems in Latin America and the Caribbean, (LC/L.2673-P), N° de venta E.07.II.G.40, (US\$ 10.00), March, 2007.
47. El consumo aparente de energía fósil en los países latinoamericanos hacia 1925: una propuesta metodológica a partir de las estadísticas de comercio exterior, Mauricio Folchi y María del Mar Rubio (LC/L.2658-P), N° de venta S.07.II.G.9, (US\$ 10.00), enero, 2007
46. El método DEA y su aplicación al estudio del sector energético y las emisiones de CO₂ en América Latina y el Caribe, Andrés Schuschny (LC/L.2657-P), N° de venta S.07.II.G.8, (US\$ 10.00), enero, 2007.
45. Can Latin America Fly? Revising its engines of growth, Hubert Escaith (LC/L.2605-P), N° de venta E.06.II.G.125, (US\$ 10.00), September, 2006.
44. Importaciones y modernización económica en América Latina durante la primera mitad del siglo XX. Las claves de un programa de investigación, Albert Carreras, Mauricio Folchi, André Hofman, Mar Rubio, Xavier Tafunell y César Yáñez (LC/L.2583-P), N° de venta S.06.II.G.113, (US\$ 10.00), septiembre, 2006.
43. La medición de los Objetivos de Desarrollo del Milenio en las áreas urbanas de América Latina, Simone Cecchini, Jorge Rodríguez y Daniela Simioni (LC/L.2537-P), N° de venta S.06.II.G.64, (US\$ 10.00), junio, 2006.

42. Latin America and the Caribbean. Projections 2006-2007. Economic Projections Centre, (LC/L.2528-P), Sales No. E.06.II.G.55, (US\$ 10.00), June, 2006.
42. América Latina y el Caribe: proyecciones 2006-2007, Centro de Proyecciones Económicas (LC/L.2528-P), N° de venta S.06.II.G.55, (US\$ 10.00), abril, 2006.
41. Propuesta para un compendio Latinoamericano de indicadores sociales, Unidad de Estadísticas Sociales, (LC/L.2471-P), N° de venta S.06.II.G.15, (US\$ 10.00), diciembre 2005.
40. Oportunidades digitales, equidad y pobreza en América Latina: ¿Qué podemos aprender de la evidencia empírica? Simone Cecchini, (LC/L.2459-P), N° de venta S.05.II.G.206, (US\$ 10.00), diciembre 2005.
39. El seguimiento de los objetivos de desarrollo del milenio: oportunidades y retos para los Sistemas Nacionales de Estadística, José L. Cervera Ferri, (LC/L.2458-P), N° de venta S.05.II.G.204, (US\$ 10.00), diciembre, 2005
38. Elementos teóricos del ajuste estacional de series económicas utilizando X-12-ARIMA y TRAMO-SEATS, Francisco G. Villarreal (LC/L.2457-P), N° de venta S.05.II.G.203, (US\$ 10.00), diciembre 2005.
37. Tópicos sobre el Modelo de Insumo-Producto: teoría y aplicaciones, Andrés Ricardo Schuschny, (LC/L.2444-P), N° de venta S.05.II.G.191, (US\$ 10.00), diciembre 2005.
36. Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile, Claudio Aravena, (LC/L.2434-P), N° de venta S.05.II.G.180, (US\$ 10.00), diciembre de 2005.
35. Propuesta metodológica para el desarrollo y la elaboración de estadísticas ambientales en países de América Latina y el Caribe, Dharmo Rojas, (LC/L.2398-P), N° de venta S.05.II.G.143, (US\$ 10.00), octubre, 2005.
34. Indicadores sociales en América Latina y el Caribe, Simone Cecchini, (LC/L.2383-P), N° de venta S.05.II.G.127, (US\$ 10.00), septiembre, 2005.
33. El acuerdo de libre comercio Mercosur-Comunidad Andina de Naciones: una evaluación cuantitativa, Daniel Berrettoni y Martín Cicowiez (LC/L.2310-P), N° de venta S.05.II.G.59, (US\$ 10.00), abril, 2005.
32. América Latina y el Caribe: proyecciones 2005, Centro de Proyecciones Económicas (CPE), (LC/L.2297-P), N° de venta S.05.II.G.45, (US\$ 10.00), abril, 2005.
31. Metodología de proyecciones económicas para América Latina: formulación de proyecciones de corto plazo a partir de la base de datos de coyuntura, Centro de Proyecciones Económicas, (LC/L.2296-P), N° de venta S.05.II.G.44, (US\$ 10.00), abril, 2005.
30. Cuentas ambientales: conceptos, metodologías y avances en los países de América Latina y el Caribe, Farid Isa, Marcelo Ortúzar y Rayén Quiroga, (LC/L.2229-P), N° de venta: S.04.II.G.151, (US\$ 10.00), enero, 2005.
29. Crecimiento económico, creación y erosión de empleo: un análisis intersectorial, Gabriel Gutiérrez (LC/L.2199-P), N° de venta S.04.II.G.125, (US\$ 10.00), octubre, 2004.
28. Un enfoque contable y estructural al crecimiento y la acumulación en Brasil y México, (1983-2000), (LC/L.2188-P), N° de venta S.04.II.G.116, (US\$ 10.00), diciembre, 2004.
27. Proyecciones de América Latina y el Caribe, 2004, Centro de Proyecciones Económicas (LC/L.2144-P), N° de venta S.04.II.G.72, (US\$ 10.00), mayo, 2004.
26. Estados Unidos: ¿Una nueva economía, o más de lo mismo?, Gunilla Ryd (LC/L.2043-P), N° de venta S.03.II.G.202, (US\$ 10.00), diciembre, 2003.
25. Potential output in Latin America: a standard approach for the 1950-2002 period, André A. Hofman, Heriberto Tapia, (LC/L.-2042P), Sales No. E.03.II.G.205, (US\$ 10.00), December, 2003.
24. El desarrollo económico de América Latina en épocas de globalización-una agenda de investigación, Albert Carreras, André A. Hofman, Xavier Tafunell y César Yáñez, (LC/L.2033-P), N° de venta S.03.II.G.197, (US\$ 10.00), diciembre, 2003.

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

Nombre:
 Actividad:
 Dirección:
 Código postal, ciudad, país:
 Tel.: Fax: E.mail: