

# ESTUDIOS ESTADÍSTICOS

## **Crecimiento económico, pobreza y distribución del ingreso**

Fundamentos teóricos y evidencia empírica  
para América Latina, 1997-2007

Fernando Medina  
Marco Galván



NACIONES UNIDAS

CEPAL

ESTUDIOS  
ESTADÍSTICOS  
TICOS

# ESTUDIOS ESTADÍSTICOS

## Crecimiento económico, pobreza y distribución del ingreso

Fundamentos teóricos y evidencia empírica  
para América Latina, 1997-2007

Fernando Medina  
Marco Galván



NACIONES UNIDAS

CEPAL

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 Estadísticas de la CEPAL.

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 1680-8770

LC/L.3689

Copyright © Naciones Unidas, marzo de 2014. Todos los derechos reservados

Impreso en Naciones Unidas, Santiago de Chile

---

Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Solo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas de tal reproducción.

# Índice

---

<b>Resumen</b> .....	5
<b>I. Introducción</b> .....	7
<b>II. Metodología</b> .....	11
A. Métodos para descomponer el cambio en los índices de pobreza .....	13
1. Planteamiento del problema .....	13
2. Método estático de Kakwani (1990) (KE) .....	14
3. Método Kakwani y Subbarao (1990) (KS) .....	18
4. Método de Jain y Tendulkar (1991) (JT) .....	20
5. Método de Datt y Ravallion (1992) (DRCR) .....	20
6. Método dinámico de Kakwani (1997) (KD) .....	22
7. Método de Mahmoudi (2001) (M) .....	24
8. Método de Son (2003) (S) .....	26
9. Método de Araar y Taiwo (2006) (AT) .....	28
<b>III. Significancia estadística de los cambios en los índices de pobreza</b> .....	33
<b>IV. Manejo de la línea de pobreza: indexación y normalización del ingreso</b> .....	37
<b>V. La fuente de datos</b> .....	41
<b>VI. Resultados</b> .....	43
A. Robustez estadística de los cambios en el ingreso per cápita .....	43
B. Robustez estadística de los cambios en la incidencia de la pobreza .....	45
C. Robustez estadística de los cambios en el coeficiente de Gini .....	47
D. Evolución de la pobreza 1997-2007 .....	55
E. Descomposición de los índices de pobreza .....	56
F. Participación del crecimiento y la desigualdad en la pobreza .....	70
G. Efectos crecimiento y distribución por nivel de desigualdad .....	73
H. El crecimiento es importante, la desigualdad también .....	76

<b>VII. Conclusiones</b> .....	83
<b>Bibliografía</b> .....	85
<b>Serie Estudios Estadísticos: número publicados</b> .....	89

### Cuadros

CUADRO 1 PROCEDIMIENTOS PARA DESCOMPONER LOS CAMBIOS EN EL ÍNDICE DE POBREZA .....	31
CUADRO 2 AMÉRICA LATINA: ENCUESTAS DE HOGARES UTILIZADAS, TIPO DE ENCUESTA AÑO Y COBERTURA GEOGRÁFICA .....	42
CUADRO 3 AMÉRICA LATINA: ROBUSTEZ ESTADÍSTICA DE LOS CAMBIOS EN EL INGRESO PER CÁPITA NORMALIZADO, CIRCA 1997, 2002 Y 2007.....	44
CUADRO 4 AMÉRICA LATINA: ROBUSTEZ ESTADÍSTICA DE LOS CAMBIOS EN LA TASA DE POBREZA, CIRCA 1997, 2002 Y 2007 .....	46
CUADRO 5 AMÉRICA LATINA: ROBUSTEZ ESTADÍSTICAS DE LOS CAMBIOS EN EL COEFICIENTE DE GINI, CIRCA 1997, 2002 Y 2007.....	48
CUADRO 6 AMÉRICA LATINA: ESTIMADORES DE CAMBIO NO SIGNIFICATIVOS, CIRCA 1997, 2002 Y 2007 .....	49
CUADRO 7 AMÉRICA LATINA: ROBUSTEZ ESTADÍSTICA DE LOS CAMBIOS EN POBREZA, CRECIMIENTO Y DISTRIBUCIÓN, CIRCA 1997, 2002 Y 2007.....	50
CUADRO 8 AMÉRICA LATINA: ERRORES DE MUESTREO DEL ESTIMADOR DE CAMBIO EN LA POBREZA, EFECTOS CRECIMIENTO Y DISTRIBUCIÓN, PAÍSES SELECCIONADOS, CIRCA 2001-2007 .....	54
CUADRO 9 AMÉRICA LATINA: TENDENCIAS EN LA EVOLUCIÓN DEL INGRESO PER CÁPITA, LA POBREZA Y LA DESIGUALDAD, CIRCA 1997, 2002 Y 2007 .....	55
CUADRO 10 AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO ABSOLUTO EN LA TASA DE POBREZA, CIRCA 1997, 2002 Y 2007 .....	58
CUADRO 11 AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN LA TASA DE DE POBREZA, CIRCA 1997, 2002 Y 2007.....	68
CUADRO 12 AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA DESIGUALDAD EN EL CAMBIO DE LA TASA DE POBREZA, CIRCA 1997, 2002 Y 2007 .....	71
CUADRO 13 AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN LA POBREZA POR CRECIMIENTO Y REDISTRIBUCIÓN SEGÚN NIVEL DE DESIGUALDAD, CIRCA 1997, 2002 Y 2007 .....	74
CUADRO 14 AMÉRICA LATINA: EFECTO CRECIMIENTO Y DISTRIBUCIÓN EN LOS CAMBIOS DE LA TASA DE POBREZA, 1997-2007 .....	76
CUADRO 15 AMÉRICA LATINA: CONTRIBUCIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA REDISTRIBUCIÓN AL CAMBIO EN LA POBREZA, CIRCA 1997-2007 .....	77
CUADRO 16 AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA REDISTRIBUCIÓN EN LA REDUCCIÓN DE LA POBREZA, CIRCA 1997-2007 .....	80

### Gráfico

GRÁFICO 1 AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA DESIGUALDAD EN LA REDUCCIÓN DE LA POBREZA, CIRCA 1997-2007 .....	78
---	----

### Recuadro

RECUADRO 1 PARTICIPACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA DESIGUALDAD EN LA EVOLUCIÓN DE LA POBREZA .....	79
--	----

## Resumen

---

En este trabajo se presenta evidencia que permite conocer la contribución del crecimiento y la desigualdad a la evolución de la pobreza a partir de distintas metodologías. Los resultados demuestran que los procedimientos bilaterales generan resultados similares y confirman que el ingreso fue el factor preponderante para explicar la reducción de la pobreza durante el decenio 1997-2007. No obstante, los progresos alcanzados en materia de desigualdad se identifican como un factor a tener en cuenta para explicar la caída de la pobreza durante el quinquenio 2002-2007, especialmente en países donde históricamente se ha observado mayor rigidez a mejorar la equidad distributiva. Los resultados confirman que es posible abatir la pobreza a partir de políticas que tengan como objetivo prioritario reducir el nivel de inequidad en la distribución del ingreso, sobre todo en los países de mayor desarrollo relativo, en tanto que en las economías de menores recursos se requiere, además, incrementar el ingreso de las familias menos favorecidas como condición necesaria para reducir la pobreza. Los datos examinados permiten afirmar, asimismo, que una combinación adecuada de políticas que incrementen el ingreso y mejoren su distribución generaría un círculo virtuoso de reducción rápida y sostenida de la pobreza.



## I. Introducción

---

En la actualidad se mantiene el debate acerca de la influencia que ejerce el crecimiento económico en la reducción de la pobreza. Una de las razones de este renovado interés se explica por el compromiso asumido por los países miembros de la Organización de las Naciones Unidas (ONU) con relación a las denominadas Metas de Desarrollo del Milenio, que establecen como uno de sus objetivos prioritarios la reducción de la tasa de pobreza en el 2015 a la mitad del valor reportado en 1990.

Al respecto, algunos postulan que para alcanzar este propósito es suficiente impulsar el crecimiento del producto interno bruto (PIB) y afirman que no se requiere mejorar la distribución del ingreso y que la intervención del Estado en materia social se justifica sólo en situaciones extremas a partir de criterios selectivos.

La evidencia acredita, no obstante, que el desempeño de la economía tiene un papel preponderante en la reducción de la pobreza, pero también se demuestra que por sí mismo es insuficiente para alentar su baja sostenida. Por esta razón, en los últimos años han proliferado investigaciones que analizan la relación entre la capacidad de la economía para propiciar el crecimiento y sus efectos en la reducción de la pobreza y la desigualdad.

Si la pobreza sólo dependiera del ingreso, no cabe ninguna duda que su abatimiento se lograría alentando únicamente el crecimiento del PIB. No obstante, la evidencia demuestra que la evolución del ingreso genera alteraciones en la forma de la curva de Lorenz, de ahí que se postule que cualquier política antipobreza debe ser examinada teniendo en cuenta los cambios que el crecimiento de la producción genera en la concentración del ingreso.

La mayoría de los estudios que examinan la relación entre el crecimiento económico y la evolución de la pobreza, sustentan sus conclusiones en información de corte transversal y estiman coeficientes de elasticidad promedio para conocer la sensibilidad de los índices de pobreza al crecimiento del PIB.

No obstante, en estos trabajos es habitual desconocer que existen problemas de comparabilidad entre países debido a que las encuestas difieren respecto de su cobertura geográfica, la calidad de la información, la fecha de ejecución y el marco conceptual utilizado para la medición del ingreso, entre otros aspectos técnicos y metodológicos que conspiran en contra de la estricta comparabilidad de las

fuentes de información limitando la utilidad de los resultados al momento de extrapolar las tendencias por país a partir de promedios regionales.

Asimismo, es común pasar por alto que los coeficientes de elasticidad difieren entre países, lo cual significa ignorar que una misma tasa de crecimiento del ingreso genera cambios de distinta magnitud en la pobreza y la inequidad debido a diferencias en el grado de desarrollo de la economía, el registro de pobreza observado y la situación que se reporta en materia de desigualdad.

Quienes postulan que el crecimiento es suficiente para alentar la reducción de la pobreza no tienen en cuenta que es habitual que su desempeño genere efectos regresivos en la equidad, favoreciendo en la mayoría de los casos a las familias ubicadas en la parte alta de la curva de ingresos.

La evidencia confirma que los cambios en los indicadores de pobreza dependen del ingreso medio y de su distribución, y ante el aumento del presupuesto familiar cabe esperar que la pobreza se reduzca sin desconocer que también podrían generarse tensiones distributivas que agudicen la concentración del ingreso reduciendo la participación de los más pobres en el ingreso total.

La relación entre el crecimiento y la desigualdad ha sido profusamente examinada<sup>1</sup> y en los últimos años se ha reabierto el debate acerca de la pertinencia de que las políticas públicas asuman como objetivo central la reducción de la inequidad para potenciar el crecimiento y la disminución de la pobreza.

En este sentido, han proliferado estudios que analizan desde ópticas muy diferentes la calidad del crecimiento y de manera especial sus efectos en la pobreza (véase, por ejemplo, Kakwani y Pernia (2000), Ravallion y Datt (2002), Kakwani, Khandker y Son (2003).

Durante el quinquenio 2000-2005 en América Latina se concretaron importantes avances en materia de pobreza y con el propósito de derivar lecciones que conduzcan a identificar buenas prácticas se considera útil profundizar acerca de los principales factores que contribuyeron a perfilar esa tendencia auspiciosa.

Las cifras de 2007 aportadas por la CEPAL contabilizaron alrededor de 184 millones de personas en situación de pobreza, de las cuales 68 millones se ubicaron en condiciones de indigencia (CEPAL, 2010). Esta trayectoria representa una baja significativa cuando se le compara con los niveles observados en 2005.

No obstante, ante el entorno recesivo que se mantiene en las economías de la eurozona y de los Estados Unidos de América, se han reavivado los temores de que en América Latina la pobreza vuelva a empinarse cancelando los progresos alcanzados durante la primera mitad del presente decenio.

De acuerdo a las cifras más recientes aportadas por la CEPAL (2010) se confirma una leve reducción de la pobreza en el ámbito regional, en tanto que el índice de indigencia se empinó ligeramente. Así, la pobreza se redujo de 184 a 180 millones, mientras que la indigencia repuntó de 68 a 71 millones de personas.

Para lograr que en los próximos años el registro de pobreza continúe cediendo, se postula que es prioritario alentar el crecimiento de la actividad económica pero también se afirma que este debe complementarse con políticas sociales activas (Lustig, 2002 et al.). Asimismo, se señala que el aumento de la indigencia y la desigualdad conspira en contra de la expansión de la actividad económica lo que hace necesario que las políticas públicas atiendan ambos fenómenos de manera simultánea (World Bank, 2005).

Entre 2002 y 2007 la bonanza económica que experimentó la región permitió reducir la pobreza en alrededor de 37 millones de personas, en tanto que la indigencia declinó de 97 a 68 millones en un entorno en que la economía se expandió a una tasa del 5.7% como promedio regional anual (CEPAL, 2010 op cit.).

---

<sup>1</sup> Véase, por ejemplo, Bruno, Ravallion y Squire (1998), United Nations (2000), World Bank (2000), Dollar y Kraay (2001), Fields (2001) y Bourguignon (2002).

No obstante a que se reconoce el vínculo entre el crecimiento, la desigualdad y la evolución de la pobreza, en América Latina no abundan trabajos que cuantifiquen la contribución del ingreso y los cambios en su distribución en la evolución de los indicadores de bienestar.

Existen, por una parte, numerosas investigaciones que han examinado la trayectoria de las tasas de crecimiento del PIB y los cambios en los indicadores de pobreza y desigualdad a partir de modelos macro<sup>2</sup>. Otros estudios, sustentados en datos de encuestas de hogares, han examinado la manera en que se modifican los índices de pobreza y desigualdad ante variaciones en el ingreso medio de los hogares<sup>3</sup>. Sin embargo, no es común encontrar trabajos que examinen la contribución relativa del crecimiento y la desigualdad en la evolución de la pobreza.

En Gasparini et al. (2005) el cambio en la pobreza se descompone a partir de la participación de los factores crecimiento y distribución del ingreso utilizando datos de encuestas de hogares para un conjunto de 18 países de América Latina.

El estudio aplicó el método de descomposición de Mahmoudi (1998) que, a diferencia a de la propuesta de Datt y Ravallion (1992), cuantifica de manera exacta la participación del crecimiento y la desigualdad en el cambio reportado en las tasas de pobreza.

Los autores advierten la correlación positiva que se manifiesta entre el crecimiento económico y la reducción de la pobreza y afirman que no existe un patrón homogéneo confirmando que el crecimiento afecta de manera diferencial la trayectoria de los indicadores de pobreza dependiendo de las condiciones de cada país.

Por otra parte, en las investigaciones que examinan los factores asociados a la evolución pobreza es habitual atribuir el aumento del ingreso de los hogares al desempeño de la economía. No obstante, a pesar de que los recursos que se generan el mercado de trabajo representan el aporte más importante para los hogares, alrededor del 80%, existen otras fuentes de ingreso que también contribuyen a la reducción de la pobreza (Medina y Galván, 2008).

En la medida de que las transferencias privadas y públicas —remesas internas y externas y los ingresos provenientes de programas sociales— permitan a los hogares abandonar la condición de pobreza, no es correcto atribuirle este logro al crecimiento de la economía.

Toda vez que la expansión del producto mejore el ingreso autónomo de las personas, incremente la oferta de empleos en el sector formal, reduzca la desigualdad salarial en el mercado de trabajo e incremente la probabilidad de que las familias abandonen la pobreza a partir de su propio esfuerzo, es apropiado afirmar que el crecimiento de la economía está contribuyendo a reducir la pobreza (crecimiento pro-pobre).

El objetivo de este trabajo es examinar la contribución del ingreso y la desigualdad en la evolución de la pobreza para un conjunto de 18 países de América Latina durante un periodo de diez años (1997-2007), analizando de manera separada lo ocurrido en los subperiodos 1997-2002 y 2002-2007.

Se examinan los resultados generados a partir de la aplicación de nueve procedimientos de descomposición con el propósito de mostrar similitudes, bondades y limitaciones. No obstante a que se manifiestan algunas diferencias conceptuales entre ellos, se demuestra que algunas de las propuestas examinadas entregan resultados similares.

La descomposición se lleva a cabo simulando dos escenarios contrafactuales: i) El nivel de pobreza que se obtendría si cambia el ingreso medio de las familias manteniendo constante la distribución del ingreso, y ii) el cambio que se produce al modificar los parámetros de la curva de Lorenz dejando invariante el ingreso medio de los hogares entre los hogares.

---

<sup>2</sup> Al respecto, se puede consultar la vasta bibliografía contenida en el informe preparado por el Banco Mundial en 2005.

<sup>3</sup> Véase Londoño y Székely (2000), Morley (2001), Székely (2001), Wodon *et al.* (2001) y Banco Mundial (2004).

En la primera parte del trabajo se revisan los fundamentos teóricos de los principales procedimientos que están disponibles para descomponer los cambios en los índices de pobreza asociados al crecimiento del ingreso y su distribución.

Posteriormente, el tercer apartado se orienta a examinar la teoría que permite certificar la confiabilidad estadística de los estimadores de cambio en el ingreso, la tasa de pobreza y los índices de desigualdad, en tanto que la información contenida en el cuarto acápite reflexiona acerca de la manera en que se deben manejar las diferencias en los valores de las líneas de pobreza e indigencia, así como la forma en que se debe llevar a cabo la normalización de los ingresos como fase previa a la descomposición.

En la sección cinco, por su parte, se describen las características básicas de las encuestas utilizadas, en tanto que en el sexto apartado se examinan los principales resultados del estudio y en la última parte se presentan, a modo de conclusión, algunas reflexiones que tienen como propósito poner en perspectiva los hallazgos más relevantes del trabajo efectuado.

## II. Metodología

---

Durante décadas se ha mantenido abierto el debate acerca de la contribución del crecimiento de la actividad económica en la reducción de la pobreza y sus efectos en la concentración del ingreso.

A partir de las reflexiones de Kuznets (1955 y 1963) diversos autores han sustentado que el desarrollo económico se acompaña en su primera fase por la agudización de la concentración del ingreso y posteriormente esta tendencia se estabiliza y revierte en la medida de que los beneficios del bienestar se extienden entre los distintos segmentos de la sociedad.

Investigaciones efectuadas con posterioridad, no obstante, dan cuenta que el crecimiento es condición necesaria para alentar la reducción de la pobreza y postulan que en épocas de bonanza es habitual que el ingreso de los pobres se incremente pero a un ritmo más lento que el del resto de los hogares (Ahluwalia, 1979)<sup>4</sup>.

La aseveración anterior reconoce la relación de causalidad que se manifiesta entre la expansión de la economía, la desigualdad y la pobreza, al tiempo que advierte que el crecimiento, por sí mismo, no es suficiente para garantizar la reducción sostenida de la pobreza ni de la inequidad.

Asumiendo la relación multicausal entre el crecimiento, la desigualdad y la pobreza<sup>5</sup>, diversas investigaciones han propuesto metodologías para aislar los efectos crecimiento y desigualdad en la evolución de los índices de pobreza.

Se reconoce que el desafío de atemperar la pobreza conlleva a diseñar una estrategia integral que tenga en cuenta la compleja interacción que se manifiesta entre el crecimiento económico y la distribución del ingreso, y no sólo a partir del vínculo aritmético que relaciona la evolución del ingreso y los índices de pobreza, o a partir de la asociación estadística que se manifiesta entre este indicador y el nivel de inequidad en el ingreso.

---

<sup>4</sup> Existe abundante literatura en la que se refuta la tesis de la “U” invertida de Kuznets a partir de estudios de corte transversal. Por ejemplo, Anand y Kanbur (1993), Deininger y Squire (1996) y Li, Squire y Zou (1998).

<sup>5</sup> En Bourguignon (2004) se afirma que para alcanzar la meta de reducir la pobreza absoluta los países requieren aplicar una combinación adecuada de políticas que alienten el crecimiento y atiendan el problema de la inequidad.

Si bien se reconoce que la evidencia disponible reafirma la presencia de una correlación positiva entre el crecimiento y la evolución de la pobreza, cabe tener en cuenta que en esta relación se asume que la evolución del producto interno bruto (PIB) mantiene invariante la distribución del ingreso, desconociendo que el aumento de la inequidad conspira en favor del aumento de la pobreza y limita la expansión de la actividad económica.

Para ponderar en forma adecuada la contribución del crecimiento y la desigualdad en la evolución de la pobreza se han propuesto distintas metodologías. Kakwani (1989) (KE) desarrolló el primer procedimiento para separar los efectos crecimiento y distribución del ingreso a partir de una técnica de descomposición estática que permite computar coeficientes de elasticidad para dar cuenta de la sensibilidad de la tasa de pobreza ante variaciones porcentuales en el ingreso y la inequidad.

Posteriormente, Kakwani y Subbarao (KS) (1990, 1991 y 1992), Jain y Tendulkar (JT) (1990) y Datt y Ravallion (DR) (1992), propusieron metodologías con enfoque dinámico para aproximar la participación relativa del crecimiento y la desigualdad en el bienestar sustentadas en fundamentos teóricos de distinta naturaleza.

No obstante, en opinión de Kakwani (1997) estas propuestas adolecen al menos de dos problemas. Los resultados son sensibles a la elección del periodo para llevar a cabo la descomposición y cuando se aplican de manera unilateral (fijando un único periodo de referencia) algunas de ellas generan un factor residual que carece de interpretación analítica que podría representar un porcentaje importante del cambio observado en los índices de pobreza (Datt y Ravallion, 1992 op cit.)<sup>6</sup>.

Lo anterior permite afirmar, de acuerdo a Kakwani (1997 op cit.), que las metodologías KE, KS, JT y DR no satisfacen las propiedades de completitud e independencia que aluden a la presencia de un factor residual y a la sensibilidad de los resultados al periodo que se elija para efectuar la descomposición<sup>7</sup>.

En Tsui (1996) por primera vez se propuso un conjunto de axiomas para sustentar la descomposición de los factores asociados al crecimiento y a la distribución del ingreso.

El primer axioma hace referencia a la continuidad del índice de pobreza indicando que  $P(X; z)$  es una función continua del ingreso. La monotonicidad, por su parte, sugiere que  $P$  no aumentará en la medida de que todos los pobres mejoren su ingreso.

El axioma de foco establece que  $P$  no es sensible a los cambios en el ingreso de los no pobres, en tanto que el de anonimato establece que  $P(X; z) = P(Y; z)$  siempre que  $X$  se genere a partir de una permutación de  $Y$ .

El axioma de invarianza a la población indica que  $P(X_r; z) = P(x; z)$  donde  $X_r$  es  $r$  veces el valor de  $X$ . La descomposición por subgrupos establece que dados  $g$  grupos y sus respectivos ingresos la descomposición de  $P$  se puede llevar a cabo si se satisface que:

$$P(X; z) = \frac{n_1}{n} P(X^1; z) + \frac{n_2}{n} P(x^2; z) + \dots + \frac{n_g}{n} P(X^g; z)$$

Finalmente, el axioma de invarianza acredita que el valor del indicador se mantiene inalterado ante cambios de escala e indica que  $P(\kappa X; \kappa z) = P(X; z)$ ;  $\kappa > 0$ .

En el mismo sentido, Kakwani (1997, op cit.) propuso un nuevo cuerpo axiomático para demostrar que todos los procedimientos existentes violan principios básicos, y desarrolló una técnica de

<sup>6</sup> No obstante a que el procedimiento propuesto por Jain y Tendulkar (JT) (1990p cit.) se considera exacto, en Kakwani (1997op cit.) se señala que no es robusto debido a que los efectos ingreso y desigualdad se estiman utilizando periodos de referencia diferentes.

<sup>7</sup> El método propuesto por Jain y Tendulkar no genera término residual. No obstante, no satisface el axioma 3 de Kakwani (1997 op cit.) por lo que no debe considerarse como un procedimiento de descomposición exacto.

descomposición exacta que permite analizar las tendencias de largo plazo a partir de los cambios entre subperiodos.

Posteriormente surgieron otras metodologías de descomposición exactas. En Shorrocks (1999) se propone utilizar el *Shapley value* (Shapley, 1953) de la misma manera en que Rongve (1995) y Chanteruil y Trannoy (1997) utilizaron este procedimiento para descomponer la desigualdad en función de los componentes del ingreso.

En Mahmoudi (2001), por su parte, a partir de la función de distribución del ingreso  $F(x)$  se demuestra que los cambios en la pobreza se pueden aproximar de manera exacta sin necesidad de involucrar un término residual.

Mazumdar y Son (2001) y Son (2003), propusieron alternativas para efectuar la descomposición sustentada en los axiomas desarrollados por Kakwani (1997 *op cit.*).

El método se fundamenta en la clasificación de la población en diferentes segmentos del mercado de trabajo asumiendo que el cambio en los índices de pobreza puede descomponerse en tres elementos: i) modificaciones en la composición de la población entre los segmentos del mercado de trabajo; ii) variaciones en el ingreso en cada segmento; y iii) alteraciones en la forma de la distribución del ingreso con énfasis en las familias de menores recursos.

Recientemente, Araar y Taiwo (2006) aplicaron el procedimiento *Shapley value* y argumentan que a partir de esta técnica es posible descomponer de manera exacta y aditiva el efecto del crecimiento y la desigualdad en la pobreza, afirmando que el factor de interacción entre ambos componentes se incorpora en el algoritmo de cómputo a partir de una aproximación lineal.

## A. Métodos para descomponer el cambio en los índices de pobreza

### 1. Planteamiento del problema

El índice de pobreza  $P$  se puede escribir como combinación lineal del umbral de pobreza ( $z$ ), el ingreso medio del hogar ( $\mu$ ) y la curva de Lorenz ( $L(p)$ ), que se asume como una medida de desigualdad relativa.

$$P = P(z, \mu, L(p)) \quad (1)$$

El objetivo es medir el cambio en el índice de pobreza  $\Delta P_{(t,t+1)}$  entre los periodos  $t$  y  $t+1$  fijando como periodo base el año  $t$ , de manera que se pueda aislar el efecto del crecimiento del ingreso y el asociado a los cambios que se manifiestan en la curva de desigualdad.

$$\Delta P_{(t,t+1)} = P(z, \mu_{t+1}, L_{t+1}(p)) - P(z, \mu_t, L_t(p)) \quad (2)$$

Donde  $\mu_t$  y  $\mu_{t+1}$  representan el ingreso medio de los hogares en los periodos  $t$  y  $t+1$  respectivamente y  $L_t(p)$  y  $L_{t+1}(p)$  las curvas de Lorenz, en tanto que  $\Delta P_{(t,t+1)}$  da cuenta del cambio total en el índice de pobreza.

Es importante tener presente que para efectuar la descomposición los ingresos deben estar en la misma base; es decir, deben ser reescalados por el cambio en el nivel general de precios entre los periodos  $t$  y  $t+1$  con el propósito de que sean comparables<sup>8</sup>.

El efecto crecimiento se define como el cambio en el índice de pobreza cuando el ingreso medio de los hogares ha variado en términos relativos pero la distribución del ingreso, evaluada a partir de la

<sup>8</sup> La manera de llevar a cabo la normalización del ingreso se describirá en el apartado IV.

curva de Lorenz, ha permanecido constante. De manera similar, el efecto desigualdad<sup>9</sup> corresponde al cambio en el índice de pobreza modificando la forma de la curva de Lorenz y manteniendo invariante el ingreso.

De esta manera, sea  $C_{(t,t+1)}$  el efecto crecimiento entre los períodos  $t$  y  $t+1$  y  $D_{(t,t+1)}$  el efecto desigualdad en el mismo lapso, de modo que el cambio total en el índice de pobreza se representa por medio de la siguiente ecuación:

$$P_{(t,t+1)} = f(C_{(t,t+1)}; D_{(t,t+1)}) \quad (3)$$

## 2. Método estático de Kakwani (1990) (KE)

El procedimiento propuesto por Kakwani (1990, op cit.) se sustenta en la ecuación (1) que define el índice de pobreza en función del valor de la línea  $z$ , el ingreso medio de los hogares y la curva de Lorenz.

A partir de esta relación se proponen expresiones para computar elasticidades pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad, con el propósito de anticipar el cambio en la pobreza ante variaciones porcentuales en el ingreso y el coeficiente de Gini<sup>10</sup>.

La metodología se sustenta en una visión estática y su aplicación requiere disponer de una base de datos. No obstante, tiene la ventaja de que utiliza la información de todos los hogares contenidos en la distribución para simular el cambio en los índices de pobreza ante variaciones en el ingreso y el nivel<sup>11</sup> de inequidad

Sea  $L(p)$  la curva de Lorenz que representa el porcentaje de ingreso retenido por el  $p\%$  de la población. Si esta se caracteriza por  $k$  parámetros  $m_1, m_2, \dots, m_k$ , los cambios en la distribución se pueden representar como se muestra a continuación:

$$\Delta L(p) = \sum_{m=1}^k \frac{\delta L(p)}{\delta m_i} \Delta m_i \quad (4)$$

La ecuación (4) indica que los cambios en la curva de Lorenz se expresan como la suma de las variaciones en distintos tramos de la distribución del ingreso.

Si en la ecuación (1) el valor de  $z$  se mantiene constante el cambio en el índice de pobreza se puede representar por medio de la siguiente ecuación:

$$\Delta P = \underbrace{\frac{\partial P}{\partial \mu} d\mu}_{\text{Crecimiento}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \frac{\partial P}{\partial m_i} dm_i}_{\text{Distribución}} \quad (5)$$

La expresión (5) postula que el cambio en el índice de pobreza se obtiene a partir de dos componentes: el efecto crecimiento que se computa manteniendo constante la curva de Lorenz, en tanto que el efecto distribución se aproxima fijando el ingreso medio y modificando la manera en que los recursos se distribuyen entre los hogares.

<sup>9</sup> En lo que sigue del trabajo se habla indistintamente de desigualdad, distribución y redistribución para referirse al efecto redistributivo en la descomposición del cambio en el índice de pobreza.

<sup>10</sup> Se debe tener presente que las elasticidades propuestas por Kakwani (1989 op cit.) son útiles para computar los cambios marginales en torno al ingreso medio (1, 5 y 10%, por ejemplo). No obstante, cuando se desea simular un aumento mayor (20%) es posible que se observen inconsistencias en los coeficientes de elasticidad (véase Essama-Nssah, 2005).

<sup>11</sup> Como se analizará más adelante, la aplicación de esta metodología se considera de mayor utilidad para simular el impacto de los cambios distributivos y en el ingreso familiar en la evolución de la pobreza que los procedimientos de regresión.

Si el crecimiento del ingreso es positivo (aumenta el ingreso) su efecto en la pobreza será negativo; es decir, se reduce la tasa. Por su parte, cuando el ingreso familiar disminuye el efecto del crecimiento será positivo y se obtendrán incrementos en el nivel del indicador de pobreza.

Para estimar los efectos crecimiento y desigualdad Kakwani asume que el ingreso  $X$  es una variable aleatoria con función de densidad  $f(X)$  y de distribución  $F(X)$ , por lo que el índice de pobreza  $P$  se puede expresar como se muestra a continuación:

$$P = \int_0^z P(z, X) f(X) dX \quad (6)$$

A partir de la ecuación (6) la elasticidad de  $P$  respecto de los cambios en el ingreso per capita se computa de la manera siguiente:

$$\eta_P = \frac{1}{P} \int_0^z X \frac{\partial P}{\partial X} f(X) dX \quad (7)$$

Cabe recordar que  $\eta_P$  asumirá valores negativos si se cumple la condición de que  $\frac{\partial P}{\partial x} < 0$ .

Cuando se utilizan los índices de pobreza de la familia propuesta por Foster, Greer y Torbecke FGT (1984) la expresión anterior se representa como:

$$P_\alpha = \int_0^z \left[ \frac{z - \mu}{z} \right]^\alpha f(X) dX, \alpha \geq 0 \quad (8)$$

y la elasticidad de  $P_\alpha$  con respecto al ingreso *per capita* ( $\mu$ ) se computa por medio de la siguiente ecuación para  $\alpha \geq 1$ :

$$\eta_{P_\alpha} = \frac{\partial P_\alpha}{\partial \mu} \frac{\mu}{P_\alpha} = -\alpha \frac{(P_{\alpha-1} - P_\alpha)}{P_\alpha} \quad (9)$$

Cuando  $\alpha > 0$  la ecuación (9) será siempre negativa debido a que  $P_\alpha$  es una función monótona decreciente del parámetro  $\alpha$ .

En caso de que  $\alpha = 0$  -incidencia de la pobreza ( $H$ )- la elasticidad de  $H$  respecto a cambios en el ingreso se aproxima de la manera siguiente:

$$\eta_H = \frac{\partial H}{\partial \mu} \frac{\mu}{H} = -\frac{z f(z)}{H} < 0 \quad (10)$$

Que representa el porcentaje de personas que cruzan la línea de pobreza ante un incremento del 1% en su ingreso per capita. Es decir, se asume como el cambio en la incidencia de la pobreza ante un aumento porcentual en el ingreso manteniendo constante la forma de la curva de distribución<sup>13</sup>.

Es importante observar que la expresión (10) permite anticipar la caída de la pobreza a partir del valor de la línea, de  $H$  y de la pendiente de la función de distribución del ingreso. De esta manera, una tasa de pobreza muy acentuada generará un coeficiente de elasticidad muy bajo, lo que sugiere que en

<sup>12</sup> A partir de la expresión (6) se asume que  $\frac{\partial P}{\partial x} < 0$ ,  $\frac{\partial^2 P}{\partial x^2} > 0$  y que  $P(z, x)$  es una función homogénea de grado cero con respecto a  $z$  y  $x$ . Es decir, el índice de pobreza  $P$  se mantiene invariante ante cambios proporcionales en  $z$  y  $x$ .

<sup>13</sup> Más adelante se examinan algunas consideraciones de interés teórico y práctico respecto del signo de la elasticidad, cuando se tiene en cuenta la relación entre el ingreso medio de las familias ( $\mu$ ) y el valor de la línea de pobreza ( $z$ ).

países con esas características se requiere una tasa de crecimiento del ingreso de magnitud considerable para reducir la incidencia de pobreza<sup>14</sup>.

A su vez, la elasticidad para la brecha de la pobreza (cuando  $\alpha=1$ ) se computa como se indica a continuación:

$$\eta_{P_1} = -\frac{\mu^*}{(z - \mu^*)}, \quad (11)$$

Donde  $\mu^*$  representa el ingreso promedio de las familias pobres. Cabe notar que la elasticidad  $(\eta_{P_1})$  depende del cociente  $\frac{\mu^*}{z}$  que da cuenta de la profundidad de la pobreza y de la relación entre el ingreso medio de los pobres ( $\mu^*$ ) y el valor de la línea de pobreza ( $z$ ).

De esta manera, en la medida de que la distancia entre ambos parámetros disminuya ( $\mu^* \rightarrow z$ ) se esperan reducciones en la brecha de ingreso y la incidencia de la pobreza<sup>16</sup>.

Por otra parte, en la medida que el ingreso medio sea menor al valor de la línea ( $\mu^* < z$ ) se postula que para reducir la pobreza se requerirá un aumento en el ingreso de los pobres de mayor magnitud, de modo que logren superar el umbral de pobreza.

Cabe notar que el valor absoluto de la elasticidad en la ecuación (11) es una función creciente del cociente  $\mu^*/z$ , por lo que el impacto del crecimiento en la reducción de la pobreza, manteniendo constante el nivel de desigualdad, será menor (mayor) en la medida que la profundidad de la pobreza sea mayor (menor). Es decir, depende de la diferencia relativa entre el ingreso medio de los hogares y el umbral de pobreza.

Por su parte, la elasticidad ingreso del índice  $P_2$  (2) se obtiene por medio de la siguiente expresión:

$$\eta_{P_2} = -\frac{2(P_1 - P_2)}{P_2} \quad (12)$$

Las elasticidades  $(\eta_{P_\alpha})$  que se computan a partir de las ecuaciones (10), (11) y (12) cuantifican la primera parte de la ecuación (5) y el efecto crecimiento manteniendo constante la curva de Lorenz ( $L(p)$ ). No obstante, se reconoce que el crecimiento del ingreso puede introducir modificaciones de distinta magnitud en la curva de Lorenz.

Por tanto, el segundo componente de la ecuación (5) -el efecto desigualdad- es más difícil de aproximar debido a que la curva de Lorenz puede cambiar de múltiples maneras. Al respecto, Kakwani propone aplicar la siguiente transformación:

$$L^*(p) = L(p) - \lambda(p - L(p)) \quad (13)$$

<sup>14</sup> Esta situación queda en evidencia en el caso de Honduras que se examina en la sección de resultados.

<sup>15</sup> Esta expresión equivale a  $\eta_{P_{\alpha=1}} = -\frac{(P_0 - P_1)}{P_1}$ .

<sup>16</sup> Una alternativa para computar la elasticidad ingreso de la brecha de la pobreza se representa por medio de:

$$\eta_{P_1} = -\frac{(H - P_1)}{P_1}.$$

Cuando  $\lambda > 0$  se genera más desigualdad y en caso contrario la inequidad se reduce, por lo que  $\lambda$  se puede asumir como la variación proporcional del índice de Gini<sup>17</sup>.

De esta forma, la elasticidad del índice P respecto a cambios en el coeficiente de Gini se representa de la manera siguiente:

$$\varepsilon_P = \eta_P - \frac{\mu}{P} \int_0^z \frac{\partial p}{\partial X} f(X) dX \quad (14)$$

El primer término de la ecuación (14) es negativo y el segundo positivo, por lo que para satisfacer el requisito de que mayor desigualdad incremente la pobreza se requiere que el segundo término sea más grande que el primero lo cual se cumple siempre que se verifique que  $z < \mu$ <sup>18</sup>.

Para los índices de la familia FGT (P  $\alpha$ ) la elasticidad de la pobreza con respecto a cambios en el índice de Gini se computa a partir de la siguiente ecuación:

$$\varepsilon_P = \eta_P + \frac{\alpha \mu P^{\alpha-1}}{z P} \quad ; \text{ para } \alpha > 0 \quad (15)$$

La elasticidad Gini para el recuento de la pobreza (H) ( $\alpha=0$ ) se aproxima por medio de:

$$\varepsilon_{P_0} = \frac{(\mu - z)}{z} \eta_{P_0} = \frac{(\mu - z) f(z)}{F(z)} \quad (16)$$

Por su parte, para estimar la elasticidad de **brecha de la pobreza** ( $\alpha=1$ ) se aplica la siguiente expresión:

$$\varepsilon_{P_1} = \eta_{P_1} + \frac{\mu P_0}{z P_1} \quad (17)$$

Finalmente, para el **índice que da cuenta de la severidad y profundidad de la pobreza** ( $P_2$ ) ( $\alpha=2$ ) la elasticidad respecto del índice de Gini se obtiene por medio de:

$$\varepsilon_{P_2} = \eta_{P_2} + \frac{\mu P_1}{z P_2} \quad (18)$$

Cabe recordar que el ingreso y la desigualdad afectan el nivel de pobreza por lo que resulta de interés examinar la relación inversa; es decir, determinar qué sucede cuando el índice de Gini se incrementa en un 1% y se desea computar el porcentaje de recursos que deben transferirse a los pobres para mantener inalterado su nivel de ingreso ante la presencia de mayor inequidad.

Al respecto, Kakwani (1989, op cit.) propone descomponer la variación proporcional en el índice de pobreza como se indica a continuación:

$$\frac{\Delta P}{P} = \eta_P \frac{\Delta \mu}{\mu} + \varepsilon_P \frac{\Delta G}{G} \quad (19)$$

El primer término de la ecuación (19) representa el efecto del ingreso ( $\mu$ ) en la pobreza y el segundo se refiere al componente de cambio en el índice de Gini.

<sup>17</sup> En términos prácticos equivale a transformar la distribución del ingreso manteniendo constante el ingreso medio, lo cual se logra computando el ingreso transformado a partir de la siguiente expresión:  $y^* = y + (1-\delta)(y-\mu)$  en donde  $\delta = (1+\lambda)$  y  $\lambda$  representa el cambio porcentual en el ingreso de los hogares.

<sup>18</sup> De no satisfacerse la condición que  $z < \mu$  pueden presentarse resultados contraintuitivos en que ante el aumento de la desigualdad se generen reducciones en la incidencia de la pobreza.

Cancelando los cambios proporcionales en la pobreza propone la tasa marginal proporcional de sustitución entre el ingreso promedio y el coeficiente de desigualdad (TMPS), que representa la tasa a la que debe crecer el ingreso para compensar el incremento proporcional de la desigualdad y mantener constante el nivel de pobreza:

$$TMPS = \frac{\Delta\mu}{\Delta G} \frac{G}{\mu} = -\frac{\varepsilon_P}{\eta_P} \quad (20)$$

Ali (1995), por su parte, postula que no se justifica mantener fija la línea de pobreza y propone modificar el valor de  $z$  en la medida que cambie el ingreso de los hogares.

Considera que el umbral de pobreza puede variar y señala que este hecho se debe tener en cuenta en la descomposición del índice de pobreza a partir de la ecuación (21):

$$\frac{\Delta P}{P} = \eta_P P(1 - \bar{w}z) \frac{\Delta\mu}{\mu} + \varepsilon_P \frac{\Delta G}{G} \quad (21)$$

Donde  $\bar{w}z = \left(\frac{\partial z}{\partial \mu}\right)\left(\frac{\mu}{z}\right)$  representa la elasticidad de la línea de pobreza respecto del ingreso promedio.

Bresson (2008b) examina distintas representaciones de la curva de Lorenz y concluye que las expresiones para computar las elasticidades ingreso y desigualdad propuestas por Kakwani (1990, op cit.) podrían sobreestimar o subestimar la sensibilidad de la pobreza a cambios marginales en el ingreso y la desigualdad.

Reconoce que la curva de Lorenz puede cambiar de múltiples maneras ante las variaciones en el ingreso y restringe los cambios a lo manifestado en la ecuación (13) en donde el parámetro  $\lambda$  representa la variación proporcional en el índice de Gini.

Propone una manera de aproximar las elasticidades ingreso y desigualdad sin la restricción asumida por Kakwani, y afirma que en un típico país en desarrollo un cambio de 1% en el índice de Gini podría alterar entre -2.5 y 4% la tasa de pobreza dependiendo de la metodología que se aplique para estimar los coeficientes de elasticidad<sup>19</sup>.

### 3. Método de Kakwani y Subbarao (1990) (KS)

Kakwani y Subbarao (1990) (KS) propusieron una metodología para efectuar la descomposición sustentada en los principios sugeridos por Kakwani (1990 op cit.).

Asumiendo que el cambio en la pobreza se descompone como se mostró en la ecuación (5), afirman que el vínculo entre la pobreza, el crecimiento y la desigualdad no es lineal y dan cuenta de la presencia de un término de interacción que se determina de manera residual toda vez que se computó el efecto asociado a las variaciones en el ingreso y la desigualdad.

Sean  $H_1$  y  $H_2$  la incidencia de la pobreza en los momentos 1 y 2 respectivamente, de manera que el cambio proporcional en el índice de pobreza se computa por medio de:

$$\frac{(H_2 - H_1)}{H_1} \quad (22)$$

Para calcular el efecto crecimiento asumen que la distribución del ingreso permanece invariante en ambos periodos, en tanto que admiten variaciones en el ingreso de las personas.

<sup>19</sup> Este rango de variación acredita las diferencias que se manifiestan en los coeficientes de elasticidad a partir de procedimientos distintos.

Sea  $L_1(p)$  la curva de Lorenz en el periodo 1 y  $\mu_2$  el ingreso en el periodo 2 de modo que la incidencia de la pobreza en este punto ( $H^*_2$ ) se determina por medio de:

$$L'_1(H^*_2) = \frac{z}{\mu_2} \quad (23)$$

De esta manera, el efecto crecimiento se aproxima a partir de:

$$\frac{(H^*_2 - H_1)}{H_1} \quad (24)$$

El resultado de la ecuación (24) será negativo (positivo) si  $\mu_2$  es mayor (menor) que  $\mu_1$ . Para computar el impacto redistributivo, por su parte, se asume que el ingreso medio se mantiene constante pero cambian los parámetros de la curva de Lorenz en  $L_1(p)$  a  $L_2(p)$ , de manera que  $H^*_3$  se aproxima por medio de:

$$L'_1(H^*_3) = \frac{z}{\mu_1} \quad (25)$$

Que representa la incidencia de la pobreza bajo el supuesto de que el ingreso se mantiene invariante, en tanto que el efecto desigualdad se expresa por medio de:

$$\frac{(H^*_3 - H_1)}{H_1} \quad (26)$$

El valor estimado será negativo (positivo) si  $L_2(p)$  es mayor (menor) que  $L_1(p)$  para todo  $p$  en el intervalo  $[0,1]$ . Cabe señalar, no obstante, que cuando las curvas  $L_1(p)$  y  $L_2(p)$  se intersectan no es posible conocer el signo que asumirá el impacto de la desigualdad.

Los autores afirman que la relación entre los cambios en la pobreza y el efecto crecimiento y desigualdad no es lineal, lo que justifica que no sea posible proponer una descomposición aditiva y exacta.

Para aproximar el **efecto crecimiento** proponen la siguiente expresión:

$$C_{(t,t+1)} = P[z, \mu_{t+1}, L_t(P)] - P[z, \mu_t, L_t(p)] \quad (27)$$

Que mide el cambio en la pobreza cuando el ingreso medio de las personas cambia de  $\mu_t$  a  $\mu_{t+1}$  y la curva de Lorenz se mantiene fija en el periodo  $t$  que se define como base para efectuar el cómputo. El **efecto desigualdad**, por su parte, se obtiene de manera residual a partir de la ecuación (28)<sup>20</sup>:

$$D_{(t,t+1)} = P_{(t,t+1)} - C_{(t,t+1)} \quad (28)$$

En Kawani y Subbarao (1990a) el efecto desigualdad se computa de la manera siguiente:

$$D_{(t,t+1)} = P[z, \mu_t, L_{t+1}(p)] - P[z, \mu_t, L_t(p)] \quad (29)$$

Si se utiliza la ecuación (27) para aproximar el efecto crecimiento y el distributivo se genera utilizando la expresión (29), se demuestra que no es posible descomponer de manera exacta el cambio en

<sup>20</sup> Como se indicará en la sección f) este procedimiento no satisface algunos de los axiomas que Kakwani considera que deben cumplir los métodos robustos de descomposición.

la pobreza como la suma del efecto crecimiento y el asociado a las modificaciones en la distribución del ingreso.

#### 4. Método de Jain y Tendulkar (1991) (JT)

Jain y Tendulkar (1991, op cit.) propusieron dos maneras de llevar a cabo la descomposición definiendo:

$$C^*_{(t,t+1)} = P[z, \mu_{t+1}, L_{t+1}(p)] - P[z, \mu_t, L_{t+1}(p)] \quad \text{y} \quad (30)$$

$$I^*_{(t,t+1)} = P(z, \mu_{t+1}, L_{t+1}(p)) - P(z, \mu_{t+1}, L_t(p)) \quad (31)$$

De esta manera, el cambio en el índice de pobreza se representa por medio de:

$$\Delta P_{(t,t+1)} = C_{(t,t+1)} + D^*_{(t,t+1)} \quad (32)$$

$$\Delta P_{(t,t+1)} = C^*_{(t,t+1)} + D_{(t,t+1)} \quad (33)$$

La descomposición es aditiva y aparentemente exacta ya que no involucra un término residual, pero de acuerdo a Kakwani (1997, *op cit.*) presenta el problema de que para computar el efecto crecimiento se define un periodo base que se altera cuando se determina el correspondiente a la desigualdad.

En opinión de Kakwani la manera correcta de llevar a cabo la descomposición se logra fijando el mismo periodo base para calcular los cambios en el ingreso y en la curva de Lorenz y el periodo de comparación para ambos componentes.

A pesar de ello sostiene que la propuesta de JT satisface los axiomas 1, 1A y 2, pero no el 3 que se describirá en el apartado f).

Muller (2006) señala que el procedimiento de JT sigue la misma lógica que el DR con la diferencia que en este caso el término residual es igual a cero. No obstante, afirma que los efectos crecimiento y desigualdad son calculados con diferente periodo de referencia lo que permite afirmar que el procedimiento no es simétrico.

#### 5. Método de Datt y Ravallion (1992) (DRCR)

Datt y Ravallion<sup>21</sup> (1992 op cit.) sugirieron un procedimiento de descomposición para medir el cambio en la pobreza entre los periodos t y t+1 que, además del efecto crecimiento ( $C_{t,t+1;r}$ ) y desigualdad ( $D_{t,t+1;r}$ ), considera un componente residual que da cuenta de la interacción entre ambos factores ( $R_{t,t+1;r}$ ), en donde r representa el periodo de referencia elegido para llevar a cabo la descomposición.

En este sentido el índice pobreza para el periodo t se define como:

$$P_t = P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_t\right) \quad (34)$$

en donde z representa el valor de la línea de pobreza,  $\mu_t$  el ingreso *per capita* y  $L_t$  el vector de parámetros asociados a la curva de Lorenz en el periodo t.

<sup>21</sup> En el documento se menciona que la primera vez que se aplicó la metodología de descomposición utilizada por los autores fue en Ravallion y Huppi (1989) en un estudio que analizó la evolución de la pobreza y la subnutrición en Indonesia. **DRCR** corresponde a la denominación dada en este trabajo al procedimiento propuesto por Datt y Ravallion con componente residual.

Conforme a lo anterior, el **efecto crecimiento** se aproxima por medio de:

$$C_{(t,t+1;r)} = P\left(\frac{z}{\mu_{t+1}}, L_r\right) - P\left(\frac{z}{\mu_t}, L_r\right) \quad (35)$$

Generalmente el periodo sobre el cual se desea llevar a cabo la descomposición es  $r=t$ .

Por su parte, el **efecto redistribución** se aproxima cambiando los parámetros de la curva de Lorenz y manteniendo fijo el ingreso a partir de la siguiente ecuación:

$$D_{(t,t+1;r)} = P\left(\frac{z}{\mu_r}, L_{t+n}\right) - P\left(\frac{z}{\mu_r}, L_t\right) \quad (36)$$

El cambio en la pobreza entre los periodos  $t$  y  $t+1$  se descompone de la manera siguiente:

$$P_{t+1} - P_t = \underbrace{C(t, t+1; r)}_{\text{Crecimiento}} + \underbrace{D(t, t+1; r)}_{\text{Distribución}} + \underbrace{R(t, t+1; r)}_{\text{Residual}} \quad (37)$$

Los efectos crecimiento y desigualdad se determinan a partir de las ecuaciones (35) y (36), en tanto que el componente residual se interpreta como la diferencia entre el efecto crecimiento, evaluado en el periodo  $t$  y  $t+1$  de la curva de Lorenz, y la diferencia entre el efecto redistribución evaluado en  $t$  y  $t+1$  del ingreso per capita.

DR señalan que el efecto residual existe debido a que no es posible descomponer de manera exacta y aditiva el cambio en la pobreza a partir de modificaciones en los parámetros  $\mu$  y  $L$ .

Afirman que los cambios marginales en el índice de pobreza asociados a variaciones en el ingreso dependen de la forma que adopte la curva de Lorenz e indican que la evolución de la pobreza depende de los cambios que se produzcan en la manera en que los recursos se distribuyan entre las familias.

También señalan que el procedimiento de Kakwani y Subbarao (1990, op cit.) asigna de manera arbitraria el residuo al componente de desigualdad, por lo que no se puede asumir como una metodología de descomposición exacta.

Asimismo, señalan que JT desaparecen de manera arbitraria el residuo debido a que no son consistentes cuando fijan el periodo de referencia para calcular el efecto crecimiento y el que utilizan para aproximar el componente asociado a la desigualdad<sup>22</sup>.

De acuerdo con DR el componente residual se puede escribir de la manera siguiente:

$$R_{(t,t+1)} = -C_{(t+1,t)} - C_{(t,t+1)} \quad (38)$$

Los autores indican que este valor puede ser demasiado grande -incluso mayor que el efecto desigualdad- por lo que en ocasiones adquiere un valor significativo que resulta difícil de explicar<sup>23</sup>.

Para llevar a cabo la descomposición proponen fórmulas para los índices de la familia FGT parametrizando la curva de Lorenz a partir de los modelos Beta propuestos por Kakwani (1980) o las formas cuadráticas generalizadas aplicadas en Villaseñor y Arnold (1984) que son utilizadas por DR.

<sup>22</sup> Estas observaciones son consistentes con las críticas formuladas a este procedimiento por Kakwani (1997) y Muller (2006 op cit.).

<sup>23</sup> En Muller (2006, op cit.) se afirma que el residuo  $R$  mide la interacción entre el cambio en el crecimiento y la desigualdad que se aproxima a partir de la siguiente expresión:  $R = P((\mu_t; L_{t+1}) - P(\mu_{t+1}; L_{t+1})) + P((\mu_{t+1}; L_t) - P(\mu_t; L_t))$ . Asimismo, se advierte que el valor de  $R$  se determina de manera similar a la fórmula utilizada en la descomposición total y que de manera *ad hoc* se suman y restan términos con el propósito de obtener el resultado que se desea. Indica que la fórmula propuesta por Datt y Ravallion no es simétrica y que los resultados dependen del periodo que elija como referencia.

Finalmente, aseveran que su metodología puede aplicarse para más de dos periodos asumiendo las precauciones del caso al momento de fijar el periodo de referencia.

## 6. Método dinámico de Kakwani (1997) (KD)

Con el propósito de satisfacer la propiedad de simetría Kakwani (1997, op cit.) propuso una metodología dinámica que satisface un conjunto de axiomas que a su juicio son indispensables para sustentar la descomposición, separando de manera exacta y aditiva el efecto crecimiento y desigualdad y superando el problema de elección del periodo base y la presencia del componente residual.

Los axiomas que según Kakwani deben satisfacer los métodos de descomposición exactos se describen a continuación:

- i. **Axioma 1:** Si  $\hat{D}_{(t,t+1)} = 0$ , entonces  $P_{(t,t+1)} = \hat{C}_{(t,t+1)}$  y si  $\hat{C}_{(t,t+1)} = 0$  se cumple que  $P_{(t,t+1)} = \hat{D}_{(t,t+1)}$ . El efecto total en el índice de pobreza será igual al efecto crecimiento (desigualdad) si el efecto desigualdad (crecimiento) es cero.
- ii. **Axioma 1A:** Si  $\hat{C}_{(t,t+1)} = 0$  y  $\hat{D}_{(t,t+1)} = 0$ , entonces  $\Delta P_{(t,t+1)} = 0$ .
- iii. **Axioma 2:** Si  $\hat{C}_{(t,t+1)} \leq 0$  entonces  $P_{(t,t+1)} \leq 0$  y cuando  $\hat{C}_{(t,t+1)} \geq 0$  y  $\hat{D}_{(t,t+1)} \geq 0$  se cumple que  $P_{(t,t+1)} \geq 0$ . Este axioma establece que no existe ambigüedad si el efecto total de la pobreza es positivo o negativo, cuando los efectos crecimiento y desigualdad son ambos positivos o negativos.
- iv. **Axioma 3:**  $\hat{C}_{(t,t+1)} = -\hat{C}_{(t+1,t)}$  y  $\hat{D}_{(t,t+1)} = -\hat{D}_{(t+1,t)}$ . Se postula que el efecto crecimiento (desigualdad) entre los periodos t y t+1 será de igual magnitud, pero si el efecto desigualdad (crecimiento) es positivo el efecto crecimiento (desigualdad) deberá ser negativo y viceversa.

En este contexto, cabe señalar que el método de KS y la metodología de JT no satisfacen el axioma 3 por lo que no se pueden considerar procedimientos robustos.

Se define  $P_{(t,t+1)}$  ( $P_{(t+1,t)}$ ) como el cambio en el índice de pobreza entre t y t+1 (t+1,t) y es obvio que se cumple que  $P_{(t,t+1)} = -P_{(t+1,t)}$  debido a que  $P_{(t,t+1)} = f(C_{(t,t+1)}; D_{(t,t+1)})$  se satisface que  $f(C_{(t,t+1)}; D_{(t,t+1)}) = -f(D_{(t+1,t)}; C_{(t+1,t)})$ .

Utilizando el axioma 3 se confirma que:

$$f(C_{(t,t+1)}; D_{(t,t+1)}) = -f(-C_{(t,t+1)}; -D_{(t,t+1)})$$

Para llevar a cabo la descomposición se fija el periodo t como inicial y el efecto total del cambio en la pobreza se define de la manera siguiente:

$$P_{(t,t+1)} = P(z, \mu_{t+1}, L_{t+1}(p)) - P(z, \mu_t, L_t(p)) \quad (39)$$

De esta manera, los **efectos crecimiento y desigualdad** se aproximan como se muestra a continuación:

$$\hat{C}_{(t,t+1)} = \frac{1}{2} [P(z, \mu_{t+1}, L_t(p)) - P(z, \mu_t, L_t(p)) + P(z, \mu_{t+1}, L_{t+1}(p)) - P(z, \mu_t, L_{t+1}(p))] \quad (40)$$

$$\hat{D}_{(t,t+1)} = \frac{1}{2} [P(z, \mu_t, L_t(p)) - P(z, \mu_t, L_t(p)) + P(z, \mu_{t+1}, L_{t+1}(p)) - P(z, \mu_{t+1}, L_t(p))] \quad (41)$$

El **cambio en la pobreza** se expresa por medio de:

$$\Delta P_{(t,t+1)} = \hat{C}_{(t,t+1)} + \hat{D}_{(t,t+1)} \quad (42)$$

La expresión (42) es una combinación lineal exacta y aditiva entre el efecto crecimiento y desigualdad que satisface los axiomas de Kakwani<sup>24</sup> y se aplica a cualquier número de variables<sup>25</sup>.

Asimismo, este procedimiento permite descomponer de forma exacta el cambio en la pobreza entre el periodo t y t+1 y es posible generalizarlo a más de dos periodos (Kakwani, 1997, op cit.).

Las expresiones (40), (41) y (42) se modifican si se desea fijar como base el periodo t+1, por lo que surge la pregunta de cómo se determina el periodo inicial y el terminal para llevar a cabo la descomposición.

Al respecto, Datt y Ravallion (1992 op cit.) indican que el año base es el punto de referencia natural para llevar a cabo la descomposición, en tanto que Kakwani (1997, op cit.) afirma que este periodo no es el mejor ni el peor y añade que no existen razones para introducir en el debate el tema de la asimetría entre el periodo inicial y terminal. Asimismo, a partir del axioma 3 postula que los efectos crecimiento y desigualdad deben ser simétricos con respecto a cualquiera de los periodos.

A partir de las ecuaciones (35) y (36) se comprueba que  $\hat{C}_{(t,t+1)} = -\hat{C}_{(t+1,t)}$  y  $\hat{D}_{(t,t+1)} = -\hat{D}_{(t+1,t)}$  por lo que se confirma que satisfacen el axioma 3.

En Kakwani (1997, op.cit.) se propone la metodología para extender el análisis a más de dos periodos. Siguiendo la notación del autor se tiene que  $P_{ij} = P_{ik} + P_{kj}$ , para  $k=1,2,\dots,n$  y se proponen dos nuevos axiomas.

**Axioma 4:**  $C_{ij} = C_{ik} + C_{kj}$ , para  $k=1,2,\dots,n$ .

**Axioma 5:**  $I_{ij} = I_{ik} + I_{kj}$  para  $k=1,2,\dots, n$ .

Los axiomas 4 y 5 permiten afirmar que los efectos crecimiento y desigualdad son transitivos, lo cual es razonable en la medida de que el efecto total del cambio en los índices de pobreza lo es. Esto sugiere que los efectos por subperiodos agregados de manera conveniente son útiles para aproximar el efecto total del cambio en el índice de pobreza.

Para satisfacer este requisito Datt y Ravallion (1992, op cit.) propusieron fijar el año de referencia como base para la descomposición, pero a juicio de Kakwani esta solución no es satisfactoria ya que el procedimiento se vuelve sensible al periodo de referencia.

Para superar esos inconvenientes Kakwani propone estimar los efectos crecimiento y desigualdad por medio de:

<sup>24</sup> Las demostraciones pueden consultarse en Kakwani (1997 op cit.).

<sup>25</sup> Siguiendo a Muller (2006 op cit.) dada una medida de pobreza P que depende de m variables  $x_1, x_2, \dots, x_m$ , la contribución de  $x_i$  a los cambios en P se define como una combinación de todos los términos:

$$\Delta P_{(t,t+1)}^{x_i}(\pi_{s-1,m-s}) = [P(\dots, x_{i(t,t+1)}, \dots) - P(\dots, x_i, \dots)], \text{ donde } \pi_{s-1,m-s} \text{ es cualquier vector con } s-1 \text{ elementos}$$

en t+1 y m-s elementos en t, dando cuenta que el resto de variables  $x_1, \dots, x_{i-1}, x_{i+1}, \dots, x_m$  se mantienen constantes en ambos periodos. Como fue señalado este método de descomposición es simétrico y no tiene componente residual. Asimismo, si los valores de m y s se escogen de manera conveniente, los resultados coinciden con los que se obtienen a partir del procedimiento de Shapley-value propuesto por Shorrocks (1999, op cit.).

$$\tilde{C}_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (\hat{C}_{ik} + \hat{C}_{kj}) \quad (43)$$

$$\tilde{I}_{ij} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (\hat{I}_{ik} + \hat{I}_{kj}) \quad (44)$$

En donde i y j varían de 1 a n y el efecto crecimiento y desigualdad para dos periodos se computa utilizando las ecuaciones (40) y (41).

## 7. Método de Mahmoudi (2001) (M)

El procedimiento propuesto por Mahmoudi (2001) permite descomponer en forma exacta y aditiva el cambio en la pobreza a partir de la función de distribución del ingreso (F(x)) en distintos periodos.

Sea x el ingreso y  $F_t(x)$  su función de distribución en el periodo t de manera que  $F_t(x) = P[X \leq x]$  representa el porcentaje de personas con ingreso menor o igual a x en el tiempo t, para un determinado valor de la línea de pobreza z. Asimismo, se define  $L(F;p)$  como la curva de Lorenz que representa el porcentaje de ingreso retenido por el p% de la población.

Si  $L'(p)$  representa la pendiente de la curva de Lorenz de acuerdo con Kakwani (1980b):

$$x = F^{-1}(p) = \mu L'(p) \quad (45)$$

La función de distribución evaluada en la línea de pobreza  $F(z)$  equivale a la incidencia de la pobreza  $P_0$  y en este caso

$$L'(P_0) = \frac{z}{\mu} \quad (46)$$

De la ecuación anterior se asume que el índice de pobreza está asociado a los cambios en la curva de Lorenz  $L(F,p)$ , así como al ingreso medio de los hogares ( $\mu$ ).

Una medida de pobreza aditiva se puede expresar de la manera siguiente:

$$\begin{aligned} P(F; z) &= p(L_F, \mu_F, z) \quad (47) \\ &= \tilde{p}(L_F, \delta \mu_F, \delta z) \quad \forall \delta \text{ por invarianza de escala} \\ &= \tilde{p}(L_F, 1, z / \mu_F) \quad \forall \delta = 1 / \mu_F \\ &= \tilde{\tilde{p}}(L_F, z / \mu_F) \end{aligned}$$

Conforme a lo anterior, el cambio en el índice de pobreza P entre el periodo t y t+1 se expresa como:

$$\Delta P = P(F_{t+1}; z) - (F_t; z) \quad (48)$$

En la ecuación (48) se considera que tanto el ingreso ( $\mu$ ) como la línea de pobreza (z) se expresan en términos reales de modo que  $z_1 = z_2 = z$ .

De esta manera, el cambio en la pobreza asociado al crecimiento (“**efecto crecimiento**”) se obtiene al computar el cociente en el ingreso medio entre las distribuciones que se comparan:  $\lambda = \frac{\mu_2}{\mu_1}$ ; donde  $\mu_1$  y  $\mu_2$  representan el ingreso promedio en los períodos 1 y 2, lo que permite obtener una nueva distribución del ingreso  $F_1^*(x)$ .

Si asumimos que la distribución  $F_1(x)$  con media  $\mu_1$  se reescala a partir del valor de  $\lambda$ , se obtiene una nueva distribución  $F_1^*(\lambda x) = F_1(x)$  con media  $\mu_2$  que representa el ingreso promedio de  $F_2(x)$ . De esta manera, considerando que  $F_1^*(x)$  y  $F_2(x)$  tienen el mismo promedio sus curvas se intersectan en ese valor.

A partir de  $F_1^*$  y la línea de pobreza  $z$  se calcula  $H^*$  de modo que el **efecto crecimiento** se determina por medio de  $(H^* - H_1)$  y el **efecto redistribución** se computa como  $(H_2 - H^*)$ .

En términos generales el cambio en  $P$  debido a variaciones en el ingreso (efecto ingreso) y a modificaciones en su distribución (efecto redistribución) se puede descomponer de manera exacta a partir de la ecuación (49):

$$\begin{aligned}\Delta P &= \Delta P_C + \Delta P_R = [P(F_t^*; z) - P(F_t; z)] + [P(F_{t+1}; z) - P(F_t^*; z)] \\ &= (H_1^* - H_1) + (H_2 - H_1^*)\end{aligned}\quad (49)$$

La forma de llevar a cabo la descomposición entre los periodos  $t$  y  $t+1$  se resume en los siguientes pasos:

- i. Dados  $F_t(x)$  y  $F_{t+1}(x)$  en términos nominales, se construye una nueva función de distribución del ingreso  $F_1(x)$  en términos reales con el mismo año base; por ejemplo el periodo  $t+1$ .
- ii. Con las distribuciones  $F_t(x)$  y  $F_{t+1}(x)$  en términos reales se genera una nueva distribución  $F_t^* = F_t(\lambda x)$ , en donde  $\lambda = \frac{\mu_{t+1}}{\mu_t}$  es el factor que reescala el ingreso de la distribución del periodo inicial de modo que las medias de  $F_t^*(x)$  y  $F_{t+1}(x)$  coincidan y sean iguales a  $\mu_{t+1}$ .
- iii. Se calcula el índice de pobreza  $P_\alpha$  utilizando las distribuciones  $F_t(x)$ ,  $F_t^*(x)$  y  $F_{t+1}(x)$  con el valor de  $z$  correspondiente a cada periodo.
- iv. Se determina el efecto crecimiento y distribución utilizando las ecuaciones (51) y (52).

Toda vez que se dispone de las distribuciones  $F_t(x)$ ,  $F_t^*(x)$  y  $F_{t+1}(x)$ , así como de la línea de pobreza  $z$  se puede obtener, por ejemplo, el cambio en el índice  $H$ :

$$\Delta H_{(t;t+1)} = H[F_{t+1}(x); z_{t+1}] - H[F_t(x); z_t] = F_{t+1}(x; z_{t+1}) - F_t(x; z_t) \quad (50)$$

Conforme a lo anterior el cambio en la pobreza asociado al **efecto crecimiento económico** ( $\Delta H_C$ ) se computa por medio de:

$$\Delta H_C = H[F_t^*(x); z] - H[F_t(x); z] = H_1^* - H \quad (51)$$

Por su parte, el efecto explicado por los cambios en la distribución del ingreso (**efecto redistribución**) se determina como se indica a continuación:

$$\Delta H_R = H[F_{t+1}(x); z] - H[F_t^*(x); z] = H_{t+1} - H_1^* \quad (52)$$

Este procedimiento se sustenta en que la distribución  $F_t(x)$  se fija como punto de referencia de modo que el efecto crecimiento se aproxima reescalando el ingreso de esa distribución.

No obstante, también es posible definir  $F_{t+1}(x)$  como periodo base de manera que el efecto crecimiento se compute a partir de deflactar los ingresos hacia el punto 1 por el factor  $\lambda = \frac{\mu_{t+1}}{\mu_t}$ , lo que generaría una distribución  $F_{t+1}^*(x/\lambda) = F_{t+1}(x) \forall x$  o de manera equivalente  $F_{t+1}^*(x) = F_{t+1}(\lambda x)$ , de modo que  $F_{t+1}^*$  comparte el mismo promedio ( $\mu_t$ ) con  $F_t(x)$ .

De esta manera, el cambio en el índice de pobreza se puede descomponer de la manera siguiente:

$$\Delta P = \Delta P_C + \Delta P_R = [P(F_{t+1}; z) - P(F_{t+1}^*; z)] + [P(F_{t+1}^*; z) - P(F_t; z)] \quad (53)$$

Con el propósito de que la descomposición no sea sensible al periodo de referencia se propone utilizar las siguientes ecuaciones:

$$\Delta P_C = \frac{1}{2} [P(F_t^*; z) - P(F_t; z) + P(F_{t+1}; z) - P(F_t^*; z)] \quad (54)$$

$$\Delta P_D = \frac{1}{2} [P(F_{t+1}; z) - P(F_t^*; z) + P(F_{t+1}^*; z) - P(F_t; z)] \quad (55)$$

## 8. Método de Son (2003) (S)

La metodología de Son (2003) sugiere dividir a la población en  $k$  grupos mutuamente excluyentes a partir de criterios socioeconómicos o demográficos, aprovechando que los índices FGT se descomponen en forma aditiva.

De esta manera, la pobreza total se puede escribir como:

$$P = \sum_{i=1}^k w_i P_i, \text{ con } i=1, \dots, k \quad (56)$$

en donde  $w_i$  y  $P_i$  representan, respectivamente, la proporción de población y el índice de pobreza en el grupo  $i$ .

Así, el cambio en el índice se define por medio de:

$$\Delta P_{(1,2)} = P_2 - P_1 \quad (57)$$

donde  $P_1 = \sum_{i=1}^k w_{1i} P_{1i}$ , y  $P_2 = \sum_{i=1}^k w_{2i} P_{2i}$  representan la incidencia de la pobreza en los periodos 1 y 2 a partir de los índices de pobreza ponderados por subgrupos  $P_{1i}$  y  $P_{2i}$ , de manera que la ecuación (57) se puede escribir como:

$$\Delta P = \frac{1}{2} \left[ \sum_{i=1}^k f_{1i} (P_{2i} - P_{1i}) + \sum_{i=1}^k f_{2i} (P_{2i} - P_{1i}) \right] + \frac{1}{2} \left[ \sum_{i=1}^k P_{1i} (f_{2i} - f_{1i}) + \sum_{i=1}^k P_{2i} (f_{2i} - f_{1i}) \right] \quad (58)$$

El cambio en la pobreza se representa como la suma de dos componentes. El primero mide el cambio debido a variaciones de la tasa dentro de los grupos y el segundo estima las modificaciones vinculadas a la composición de la población entre grupos.

El cambio porcentual en la pobreza se representa por medio de:

$$\frac{\Delta P}{P} = \sum_{i=1}^k \frac{\bar{f}_i P_i}{P} \left( \frac{\Delta P_i}{P_i} \right) + \sum_{i=1}^k \frac{\bar{P}_i f_i}{P} \left( \frac{\Delta f_i}{f_i} \right) \quad (59)$$

donde  $\bar{f}_i = \frac{f_{1i} + f_{2i}}{2}$  y  $\bar{P}_i = \frac{P_{1i} + P_{2i}}{2}$ .

El primer término de (59) aproxima el cambio porcentual en la pobreza como resultado de cambios en la incidencia entre los grupos. El segundo término, por su parte, explica el cambio porcentual asociado a los movimientos de población entre grupos.

Son complementa la metodología aplicando el procedimiento de descomposición de Kakwani (1997, op cit.) dentro de cada grupo:

Conforme a lo anterior el **efecto crecimiento** se computa como:

$$\Delta P_C = \frac{1}{2} [P(z, \mu_2, L_1(p)) - P(z, \mu_1, L_1(p)) + P(z, \mu_2, L_2(p)) - P(z, \mu_1, L_2(p))] \quad (60)$$

donde  $L_1(p)$  y  $L_2(p)$  representan las curvas de Lorenz en los periodos 1 y 2 respectivamente, modificando el ingreso medio de las personas.

El **efecto desigualdad** se determina a partir de:

$$\Delta P_D = \frac{1}{2} [P(z, \mu_1, L_2(p)) - P(z, \mu_1, L_1(p)) + P(z, \mu_2, L_2(p)) - P(z, \mu_2, L_1(p))] \quad (61)$$

El efecto desigualdad se estima cambiando las curvas de Lorenz en los periodos inicial y final  $L_1(p)$  y  $L_2(p)$  y manteniendo fijo el ingreso en ambos puntos. De esta manera, la suma del efecto crecimiento y desigualdad permite aproximar el cambio total en los índices de pobreza.

La descomposición por grupo se efectúa de la manera siguiente:

$$\frac{\Delta P_i}{P_i} = \frac{(\Delta P_i)_C}{P_i} + \frac{(\Delta P_i)_D}{P_i}, \text{ para } i=1, \dots, k \quad (62)$$

donde

$$(\Delta P_i)_C = \frac{1}{2} [P(z, \mu_{2i}, L_{1i}(p)) - P(z, \mu_{1i}, L_{1i}(p)) + P(z, \mu_{2i}, L_{2i}(p)) - P(z, \mu_{1i}, L_{2i}(p))] \quad (63)$$

$$(\Delta P_i)_D = \frac{1}{2} [P(z, \mu_{1i}, L_{2i}(p)) - P(z, \mu_{1i}, L_{1i}(p)) + P(z, \mu_{2i}, L_{2i}(p)) - P(z, \mu_{2i}, L_{1i}(p))] \quad (64)$$

donde  $\mu_{ii}$  representa el ingreso medio del grupo  $i$  en el año  $t$ , y  $L_{ii}(p)$  es la curva de Lorenz del  $i$ -ésimo grupo en el mismo periodo.

El cambio porcentual en la pobreza se expresa mediante:

$$\frac{\Delta P}{P} = \underbrace{\sum_{i=1}^k \frac{\bar{f}_i P_i}{P} \frac{(\Delta P_i)_C}{P_i}}_{\text{efecto crecimiento}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \frac{\bar{f}_i P_i}{P} \frac{(\Delta P_i)_D}{P_i}}_{\text{efecto desigualdad}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \frac{\bar{P}_i f_i}{P} \left( \frac{\Delta f_i}{f_i} \right)}_{\text{composición de población}} \quad (65)$$

efecto crecimiento    efecto desigualdad    composición de población  
tre grupos            entre grupos

El primer componente de la ecuación (65) mide el efecto crecimiento de cada grupo en la pobreza total, manteniendo constante la distribución al interior de los grupos.

Este término, a su vez, puede descomponerse de la manera siguiente:

$$\sum_{i=1}^k \frac{\bar{f}_i P_i}{P} \frac{(\Delta P_i)_C}{P_i} = \sum_{i=1}^k \frac{\bar{f}_i P_i}{P} \frac{(\Delta P_i)_r}{P_i} + \sum_{i=1}^k \frac{\bar{f}_i P_i}{P} \frac{(\Delta P_i)_{br}}{P_i} \quad (66)$$

con

$$(\Delta P_i)_r = \frac{1}{2} [P(z, \mu_{2i}^*, L_{1i}(p)) - P(z, \mu_{1i}, L_{1i}(p)) + P(z, \mu_{2i}^*, L_{2i}(p)) - P(z, \mu_{1i}, L_{2i}(p))] \quad (67)$$

$$(\Delta P_i)_{br} = \frac{1}{2} [P(z, \mu_{2i}, L_{1i}(p)) - P(z, \mu_{2i}^*, L_{1i}(p)) + P(z, \mu_{2i}, L_{2i}(p)) - P(z, \mu_{2i}^*, L_{2i}(p))] \quad (68)$$

y  $\mu_{2i}^* = \mu_{1i}(1+r)$ , en donde  $r$  representa la tasa de crecimiento de la población.

El primer componente del lado derecho de la ecuación (67) mide el efecto del crecimiento en la pobreza asumiendo que todos los grupos tienen la misma tasa, en tanto que el segundo tiene en cuenta la variación entre grupos.

Se demuestra que el cambio en la pobreza se puede expresar a partir de cuatro componentes:

- i. Efecto crecimiento total asumiendo que la desigualdad no cambia.
- ii. El segundo considerando que la tasa de crecimiento puede variar entre grupos.
- iii. El efecto de los cambios en la desigualdad entre grupos.
- iv. Las variaciones en la composición de la población entre grupos.

## 9. Método de Araar y Taiwo (2006) (AT)

Araar y Taiwo (2006) propusieron un procedimiento sustentado en el Shapley value a partir de la metodología desarrollada por Shorrocks (1999, op cit.).

Este método genera una descomposición aditiva exacta y el valor del residuo, asociado a la interacción del ingreso y la curva de Lorenz, se computa a partir de una aproximación lineal.

Araar y Taiwo (2006, *op cit.*) afirman que las propiedades del método de descomposición utilizando el *Shapley value* son:

- i) **Simetría:** Asegura que la contribución de cada factor –crecimiento y desigualdad– es independiente del orden en que se lleve a cabo la descomposición. Es decir, no importa el periodo de referencia que se elija.
- ii) **Aditividad:** La descomposición se puede llevar a cabo de manera aditiva.

Asumiendo la notación de los autores el cambio en los índices de pobreza se descompone de la manera siguiente:

$$\Delta P(x, \mu) = E_{C(\mu)} + E_{D(\pi)} \quad (69)$$

En donde  $E_C$  es el efecto crecimiento con perfecta igualdad que depende del ingreso medio ( $\mu$ ) y  $E_D$  el efecto desigualdad que es función de los parámetros de la curva de Lorenz ( $\pi$ ). La contribución del ingreso se puede reescribir de la manera siguiente:

$$E_{\mu/\pi=0} = \begin{cases} 0 & \text{cuando } \mu \geq 0 \\ P(\mu, z) & \text{cuando } \mu < z \end{cases} \quad (70)$$

La ecuación (69) da cuenta que la cuasi perfecta igualdad en la asignación del ingreso no es condición suficiente para erradicar la pobreza en sociedades donde el ingreso medio es muy bajo. Por otra parte, en la medida de que el ingreso medio se aproxime al valor de la línea de pobreza cualquier incremento en su monto permite que un mayor número de personas abandonen la pobreza.

Cuando el ingreso medio es alto, es común que su aumento se acompañe de incrementos en el registro de inequidad lo que debe tenerse en cuenta para el diseño de políticas, debido a que el aumento de la concentración del ingreso tiende a incrementar el nivel de pobreza.

La manera de llevar a cabo la descomposición se muestra a continuación.

Sea

$$\Delta P_{(1,2)} = P_2 - P_1 = C_{(1,2)} + D_{(1,2)} \quad (71)$$

el cambio en la pobreza entre el periodo 1 y 2 se expresa como la suma del efecto crecimiento ( $C_{12}$ ) y desigualdad ( $D_{12}$ ) y se computa a partir de la ecuaciones que se presentan a continuación:

**Efecto crecimiento:**

$$C_{(1,2)} = \frac{1}{2} \{ [P(z, \mu_2, L_1(p)) - P(z, \mu_1, L_1(p))] + [P(z, \mu_2, L_2(p)) - P(z, \mu_1, L_2(p))] \} \quad (72)$$

**Efecto desigualdad:**

$$D_{(1,2)} = \frac{1}{2} \{ [P(z, \mu_1, L_2(p)) - P(z, \mu_1, L_1(p))] + [P(z, \mu_2, L_2(p)) - P(z, \mu_2, L_1(p))] \} \quad (73)$$

Muller (2006) analiza los fundamentos teóricos de algunos de procedimientos descritos en este trabajo y afirma que los métodos propuestos asumen que la contribución de una variable al cambio en el índice de pobreza puede aislarse manteniendo constante el resto de los factores, a partir de un escenario contrafactual construido de manera apropiada. Asimismo, enfatiza que la selección del periodo de referencia es fundamental en cualquier procedimiento.

Indica que las metodologías están relacionadas con la teoría de los números índices, que a su vez se aproximan a partir de técnicas de integración. También señala que algunos de los métodos son arbitrarios y que el *Shapley value* resulta particularmente confuso.

Al igual que el procedimiento de Datt y Ravallion (1992, *op cit.*) afirma que el *Shapley value* no es consistente con las descomposiciones que se aproximan a partir de métodos de integración<sup>26</sup>.

Concluye que ninguna de las metodologías en vigencia guardan relación con la aproximación por integrales que a su juicio es el punto de partida para llevar a cabo descomposiciones dinámicas y sugiere aplicar el método del índice de Divisia (*Logarithm mean Divisia Index decomposition* (LMDI)) para descomponer los cambios intertemporales en los indicadores de pobreza y desigualdad.

<sup>26</sup> Considerando que en las descomposiciones de pobreza usualmente se utiliza la familia de índices propuesta por Foster *et al.* (1984), los cambios en el índice de pobreza  $P=(\mu, L, z)$  se pueden descomponer en términos del cambio en el ingreso medio de los hogares ( $\mu$ ), la distribución del ingreso ( $L$ ) y el valor de la línea de pobreza ( $z$ ). De esta manera, el cambio en el índice de pobreza entre los

periodos  $t$  y  $t+1$  se puede expresar por medio de:  $\Delta P_{(t,t+1)} = \int_t^{t+1} \frac{\partial P}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial t} dt + \int_t^{t+1} \frac{\partial P}{\partial L} \frac{\partial L}{\partial t} dt + \int_t^{t+1} \frac{\partial P}{\partial z} \frac{\partial z}{\partial t} dt$ . Indica que esta

manera de aproximar el cambio guarda relación con el procedimiento que se aplica para realizar descomposiciones en el estudio de la energía.

Propone una aproximación por integrales y utilizando la expresión de la nota de pie de página (ver nota n.25), argumenta que el cambio en el índice de pobreza por modificaciones en el ingreso se obtiene por medio de la siguiente expresión:

$$\frac{\partial P}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial t} \approx \frac{P(\mu_{t+1}; L_{t+1}) - P(\mu_t; L_{t+1})}{\mu_{t+1} - \mu_t} \Delta t \quad (74)$$

que equivale al índice de Laspeyres. Si la ecuación anterior se aplica para medir los cambios en la distribución del ingreso (L) y en ambos casos se evalúa en el periodo t se obtiene el índice de Paasche.

Afirma que la combinación del índice de Laspeyres para el ingreso ( $\mu$ ) y la distribución del ingreso L equivale a la expresión de Datt y Ravallion, en tanto que combinando el índice de Laspeyres para  $\mu$  y el de Paasche para L se reproduce la metodología de Jain y Tendulkar.

Finalmente, señala que promediando el índice de Laspeyres y el de Paasche se obtiene el índice Marshall-Edgeworth<sup>27</sup> y se genera una expresión similar al *Shapley value* con dos variables. Esto demuestra que los métodos de descomposición pueden considerarse como un caso particular de las técnicas de aproximación por integrales.

Bresson (2008a) utilizando los resultados anteriores propone una metodología de descomposición sustentada en la teoría de integración a partir de la siguiente expresión:

$$\Delta_{t,t+1} P(\mu, z, L) = \int_t^{t+1} \frac{dP(\mu_t, z_t, L_t)}{dt} dt \quad (75)$$

Utilizando la expansión de series de Taylor de primer orden obtiene que el cambio en el índice de pobreza que se representa por medio de la siguiente ecuación:

$$\Delta_{t,t+1} P(\mu, z, L) \cong \underbrace{\int_t^{t+1} \frac{\partial P(\mu_t, z_t, L_t)}{\partial \mu} \frac{\partial \mu}{\partial t} dt}_{\text{crecimiento}} + \sum_{i=1}^r \underbrace{\int_t^{t+1} \frac{\partial P(\mu_t, z_t, L_t)}{\partial L_i} \frac{\partial L_i}{\partial t} dt}_{\text{distribución}} \quad (76)$$

Ante la posibilidad de utilizar métodos exactos y aditivos como los aquí descritos no se justifica aplicar procedimientos con residuo. No obstante, algunas investigaciones que se han llevado a cabo para países de la región han aplicado esta opción (véase, por ejemplo, Larrañaga (1994); Robles (1999), Busso *et al.* (2005) y Larrañaga y Herrera, (2008).

A partir de la evidencia teórica que se ha analizado, y como demostrará más adelante, se acredita que las metodologías de **KD**, **M** y **AT** se sustentan en el mismo principio, asumen el componente residual a partir de una aproximación lineal y generan resultados similares<sup>28</sup>.

En este contexto, asumiendo que la propuesta de KD se puede aplicar por subperiodos los resultados que a continuación se examinan aplican el procedimiento dinámico de Kakwani para computar la contribución de los efectos crecimiento y desigualdad en la evolución de los índices de pobreza.

La información básica asociada a la evolución de los procedimientos disponibles para llevar a cabo la descomposición de los índices de pobreza se resume en el cuadro 1.

<sup>27</sup> Equivale al índice de Divisia para  $\alpha=2$ .

<sup>28</sup> Cuando el efecto crecimiento y distribución se computan promediando los resultados que surgen de fijar como referencia los periodos inicial y final, teóricamente se debiera llegar a los mismos resultados. Sin embargo, desde el punto de vista práctico pueden presentarse pequeñas diferencias en los resultados reportados por los distintos métodos.

**CUADRO 1**  
**PROCEDIMIENTOS PARA DESCOMPONER LOS CAMBIOS EN EL ÍNDICE DE POBREZA**

Autores	Observaciones
Ravallion y Huppi (1989) – <b>RH</b>	Propusieron un método para descomponer los cambios en la pobreza entre las zonas urbano y rural. En esta investigación ya se observaba la presencia de un término de interacción <b>residual</b> . <b>No se considera un método de descomposición exacto.</b>
Kakwani (1990) - <b>KE</b>	Propuso un método <b>estático</b> para descomponer los cambios en la pobreza a partir de modificaciones en el ingreso y la curva de Lorenz. Se proponen expresiones para computar las <b>elasticidades</b> pobreza-ingreso y pobreza-desigualdad, medida a partir del índice Gini.
Kakwani y Subbarao (1990) - <b>KS</b>	Se propone un método <b>dinámico</b> para descomponer los cambios en el índice de pobreza. <b>Se advierte la presencia de un efecto residual pero se omite su cuantificación.</b> Se proponen ecuaciones para computar el efecto ingreso, en tanto que el efecto redistribución se computa de manera residual. Es decir, como la diferencia entre el cambio en el índice de pobreza menos el efecto crecimiento.
Jain y Tendulkar (1990) - <b>JT</b>	Proponen <b>dos maneras de llevar a cabo la descomposición.</b> Para resolver el problema del efecto residual <b>cambian el período de referencia</b> para el cálculo del efecto crecimiento y el efecto desigualdad. <b>No se considera un método de descomposición exacto.</b>
Datt y Ravallion (1992) - <b>DT</b>	Propusieron un método para descomponer los cambios en la pobreza: efecto crecimiento, efecto desigualdad y un <b>término residual</b> que da cuenta de la interacción. Se indica que el efecto residual no es menor y en ocasiones puede incluso superar al efecto desigualdad. Critican la manera en que KS y JT manejan de manera arbitraria el residuo, e indican que su procedimiento se puede extender a más de dos períodos.
Tsui (1996) - <b>T</b>	Propone un conjunto de <b>axiomas</b> que se deben satisfacer los métodos de descomposición, y presenta una metodología para llevar a cabo la <b>descomposición sin residuo.</b>
Shorrocks (1990) - <b>SH</b>	Utiliza por primera vez el <b>Shapley Value</b> para llevar a cabo la descomposición exacta. Deriva ecuaciones para identificar el efecto crecimiento y desigualdad. Este método atiende la interacción entre el ingreso y la desigualdad. No tiene efecto residual.
Kawani (1997) - <b>KD</b>	Propone un <b>método de descomposición exacto y aditivo</b> sustentado en un conjunto de axiomas que se demuestran. Asimismo, presenta la manera en que la metodología <b>se puede extender a más de dos períodos.</b> Al igual que SH se hace cargo del efecto residual.
Mahmoudi (2001) <b>M</b>	Propone un método de descomposición exacto y aditivo basado en las propiedades estadísticas de la función de distribución del ingreso y su relación con la curva de Lorenz y los índices de pobreza. No existe residuo.
Son (2001) <b>S</b>	Extiende la metodología propuesta por Kakwani para incorporar el efecto población en la descomposición
Araar y Taiwo (2006) <b>AT</b>	Aplican el procedimiento del <b>Shapley Value</b> de acuerdo a la propuesta de Shorrocks

Fuente: Elaboración de los autores.



### III. Significancia estadística de los cambios en los índices de pobreza

---

Cuando el propósito de la investigación es evaluar el efecto de las políticas en la evolución de la pobreza es indispensable certificar que los estimadores de cambios sean robustos desde la óptica estadística.

Al igual que cualquier otro parámetro generado a partir de una encuesta por muestreo los índices de pobreza, el ingreso medio y los coeficientes de desigualdad tienen asociado un error estadístico que depende del esquema utilizado para la selección de la muestra y de las etapas de estratificación y conglomeración del marco de muestreo que se utiliza para la selección de los hogares.

Atendiendo a estas consideraciones, como fase previa a cualquier análisis se requiere corroborar si los cambios observados en los parámetros de interés están asociados a la evolución del fenómeno de estudio o corresponden a variaciones aleatorias de los datos que no pueden considerarse estadísticamente significativas.

La evidencia confirma que en el trabajo empírico suelen presentarse situaciones en que las conclusiones podrían carecer de validez en la medida de que se compruebe que los estimadores de cambio no son estadísticamente confiables.

Para verificar la robustez de los estimadores se recomienda aplicar pruebas de hipótesis para determinar, por ejemplo, si la diferencia en el índice de pobreza en periodo  $i$  respecto de  $j$  puede considerarse significativa desde la óptica estadística.

A continuación se describe un procedimiento que puede aplicarse para corroborar la robustez estadística del indicador que da cuenta del cambio en la tasa de indigencia (pobreza).

Sea  $x_1, x_2, \dots, x_n$  una muestra aleatoria de tamaño  $n$  seleccionada a partir de una población con media  $\mu$  y varianza  $\sigma^2$  y  $H$  el índice de pobreza que se obtiene de la medición.

Aplicando el teorema del límite central se demuestra que:

$$\sqrt{n(\hat{H} - H)} \quad (77)$$

se distribuye asintóticamente con media  $\mu=0$  y varianza  $\sigma^2(\hat{H})$

$$[\sqrt{n}(\hat{H} - H) \approx N(0, \sigma^2(\hat{H}))] \quad (78)$$

Así, a partir de la ecuación (79) se demuestra que el estadístico para probar que H asume un determinado valor de interés se obtiene por medio de:

$$t = \frac{\hat{H} - H}{DE(\hat{H})} \approx N(0,1) \quad (79)$$

en donde  $DE = \frac{\hat{\sigma}(\hat{H})}{\sqrt{n}}$  representa la desviación estándar del índice de indigencia (pobreza) generado a partir de tener en cuenta la estructura compleja del diseño de muestra.

Por otra parte, suponga que  $\hat{H}_i$  y  $\hat{H}_j$  son los índices de pobreza computados para los periodos i e j respectivamente, generados a partir de dos muestras aleatorias independientes de tamaños  $n_1$  y  $n_2$ . Asimismo,  $\hat{\sigma}_1^2$  y  $\hat{\sigma}_2^2$  son los estimadores muestrales de las varianzas de las distribuciones asintóticas  $\sqrt{n}\hat{H}_1$  y  $\sqrt{n}\hat{H}_2$ .

Se desea comprobar la hipótesis nula  $H_0 : H_i = H_j$  versus  $H_A : H_i \neq H_j$  la alternativa ( $H_A$ ) que indica que las incidencias estimadas para los periodos i e j son distintas a partir de valorar la significancia del estadístico Z<sup>29</sup>, que para una prueba de dos colas y asumiendo que las muestras son independientes se computa como se muestra a continuación:

$$Z = \frac{H_i - H_j}{\sqrt{\sigma_{H_1}^2 + \sigma_{H_2}^2}} \quad (80)$$

Asumiendo que Z tiene una distribución normal estandarizada y  $H_i$  y  $H_j$  representan los índices de pobreza en los periodos i e j y  $\sigma_{H_1}^2$ ,  $\sigma_{H_2}^2$  el cuadrado de su error estándar. Cuando el valor calculado para Z es mayor que el reportado en tablas para una distribución normal estandarizada para un nivel de confiabilidad determinado ( $\alpha$ ) se rechaza  $H_0$ .

Para computar los errores de muestreo de los estimadores de cambio del ingreso, la tasa de pobreza y el coeficiente de Gini, se debe tener en cuenta que es común que la selección de la muestra involucre la estratificación de las unidades primarias de muestreo (UPM's) y la conglomeración de las viviendas (unidades de segunda etapa).

Es decir, es habitual que los datos que se analizan se hayan generado a partir de un diseño de muestra complejo por lo que el cómputo de la varianza se debe llevar a cabo a partir de alguno de los algoritmos de estimación que utilizan aproximaciones por series de Taylor u otro método que tenga en cuenta la complejidad de la muestra.

<sup>29</sup> Aplicando el teorema del límite central se obtiene que Z se distribuye asintóticamente como una distribución normal estandarizada.

Asimismo, otra manera de aproximar el error estándar de cualquier estimador (por ejemplo, los índices de pobreza) se logra a partir del método *bootstrap* que consiste en seleccionar varias réplicas aleatorias de una muestra y posteriormente estimar el error a partir del promedio de los valores generados en cada réplica.

Se demuestra, sin embargo, que los errores aproximados con *bootstrap* que no tienen en cuenta la estratificación y conglomeración de la muestra son mayores que los que se obtienen cuando se tiene en cuenta el diseño complejo (Biewen y Jenkins, 2003).

En la actualidad existen paquetes que permiten llevar a cabo el cálculo de los errores de muestreo para diseños complejos. Por ejemplo, los programas SAS, SPSS y STATA disponen de algoritmos para computar medidas de dispersión utilizando la estructura compleja del diseño de la muestra a partir de aproximaciones de series de Taylor.



## IV. Manejo de la línea de pobreza: indexación y normalización del ingreso

---

Para llevar a cabo para la descomposición se requiere fijar un periodo para comparar los ingresos de dos o más distribuciones en el tiempo. Asimismo, es importante manejar en forma adecuada los valores de las líneas de indigencia y pobreza sobre todo cuando se utilizan distintos umbrales dentro de un mismo país.

Lo anterior significa que los valores monetarios que se comparan deben expresarse en la misma base. Si se desea llevar a cabo, por ejemplo, la descomposición de la pobreza entre los periodos t y t+1 es posible fijar como referencia cualquiera de los puntos de comparación.

Para alcanzar este propósito se dispone al menos de las siguientes alternativas:

- a) Deflactar el ingreso de ambas encuestas utilizando el Índice de Precios al Consumidor (IPC) fijando como referencia alguno de los periodos analizados<sup>30</sup>:

$$y^*_t = ypc_t * (1 + \Delta IPC_{(t,t+1)}) \quad (81)$$

- b) Deflactar el ingreso de los hogares utilizando el cociente entre los valores de la línea de indigencia (pobreza) de ambos periodos. El deflactor se construye dividiendo el valor de la línea de indigencia del periodo t+1 entre el correspondiente del año t, y este factor se utiliza para reescalar los ingresos del año t y los expresa en base del periodo t+1.

$$y^*_{(t)} = ypc_t * \frac{z_{t+1}}{z_t} \quad (82)$$

---

<sup>30</sup> Si se desean llevar los ingresos del periodo t+1 al punto t, el valor del factor es menor que la unidad.

$$y^*_{(t+1)} = ypc_{t+1} * \frac{z_t}{z_{t+1}} \quad (83)$$

- c) Otra opción es construir un vector de ingreso normalizado por el valor de la línea de pobreza en cada periodo de la manera como se muestra a continuación:

$$y100_{(t)} = \left(\frac{ypc_t}{z_t}\right) * 100 \quad (84)$$

$$y100_{(t+1)} = \left(\frac{ypc_{t+1}}{z_{t+1}}\right) * 100 \quad (85)$$

Donde  $y100_{(t)}$  representa el ingreso *per capita* normalizado en el periodo t (t+1),  $ypc_t$  el ingreso *per capita* del hogar en el periodo t (t+1) y  $z_t$  el valor de la línea de indigencia (pobreza) en el periodo t (t+1).

Es común que en el trabajo empírico la mayor parte de los investigadores utilicen la opción a). No obstante, este procedimiento enfrenta limitaciones ya que lo habitual es que sólo se disponga del IPC para las zonas urbanas y su uso conlleva asumir que la variación espacial de precios es similar entre áreas urbanas y rurales, así como en el espectro intertemporal.

Para los fines de este trabajo se optó por la opción c) que presenta las siguientes ventajas:

- i. El ingreso normalizado tiene en cuenta la variabilidad espacial de los precios al reescalar la distribución por un factor diferencial para los hogares urbanos y rurales.
- ii. La normalización del ingreso tiene en cuenta la variabilidad temporal de los precios debido a que el valor de la línea de indigencia (pobreza) es distinta en cada uno de los periodos que se comparan.
- iii. Como resultado de la normalización el valor de la línea de pobreza de referencia es el mismo en todos los periodos que en este caso asume el valor de 100 (se puede fijar otro nivel).

En la medida que se maneje en forma adecuada la línea de indigencia (pobreza) se obtendrán resultados consistentes, ya que pueden presentarse situaciones en que la aplicación del procedimiento de descomposición no logre reproducir los valores de los indicadores de indigencia (pobreza) en los periodos que se comparan.

Para llevar a la práctica la opción c) se procede como se indica a continuación:

- i. Se normaliza el ingreso *per capita* ( $ypc100$ ) utilizando el valor de la línea de indigencia (pobreza) de cada contexto geográfico (por ejemplo, urbano y rural). Esta operación se lleva a cabo para los periodos de comparación t y t+1.
- ii. Se obtiene una nueva línea de pobreza  $z100=100$  para cada área geográfica.
- iii. Se computa un nuevo vector de ingreso *per capita* promedio por área geográfica para los periodos de comparación t y t+1.
- iv. Se construyen los deflatores del ingreso. Si el ingreso del periodo t se quiere expresar en

$$d_{t,t+1} = \frac{\mu_{t+1}}{\mu_t}$$

valores constantes del periodo t+1 el deflactor que se debe utilizar es:  $\frac{\mu_{t+1}}{\mu_t}$ . En donde  $\mu_t$ ,  $\mu_{t+1}$  representan el ingreso per capita reescalado con la línea de indigencia (pobreza) en los periodos t y t+1 respectivamente.

- i. Si se desea expresar el ingreso del periodo t+1 en valores constantes del periodo t el deflactor que se debe aplicar es:  $d_{t+1,t} = \frac{\mu_t}{\mu_{t+1}}$ .
- ii. Los nuevos vectores de ingreso reescalados se obtienen como se muestra a continuación:
- iii.  $ypc100_{t,t+1} = ypc100 * (\frac{\mu_{t+1}}{\mu_t})$  y  $ypc100_{t+1,t} = ypc100 * (\frac{\mu_t}{\mu_{t+1}})$ . Esta operación se debe llevar a cabo por área geográfica.
- iv. Con los nuevos vectores de ingreso se generan los índices de indigencia (pobreza) del periodo t ( $H_t$ ) y del periodo t+1 ( $H_{t+1}$ ), así como sus valores contrafactuales  $H^*_t$  y  $H^*_{t+1}$ .
- v.  $H^*_t$  representa el valor del índice de pobreza del periodo t utilizando el ingreso del año t en valores constantes del periodo t+1.
- vi. Por su parte,  $H^*_{t+1}$  es el índice de pobreza del periodo t+1 computado a partir del ingreso del periodo t en valores constantes del periodo t+1.



## V. La fuente de datos

---

Para llevar a cabo la descomposición e identificar la contribución del crecimiento y la desigualdad a la evolución de los indicadores de pobreza se examinaron cifras oficiales de los países de la región generadas a partir de las encuestas de hogares.

Se procesaron y analizaron 54 bases de datos para un conjunto de 18 países —tres episodios por país— que en su mayoría ofrece la posibilidad desagregar los resultados nacionales por ámbito geográfico —urbano y rural—, con excepción de Argentina, Ecuador, Paraguay y Uruguay que disponen —en algunos años— únicamente información para las zonas urbanas o parte de ellas.

La información básica de las encuestas utilizadas se presenta en el cuadro 2. Los datos examinados corresponden a fechas ubicadas en torno a 1997, 2002 y 2007, en tanto que los periodos elegidos para llevar a cabo la descomposición corresponden a los quinquenios cercanos a 1997-2002 y 2002-2007 y próximos al decenio 1997-2007.

La década seleccionada coincide con un periodo en que la región sorteó diversos episodios de crisis económica y posteriormente alcanzó tasas de crecimiento del producto que le permitió a la mayoría de los países reducir de manera ostensible las tasas de indigencia y pobreza, y en algunos casos también se acreditan reducciones importantes en los coeficientes de desigualdad.

El periodo de bonanza económica más importante se manifestó en la primera mitad del presente decenio, por lo que se considera particularmente relevante conocer cuál de los factores aludidos —ingreso o desigualdad— puede considerarse preponderante para explicar la evolución de los indicadores de pobreza durante el periodo 1997 y 2000, en particular con el desempeño auspicioso en materia de reducción de la pobreza reportado para el quinquenio 2002-2007.

Cabe señalar, no obstante, que las encuestas aplican marcos conceptuales y definiciones de ingreso distintas, lo cual debe tenerse en cuenta en el análisis de los resultados especialmente cuando se examinan las contribuciones del ingreso y la desigualdad a los cambios en la tasa de pobreza, así como cuando se comparan los coeficientes de elasticidad entre países.

Se debe recordar que las comparaciones tienen limitaciones que deben tenerse presentes al comparar el desempeño de los países en materia de pobreza, ingreso y desigualdad, así como al identificar la preponderancia de alguno de los factores para explicar la evolución de los indicadores de pobreza.

**CUADRO 2**  
**AMÉRICA LATINA: ENCUESTAS DE HOGARES UTILIZADAS, TIPO DE ENCUESTA,**  
**AÑO Y COBERTURA GEOGRÁFICA**

País	Encuesta utilizada	Años	Cobertura geográfica
Argentina	Encuesta Permanente de Hogares (EPH)	1997, 2002 y 2005	Gran Buenos Aires
Bolivia (Estado Plurinacional de)	Encuesta Continua de Hogares (ECH)	1997, 2002 y 2007	Nacional (Urbano-Rural)
Brasil	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)	1996, 2001 y 2007	Nacional (Urbano-Rural)
Chile	Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN)	1996, 2000 y 2006	Nacional (Urbano-Rural)
Colombia	Encuesta Nacional de Hogares (ENH)	1997, 2002 y 2005	Nacional (Urbano-Rural)
	Encuesta Continua de Hogares (ECH)	1997, 2002 y 2005	Nacional (Urbano-Rural)
Costa Rica	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM)	1997, 2002 y 2007	Nacional (Urbano-Rural)
Ecuador <sup>a</sup>	Encuesta periódica de empleo, desempleo y subempleo	1997, 2002 y 2007	Zona urbana
	Encuesta periódica de empleo, desempleo y subempleo	1997, 2002 y 2005	Nacional (Urbano-Rural)
EL Salvador	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM)	1997, 2001 y 2004	Nacional (Urbano-Rural)
Guatemala	Encuesta nacional de Ingresos y Gastos Familiares (ENIGFAM)	1998, 2002 y 2006	Nacional (Urbano-Rural)
	Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos (ENEI)	1997, 2002 y 2005	Nacional (Urbano-Rural)
Honduras	Encuesta Permanente de Hogares de Propósitos Múltiples	1997, 2002 y 2007	Nacional (Urbano-Rural)
México	Encuesta de Ingresos y Gasto de los Hogares (ENIGH)	1996, 2000 y 2006	Nacional (Urbano-Rural)
Nicaragua	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Niveles de Vida	1997, 2001 y 2005	Nacional (Urbano-Rural)
Panamá	Encuesta de Hogares	2001, 2004 y 2007	Nacional (Urbano-Rural)
Paraguay <sup>a</sup>	Encuesta Permanente de Hogares	1996, 2001 y 2007	Zona urbana
Perú República Dominicana	Encuesta Nacional de Hogares	1997, 1999 y 2003	Nacional (Urbano-Rural)
Uruguay <sup>a</sup>	Encuesta de Fuerza de trabajo (EFT)	2002, 2004 y 2007	Nacional (Urbano-Rural)
Venezuela (República Bolivariana de)	Encuesta Continua de Hogares	1997, 2002 y 2007	Zona urbana
	Encuesta de Hogares por Muestreo	1997, 2002 y 2007	Nacional

Fuente: Elaboración de los autores.

<sup>a</sup> En Ecuador y Uruguay la encuesta de 2007 tiene cobertura nacional. En Paraguay, las encuestas de 2001 y 2007 tienen cobertura nacional.

## VI. Resultados

---

Como fue señalado en la sección III la primera tarea que se debe llevar a cabo es corroborar si las variaciones en el ingreso, en los índices de pobreza y de desigualdad se consideran estadísticamente significativas.

En este sentido, considerando que la mayoría de las bases de datos utilizadas no contienen información acerca de la estructura del diseño de muestra —estratificación y conglomeración—, el cálculo de los errores de muestreo se realizó a partir de la aplicación del procedimiento *bootstrap*.

### A. Robustez estadística de los cambios en el ingreso per cápita

En el cuadro 3 se presenta información que permite verificar la robustez estadística de los cambios ocurrido en el ingreso per cápita de los hogares para los distintos períodos analizados.

La confiabilidad estadística del estimador de cambio se evaluó al 1, 5 y 10%, con el propósito de disponer de distintos niveles de significancia y no excluir deliberadamente aquellos casos en donde la robustez del estadístico superara el umbral del 1%.

Los datos confirman que sólo en algunos episodios el estimador de cambio del ingreso no resultó estadísticamente significativo. En efecto, con excepción de Colombia, Guatemala, Paraguay, Perú, República Dominicana (1997-2002) y Costa Rica (2002-2007), en el resto de las situaciones analizadas las variaciones del ingreso resultaron estadísticamente robustas con niveles de significancia entre el 1 y 10%.

**CUADRO 3**  
**AMÉRICA LATINA: ROBUSTEZ ESTADÍSTICA DE LOS CAMBIOS EN EL INGRESO PER CÁPITA NORMALIZADO, CIRCA 1997, 2002 Y 2007**

País	Ingreso per cápita normalizado <sup>a</sup>			Error Estándar			Estadístico t		
	1997	2002	2007	1997	2002	2007	1997-2002	2002-2007	1997-2007
Argentina <sup>b</sup>	3,8	2,4	3,4	7,2	6,7	4,9	-13,68 ***	11,16 ***	-4,88 ***
Bolivia (Estado Plurinacional de)	1,4	1,4	1,5	1,3	2,2	4,6	1,70 *	2,57 ***	3,65 ***
Brasil	3,2	3,0	3,2	1,2	1,3	1,4	-7,32 ***	9,53 ***	3,00 ***
Chile	3,3	3,6	3,9	2,8	4,8	2,7	6,50 ***	4,31 ***	15,28 ***
Colombia	1,7	1,7	2,0	4,2	1,7	1,4	0,08 NS	12,44 ***	6,26 ***
Costa Rica	2,4	3,0	3,0	1,3	2,2	2,5	20,81 ***	-0,09 NS	18,76 ***
Ecuador **	1,3	1,7	2,1	1,2	1,9	2,1	13,78 ***	17,48 ***	33,22 ***
El Salvador	1,3	1,5	1,5	0,9	1,5	1,1	12,06 ***	-2,92 ***	10,91 ***
Guatemala	1,4	1,3	1,6	5,4	4,5	5,3	-0,11 NS	3,18 ***	2,82 ***
Honduras	0,8	0,9	1,0	1,7	0,9	1,0	2,70 ***	12,33 ***	11,12 ***
México	1,5	2,0	2,2	1,4	3,2	1,3	14,38 ***	5,16 ***	35,26 ***
Nicaragua	1,0	1,1	1,3	2,0	2,8	1,6	2,25 **	4,34 ***	8,43 ***
Panamá	2,3	2,5	2,6	1,4	1,6	1,8	10,78 ***	6,05 ***	16,31 ***
Paraguay <sup>c</sup>	1,7	1,7	1,4	2,6	2,8	2,2	-0,15 NS	-7,64 ***	-8,17 ***
Perú	1,6	1,6	1,4	3,4	4,4	4,5	-0,13 NS	-3,39 ***	-3,90 ***
República Dominicana	1,8	1,7	2,0	1,7	4,8	2,0	-1,25 NS	5,98 ***	9,45 ***
Uruguay <sup>c</sup>	3,5	3,1	2,9	2,2	2,1	1,5	-13,92 ***	-6,93 ***	-22,81 ***
Venezuela (República Bolivariana de)	1,7	1,6	2,1	1,1	0,5	0,7	-4,93 ***	59,68 ***	33,64 ***

Fuente: cálculo de los autores sobre la base de información de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: el año exacto de cada encuesta puede diferir de los años referidos, para ello véase el cuadro 1, especialmente para Panamá y República Dominicana.

NS: Cambios estadísticamente no significativos.

\*\*\* Cambios estadísticamente significativos al 1%.

\*\* Cambios estadísticamente significativos al 5%.

\* Cambios estadísticamente significativos al 10%.

<sup>a</sup> Resultado de normalizar el ingreso per capita entre la línea de pobreza: (ypc/z).

<sup>b</sup> Gran Buenos Aires.

<sup>c</sup> Área urbana.

Por tanto, en 46 de los episodios examinados el estimador de cambio se consideró estadísticamente significativo al 1%, en tanto que las excepciones a esta tendencia se observaron en Bolivia (1997-2002) en donde la variación en el ingreso *per capita* alcanzó la significancia estadística al 10%, mientras que en Nicaragua (1997-2002) lo fue al 5%.

A partir de la evidencia examinada los resultados confirman la posibilidad de utilizar los estimadores de cambio en el ingreso *per capita* del hogar computados para llevar a cabo la descomposición, quedando pendiente la tarea de certificar si es posible sustentar la misma tesis en el caso de los indicadores de pobreza y desigualdad.

## **B. Robustez estadística de los cambios en la incidencia de la pobreza**

En el cuadro 4 se sintetizan los resultados obtenidos en las pruebas de hipótesis que se aplicaron para certificar la robustez estadística de los cambios en la tasa de pobreza para los diferentes subperiodos de estudio.

Al respecto, la evidencia confirma que durante el quinquenio 1997-2002 en cinco países (Bolivia, Colombia, Guatemala, Nicaragua y Perú), los cambios en la tasa de pobreza no pueden considerarse estadísticamente robustos, lo que permite afirmar que en esos países no es posible hacer aseveraciones confiables acerca de la tendencia observada en los estimadores que miden la evolución de la tasa de pobreza.

**CUADRO 4**  
**AMÉRICA LATINA: ROBUSTEZ ESTADÍSTICA DE LOS CAMBIOS EN LA TASA DE POBREZA,**  
**CIRCA 1997, 2002 Y 2007**

País	Tasas de pobreza			1997-2002			2002-2007			1997-2007		
	1997	2002	2007	Cambio en pobreza	Error Estándar	Estadístico <sup>1</sup>	Cambio en pobreza	Error Estándar	Estadístico <sup>1</sup>	Cambio en pobreza	Error Estándar	Estadístico <sup>1</sup>
Argentina <sup>a</sup>	0,178	0,415	0,193	0,237	0,0073	32,4 ***	-0,222	0,0071	-31,1 ***	0,016	0,0047	3,3 ***
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,621	0,624	0,540	0,002	0,0049	0,5 NS	-0,083	0,0117	-7,1 ***	-0,081	0,0114	-7,1 ***
Brasil	0,358	0,375	0,300	0,017	0,0013	13,5 ***	-0,075	0,0012	-64,4 ***	-0,058	0,0012	-48,2 ***
Chile	0,232	0,202	0,137	-0,030	0,0023	-13,2 ***	-0,065	0,0018	-36,9 ***	-0,095	0,0021	-45,4 ***
Colombia	0,509	0,511	0,468	0,002	0,0051	0,3 NS	-0,043	0,0040	-10,6 ***	-0,041	0,0045	-9,1 ***
Costa Rica	0,225	0,203	0,186	-0,022	0,0030	-7,3 ***	-0,017	0,0029	-5,8 ***	-0,039	0,0030	-13,0 ***
Ecuador <sup>b</sup>	0,562	0,490	0,388	-0,072	0,0049	-14,7 ***	-0,102	0,0046	-22,1 ***	-0,174	0,0046	-37,6 ***
El Salvador	0,555	0,489	0,475	-0,066	0,0038	-17,3 ***	-0,014	0,0039	-3,6 ***	-0,080	0,0038	-20,8 ***
Guatemala	0,611	0,602	0,548	-0,010	0,0178	-0,5 NS	-0,054	0,0161	-3,3 ***	-0,064	0,0124	-5,1 ***
Honduras	0,791	0,773	0,689	-0,018	0,0066	-2,8 ***	-0,084	0,0045	-18,8 ***	-0,102	0,0068	-15,1 ***
México	0,529	0,411	0,317	-0,119	0,0046	-26,0 ***	-0,094	0,0044	-21,3 ***	-0,212	0,0036	-58,4 ***
Nicaragua	0,699	0,693	0,619	-0,006	0,0056	-1,1 NS	-0,074	0,0052	-14,1 ***	-0,080	0,0053	-15,1 ***
Panamá	0,367	0,327	0,286	-0,040	0,0034	-11,6 ***	-0,041	0,0034	-12,1 ***	-0,081	0,0034	-23,9 ***
Paraguay <sup>b</sup>	0,463	0,501	0,552	0,039	0,0076	5,1 ***	0,050	0,0079	6,3 ***	0,089	0,0073	12,1 ***
Perú	0,476	0,486	0,547	0,011	0,0144	0,7 NS	0,060	0,0158	3,8 ***	0,071	0,0135	5,3 ***
República Dominicana	0,471	0,544	0,445	0,072	0,0049	14,8 ***	-0,098	0,0046	-21,5 ***	-0,026	0,0049	-5,3 ***
Uruguay <sup>b</sup>	0,095	0,154	0,181	0,059	0,0048	12,4 ***	0,027	0,0046	5,9 ***	0,086	0,0038	22,9 ***
Venezuela (República Bolivariana de)	0,480	0,486	0,285	0,005	0,0024	2,2 **	-0,200	0,0017	-118,9 ***	-0,195	0,0025	-79,0 ***

Fuente: Cálculo de los autores sobre la base de información de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: El año exacto de cada encuesta puede diferir de los años referidos, para ello véase el cuadro 1, especialmente para Panamá y República Dominicana.

NS: Cambios estadísticamente no significativos.

\*\*\* Cambios estadísticamente significativos al 1%.

\*\* Cambios estadísticamente significativos al 5%.

\* Cambios estadísticamente significativos al 10%.

<sup>a</sup> Gran Buenos Aires.

<sup>b</sup> Área urbana.

En el resto de los países, con excepción de Venezuela, la variación en el registro de pobreza alcanzó el umbral de significancia del 1%, lo que refuerza la utilidad de las cifras y permite continuar con el estudio de la influencia que las variaciones en el ingreso han tenido en los cambios observados en la incidencia de la pobreza.

### **C. Robustez estadística de los cambios en el coeficiente de Gini**

Los cambios en la distribución del ingreso se manifiestan en distintos niveles de la curva de Lorenz, por lo que para los fines de la descomposición es especialmente útil verificar si las alteraciones observadas en el coeficiente de Gini pueden considerarse estadísticamente robustas o son resultado de variaciones aleatorias de las muestras que se comparan.

En este sentido, en el cuadro 5 se aprecia que en algunos países el estimador de cambio del índice de desigualdad no resultó confiable desde la óptica estadística. En efecto, las cifras confirman que en ocho episodios se acredita que las modificaciones ocurridas en el coeficiente de Gini no pueden considerarse significativas, lo que limita la posibilidad de hacer conjeturas respecto de su participación en la evolución observada en las tasas de pobreza.

En seis de los países examinados durante el quinquenio 1997-2002 (Brasil, Chile, Colombia, Guatemala Nicaragua y Perú) queda en evidencia que el cambio en el nivel de equidad no acredita robustez estadística, lo cual permite afirmar que las modificaciones reportadas en el coeficiente de Gini no pueden asociarse a modificaciones verosímiles de la curva de Lorenz.

Por su parte, durante el periodo 2002-2007 en Costa Rica, Ecuador, Honduras y Uruguay se confirma, asimismo, la falta de robustez estadística en el índice que da cuenta del cambio en el nivel de equidad, en tanto que las variaciones reportadas entre 1997 y 2007 certifican que los cambios ocurridos resultaron significativos al 1%.

Por otra parte, en el cuadro 6 se resumen los episodios en donde la variación de los indicadores que intervienen en la descomposición de las tasas de pobreza no pueden considerarse estadísticamente robustos.

En Colombia, Guatemala, Paraguay, Perú y la República Dominicana, por ejemplo, se acredita que para el periodo 1997-2002 las modificaciones reportadas en el ingreso *per capita*, la tasa de pobreza y el coeficiente de Gini no pueden considerarse estadísticamente confiables, por lo que no es posible llevar a cabo inferencia estadística robusta acerca de su interrelación con la evolución de la pobreza.

Asimismo, también se advierten situaciones en donde no es posible calificar como robusto el cambio que se manifiesta en el coeficiente de Gini o en la tasa de pobreza, lo que sugiere que no se deben extraer conclusiones acerca de la evolución de los indicadores que explican los cambios en la tasa de pobreza ya que las afirmaciones carecerían de validez estadística.

Para llevar a cabo la descomposición y generar conclusiones estadísticamente válidas es imprescindible que todos estimadores de cambio que intervienen en el análisis sean significativos. En la medida que uno o más de ellos no satisfaga esta condición, se recomienda no llevar adelante el ejercicio de descomposición ya que se corre el riesgo de que las conclusiones que se obtengan carezcan de validez estadística.

**CUADRO 5**  
**AMÉRICA LATINA: ROBUSTEZ ESTADÍSTICA DE LOS CAMBIOS EN EL**  
**COEFICIENTE DE GINI, CIRCA 1997, 2002 Y 2007**

País	Coeficiente de Gini			Error Estándar			Test t					
	1997	2002	2007	1997	2002	2007	1997-2002	2002-2007	1997-2007			
Argentina <sup>a</sup>	0,530	0,590	0,510	0,0073	0,0060	0,0057	5,09	***	-8,21	***	-8,21	***
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,595	0,614	0,565	0,0037	0,0056	0,0040	2,86	***	-7,22	***	-5,58	***
Brasil	0,637	0,639	0,590	0,0014	0,0017	0,0013	0,61	NS	-22,56	***	-24,58	***
Chile	0,553	0,559	0,522	0,0035	0,0042	0,0025	1,03	NS	-7,65	***	-7,36	***
Colombia	0,569	0,569	0,584	0,0056	0,0024	0,0018	0,02	NS	5,13	***	2,66	***
Costa Rica	0,450	0,488	0,484	0,0025	0,0029	0,0040	9,72	***	-0,66	NS	7,19	***
Ecuador <sup>b</sup>	0,469	0,513	0,520	0,0033	0,0044	0,0042	7,94	***	-1,35	NS	6,67	***
El Salvador	0,510	0,525	0,493	0,0033	0,0034	0,0029	3,12	***	-7,23	***	-3,99	***
Guatemala	0,560	0,542	0,585	0,0084	0,0046	0,0064	-1,85	*	5,39	***	2,35	***
Honduras	0,558	0,588	0,580	0,0041	0,0019	0,0015	6,67	***	-3,05	***	5,17	***
México	0,526	0,542	0,506	0,0051	0,0046	0,0032	2,26	***	-6,39	***	-3,38	***
Nicaragua	0,583	0,577	0,532	0,0087	0,0131	0,0060	-0,26	NS	-3,28	***	-4,85	***
Panamá	0,550	0,535	0,519	0,0024	0,0019	0,0028	-4,74	***	-4,88	***	-8,33	***
Paraguay <sup>b</sup>	0,493	0,511	0,552	0,0070	0,0061	0,0071	1,98	**	4,39	***	5,96	***
Perú	0,533	0,545	0,506	0,0050	0,0065	0,0044	1,47	NS	-4,93	**	-4,03	***
República Dominicana	0,537	0,586	0,556	0,0042	0,0110	0,0042	4,19	***	-2,58	***	3,19	***
Uruguay <sup>b</sup>	0,430	0,455	0,457	0,0017	0,0018	0,0012	10,44	***	0,80	NS	13,08	***
Venezuela (República Bolivariana de)	0,507	0,500	0,427	0,0025	0,0010	0,0013	-2,75	***	-45,81	***	-28,44	***

Fuente: Cálculo de los autores sobre la base de información de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: El año exacto de cada encuesta puede diferir de los años referidos, para ello véase el cuadro 1, especialmente para Panamá y República Dominicana.

NS: Cambios estadísticamente no significativos.

\*\*\* Cambios estadísticamente significativos al 1%.

\*\* Cambios estadísticamente significativos al 5%.

\* Cambios estadísticamente significativos al 10%.

<sup>a</sup> Gran Buenos Aires.

<sup>b</sup> Área urbana.

En los párrafos anteriores se ha examinado la robustez de los cambios en las tasas de pobreza, evaluando la significancia estadística de las variaciones reportadas en los distintos componentes: modificaciones en el ingreso medio de los hogares y en el valor del coeficiente de desigualdad de Gini.

No obstante, la manera adecuada de llevar a cabo el análisis se logra computando los errores de muestreo asociados a los estimadores de cambio y los estadísticos de prueba de manera simultánea, utilizando para ello toda la información contenida en la distribución del ingreso (véase Baye, 2004 y Epo y Baye, 2007).

**CUADRO 6**  
**AMÉRICA LATINA: ESTIMADORES DE CAMBIO NO SIGNIFICATIVOS, CIRCA 1997, 2002 Y 2007**

País	Cambios en el ingreso per cápita			Cambios en la tasa de pobreza			Cambios en el coeficiente de Gini		
	1997-2002	2002-2007	1997-2007	1997-2002	2002-2007	1997-2007	1997-2002	2002-2007	1997-2007
Argentina <sup>a</sup>									
Bolivia (Estado Plurinacional de)				NS					
Brasil							NS		
Chile							NS		
Colombia	NS			NS			NS		
Costa Rica		NS							NS
Ecuador <sup>p</sup>									NS
El Salvador									
Guatemala	NS			NS					
Honduras									
México									
Nicaragua				NS			NS		
Panamá									
Paraguay <sup>b</sup>	NS								
Perú	NS			NS			NS		
República Dominicana	NS								
Uruguay <sup>b</sup>									NS
Venezuela (República Bolivariana de)									

Fuente: Cálculo de los autores sobre la base de información de las encuestas de hogares de los respectivos países.

<sup>a</sup> Gran Buenos Aires.

<sup>b</sup> Área urbana.

En este sentido, en el cuadro 7 se presentan resultados que informan acerca de la robustez del estadístico de prueba asociado a la tasa de pobreza y los componentes de crecimiento y distribución, identificando de manera individual el error estándar y la significancia estadística de los estimadores de cambio.

De manera similar a los resultados que se presentaron en los cuadros 2, 3 y 4, las cifras del cuadro 6 dan cuenta de un panorama heterogéneo respecto de la robustez estadística de los estimadores de cambio en los índices de pobreza, el ingreso medio de los hogares y el registro de inequidad.

Se confirma que en cinco episodios —Bolivia (1997-2002), Colombia (1997-2002, Guatemala (1998-2002), Nicaragua (1998-2001) y Perú (1997-1999)— los cambios en la tasa de pobreza no resultaron estadísticamente significativos.

En todos los países aludidos, la no significancia del estimador de cambio resulta congruente con la robustez de las variaciones observadas en los componentes asociados al crecimiento del ingreso y su distribución, con excepción de lo observado en Argentina en donde a pesar de que ambos efectos fueron estadísticamente significativos al 1%, el cambio en la tasa de pobreza entre 1997 y 2002 no se consideró robusto.

En efecto, en Colombia (1997-2002), Guatemala (1998-2002) y Perú (1997-1999) el cambio en la incidencia de la pobreza no se considera estadísticamente confiable debido a que las variaciones en el ingreso y en el componente de distribución tampoco lo son, en tanto que en Nicaragua (1998-2001) la no significancia del componente redistributivo incidió en la no robustez estadística del cambio en la tasa de pobreza.

**CUADRO 7**  
**AMÉRICA LATINA: ROBUSTEZ ESTADÍSTICA DE LOS CAMBIOS EN POBREZA, CRECIMIENTO**  
**Y DISTRIBUCIÓN, CIRCA 1997,2002 Y 2007<sup>a</sup>**

País	Período	Cambio en pobreza	Error estándar	t		Efecto crecimiento	Error estándar	t		Efecto distribución	Error estándar	t	
Argentina <sup>b</sup>	1997-2002	0,237	0,0073	32,4	***	0,161	0,00717	22,5	***	0,076	0,01157	6,6	***
	2002-2006	-0,222	0,0071	-31,1	***	-0,115	0,0101	-11,4	***	-0,107	0,0108	-9,9	***
	1997-2006	0,016	0,0047	3,3	***	0,037	0,0053	6,9	***	-0,021	0,0072	-2,9	***
Bolivia (Estado Plurinacional de)	1997-2002	0,002	0,0049	0,5	NS	-0,013	0,00450	-2,8	***	0,015	0,00728	2,1	***
	2002-2007	-0,083	0,0117	-7,1	***	-0,034	0,0072	-4,7	***	-0,049	0,0117	-4,2	***
	1997-2007	-0,081	0,0114	-7,1	***	-0,050	0,0054	-9,2	***	-0,031	0,0108	-2,9	***
Brasil	1996-2001	0,017	0,001251	13,5	***	0,015	0,00165	9,2	***	0,002	0,00246	0,7	NS
	2001-2007	-0,075	0,0012	-64,4	***	-0,021	0,0018	-11,6	***	-0,054	0,0022	-24,0	***
	1996-2007	-0,058	0,001202	-48,2	***	-0,006	0,0016	-3,5	***	-0,052	0,0021	-25,1	***
Chile	1996-2000	-0,030	0,00228	-13,2	***	-0,040	0,00377	-10,7	***	0,010	0,00568	1,8	*
	2000-2006	-0,065	0,00176	-36,9	***	-0,021	0,00395	-5,2	***	-0,044	0,00438	-10,1	***
	1996-2006	-0,095	0,00209	-45,4	***	-0,058	0,00350	-16,6	***	-0,037	0,00400	-9,2	***
Colombia	1997-2002	0,002	0,00510	0,3	NS	-0,001	0,01179	-0,1	NS	0,003	0,01251	0,2	NS
	2002-2005	-0,043	0,00403	-10,6	***	-0,066	0,00465	-14,1	***	-0,070	0,0118	-5,9	***
	1997-2005	-0,041	0,00454	-9,1	***	0,023	0,00553	4,1	***	0,029	0,0121	2,4	***
Costa Rica	1997-2002	-0,022	0,00300	-7,3	***	-0,065	0,00212	-30,5	***	0,043	0,00322	13,2	***
	2002-2007	-0,017	0,00286	-5,8	***	0,001	0,0022	0,3	NS	-0,017	0,0037	-4,7	***
	1997-2007	-0,039	0,00297	-13,0	***	-0,070	0,0023	-31,0	***	0,031	0,0036	8,6	***
Ecuador <sup>c</sup>	1997-2002	-0,072	0,0049	-14,7	***	-0,109	0,00500	-21,8	***	0,038	0,00675	5,6	***
	2002-2007	-0,102	0,0046	-22,1	***	-0,122	0,0059	-20,8	***	0,020	0,0071	2,8	***
	1997-2007	-0,174	0,0046	-37,6	***	-0,228	0,0051	-45,1	***	0,055	0,0060	9,2	***

Cuadro 7 (continuación)

País	Período	Cambio en pobreza	Error estándar	t		Efecto crecimiento	Error estándar	t		Efecto distribución	Error estándar	t	
El Salvador	1997-2002	-0,066	0,0038	-17,3	***	-0,070	0,00406	-17,3	***	0,004	0,00519	0,9	NS
	2002-2007	-0,014	0,0039	-3,6	***	0,016	0,0041	3,8	***	-0,030	0,0048	-6,1	***
	1997-2007	-0,080	0,0038	-20,8	***	-0,055	0,0042	-13,2	***	-0,025	0,0048	-5,1	***
Guatemala	1998-2002	-0,010	0,0178	-0,5	NS	0,005	0,02422	0,2	NS	-0,015	0,02634	-0,6	NS
	2002-2006	-0,054	0,0161	-3,3	***	-0,071	0,0150	-4,7	***	0,017	0,0196	0,9	NS
	1998-2006	-0,064	0,0124	-5,1	***	-0,074	0,0252	-2,9	***	0,010	0,0291	0,3	NS
Honduras	1997-2002	-0,018	0,0066	-2,8	***	-0,017	0,0063	-2,7	***	-0,001	0,0062	-0,1	NS
	2002-2007	-0,084	0,0045	-18,8	***	-0,060	0,0039	-15,3	***	-0,024	0,0044	-5,6	***
	1997-2007	-0,102	0,0068	-15,1	***	-0,078	0,0072	-10,8	***	-0,024	0,0065	-3,7	***
México	1998-2002	-0,119	0,0046	-26,0	***	-0,144	0,0053	-27,1	***	0,026	0,0091	2,9	***
	2002-2006	-0,094	0,0044	-21,3	***	-0,043	0,0084	-5,1	***	-0,051	0,0086	-5,9	***
	1998-2006	-0,212	0,0036	-58,4	***	-0,191	0,0055	-34,8	***	-0,021	0,0061	-3,4	***
Nicaragua	1998-2001	-0,006	0,0056	-1,1	NS	-0,026	0,0077	-3,4	***	0,020	0,0130	1,5	NS
	2001-2005	-0,074	0,0052	-14,1	***	-0,048	0,0131	-3,7	***	-0,025	0,0136	-1,9	*
	1998-2005	-0,080	0,0053	-15,1	***	-0,078	0,0087	-9,0	***	-0,002	0,0094	-0,2	NS
Panamá	2001-2004	-0,040	0,0034	-11,6	***	-0,036	0,0025	-14,3	***	-0,004	0,0035	-1,2	***
	2004-2007	-0,041	0,0034	-12,1	***	-0,019	0,0023	-8,2	***	-0,022	0,0037	-6,0	***
	2001-2007	-0,081	0,0034	-23,9	***	-0,053	0,0026	-20,6	***	-0,028	0,0037	-7,6	***
Paraguay <sup>c</sup>	1996-2001	0,039	0,0076	5,1	***	0,001	0,0083	0,1	NS	0,038	0,0109	3,5	***
	2001-2007	0,050	0,0079	6,3	***	0,091	0,0079	11,5	***	-0,041	0,0103	-4,0	***
	1996-2007	0,089	0,0073	12,1	***	0,103	0,0088	11,7	***	-0,014	0,0113	-1,2	***
Perú	1997-1999	0,011	0,0144	0,7	NS	0,003	0,0097	0,3	NS	0,008	0,0168	0,5	NS
	1999-2003	0,060	0,0158	3,8	***	0,074	0,0167	4,4	***	-0,014	0,0213	-0,6	NS
	1997-2003	0,071	0,0135	5,3	***	0,072	0,0108	6,7	***	-0,001	0,0179	0,0	NS
	2002-2004	0,072	0,0049	14,8	***	0,015	0,0048	3,2	***	0,057	0,0127	4,5	***

Cuadro 7 (conclusión)

País	Período	Cambio en pobreza	Error estándar	t	Efecto crecimiento	Error estándar	t	Efecto distribución	Error estándar	t
República Dominicana	2004-2007	-0,098	0,0046	-21,5 ***	-0,066	0,0113	-5,8 ***	-0,032	0,0117	-2,7 ***
	2002-2007	-0,026	0,0049	-5,3 ***	-0,059	0,0048	-12,3 ***	0,033	0,0063	5,3 ***
Uruguay <sup>c</sup>	1997-2002	0,059	0,0048	12,4 ***	0,034	0,0020	17,2 ***	0,025	0,0043	5,9 ***
	2002-2007	0,027	0,0046	5,9 ***	0,019	0,0025	7,5 ***	0,008	0,0043	1,9 *
	1997-2007	0,086	0,0038	22,9 ***	0,055	0,0020	27,0 ***	0,031	0,0035	8,9 ***
Venezuela (República Bolivariana de)	1998-2002	0,005	0,0024	2,2 **	0,018	0,0032	5,7 ***	-0,013	0,0032	-4,0 ***
	2002-2006	-0,200	0,0017	-118,9 ***	-0,127	0,0015	-83,5 ***	-0,073	0,0018	-41,0 ***
	1998-2006	-0,195	0,0025	-79,0 ***	-0,107	0,0034	-31,6 ***	-0,088	0,0033	-27,0 ***

Fuente: Cálculo de los autores sobre la base de las encuestas de hogares.

NS: Cambios estadísticamente no significativos.

\*\*\* Cambios estadísticamente significativos al 1%.

\*\* Cambios estadísticamente significativos al 5%.

\* Cambios estadísticamente significativos al 10%.

<sup>a</sup> El método de descomposición utilizado es el Shapley value que equivale a Kakwani 1997, donde ambos métodos de descomposición son exactos (sin residuo).

Las cifras pueden no coincidir con cuadros anteriores por redondeo.

<sup>b</sup> Gran Buenos Aires.

<sup>c</sup> Área Urbana.

Asimismo, es importante llamar la atención acerca de algunas tendencias contradictorias que se aprecian en los resultados. Por ejemplo, en Brasil (1996-2001) el cambio en la incidencia de la pobreza se consideró significativo al 10%, no obstante a que el cambio reportado en el componente asociado a la distribución del ingreso no lo es. Asimismo, el estimador que da cuenta del cambio en la tasa de pobreza resultó significativo al 1% a pesar de que la evidencia confirma que la modificación observada en el ingreso de los hogares no puede considerarse robusta.

Ante este tipo de evidencia cabe recordar que desde un punto de vista práctico se refuerza la tesis de que carece de sentido intentar asociar el cambio en los índices de pobreza a la evolución de algunos de los factores que la explican, si las cifras certifican que los cambios observados no pueden sustentarse en criterios estadísticos robustos.

Por otra parte, y como fue indicado en párrafos anteriores, cabe recordar que existen diferencias en el error estándar del estimador de cambio cuando este se calcula a partir de la aplicación del método *bootstrap*, cuando se compara con los resultados que se obtienen si en los cálculos se tienen en cuenta las características de estratificación y conglomeración que aluden a los diseños de muestra complejos como los utilizados para generar los datos de los países analizados en el presente estudio.

En ese sentido, en el cuadro 8 se compara el error estándar asociado al estadístico de cambio para un grupo de países en donde la información disponible permite identificar el estrato de muestreo y conglomerado de última etapa de cada hogar.

**CUADRO 8**  
**AMÉRICA LATINA: ERRORES DE MUESTREO DEL ESTIMADOR DE CAMBIO EN LA POBREZA, EFECTOS CRECIMIENTO**  
**Y DISTRIBUCIÓN, PAÍSES SELECCIONADOS, CIRCA 2001-2007**

País		Período	Cambio en pobreza	Error estándar	t		Efecto crecimiento	Error estándar	t		Efecto distribución	Error estándar	t	
Brasil	Aleatorio simple <sup>a</sup>		-0,075	0,00116	-64,4	***	-0,021	0,00180	-11,6	***	-0,054	0,00225	-24,0	***
	Diseño Complejo <sup>b</sup>	2001-2007	-0,075	0,00378	-19,8	***	-0,021	0,00280	-7,5	***	-0,054	0,00457	-11,9	***
Panamá	Aleatorio simple <sup>a</sup>		-0,041	0,00343	-12,1	***	-0,019	0,00235	-8,2	***	-0,022	0,00369	-6,0	***
	Diseño Complejo <sup>b</sup>	2004-2007	-0,041	0,00717	-5,8	***	-0,019	0,00481	-4,0	***	-0,022	0,00672	-3,3	***
República Dominicana	Aleatorio simple <sup>a</sup>		-0,098	0,00457	-21,5	***	-0,066	0,01132	-5,8	***	-0,032	0,01173	-2,7	***
	Diseño Complejo <sup>b</sup>	2004-2007	-0,098	0,01193	-8,2	***	-0,066	0,01552	-4,3	***	-0,032	0,01657	-1,95	*

Fuente: Cálculo de los autores sobre la base de las encuestas de hogares.

Nota: En todos los casos, para el cálculo de los errores estándar se ha tenido en cuenta la estructura compleja del diseño de muestra (estratificación y conglomeración).

\*\*\* Cambio estadísticamente significativo al 1%.

\* Cambio estadísticamente significativo al 10%.

<sup>a</sup> Se estimó teniendo en cuenta sólo el factor de expansión.

<sup>b</sup> Se consideró, además del factor de expansión, el estrato y conglomerado de pertenencia de cada hogar.

Las cifras confirman que el procedimiento *bootstrap* subestima el verdadero error de muestreo, lo cual podría generar problemas en situaciones en donde la significancia estadística de los estimadores pueda variar y esto altere la interpretación de los resultados. Es decir, puede suceder que un estimador de cambio deje de ser significativo cuando el cálculo de su error estándar —computado de manera adecuada— altere la significancia estadística del parámetro *t* y este hecho modifique las conclusiones del análisis.

En lo que sigue del trabajo, y con el único propósito de disponer de un cuadro completo de países y subperiodos, se pasa por alto el hecho de que para algunos episodios la evolución en el registro de los indicadores que intervienen en la descomposición del cambio en la tasa de pobreza no resultaron estadísticamente robustos.

## D. Evolución de la pobreza 1997-2007

Durante el decenio 1997-2007 en América Latina se observó una tendencia auspiciosa en materia de evolución de la pobreza que permitió a la mayoría de los países reducir en forma significativa en el volumen de personas en esa condición.

**CUADRO 9**  
**AMÉRICA LATINA: TENDENCIAS EN LA EVOLUCIÓN DEL INGRESO PER CÁPITA,**  
**LA POBREZA Y LA DESIGUALDAD, CIRCA 1997, 2002 Y 2007**

País	1997-2002			2002-2007			1997-2007		
	Ingreso	Pobreza	Gini	Ingreso	Pobreza	Gini	Ingreso	Pobreza	Gini
Argentina <sup>a</sup>	▼	▲	▲	▲	▼	▼	▼	▲	—
Bolivia (Estado Plurinacional de)	▲	—	▲	▲	▼	▼	▲	▼	▼
Brasil	▼	▲	—	▲	▼	▼	▲	▼	▼
Chile	▲	▼	—	▲	▼	▼	▲	▼	▼
Colombia	—	—	—	▲	▼	▲	▲	▼	—
Costa Rica	▲	▼	▲	—	▼	▼	▲	▼	▲
Ecuador <sup>b</sup>	▲	▼	▲	▲	▼	—	▲	▼	▲
El Salvador	▲	▼	▲	▼	▼	▼	▲	▼	▼
Guatemala	—	—	▼	▲	▼	▲	▲	▼	▲
Honduras	▲	▼	▲	▲	▼	—	▲	▼	▲
México	▲	▼	▲	▲	▼	▼	▲	▼	▼
Nicaragua	▲	—	—	▲	▼	▼	▲	▼	▼
Panamá	▲	▼	▼	▲	▼	▼	▲	▼	▼
Paraguay <sup>b</sup>	—	▲	▲	▼	▲	▼	▼	▲	—
Perú	—	—	—	▼	▲	▼	▼	▲	▼
República Dominicana	—	▲	▲	▲	▼	▼	▲	▼	▲
Uruguay <sup>b</sup>	▼	▲	▲	▼	▲	—	▼	▲	▲
Venezuela (República Bolivariana de)	▼	▲	▼	▲	▼	▼	▲	▼	▼
Aumentos	9 ▲ 6	▲ 10	▲ 13	▲ 3	▲ 2	▲ 14	▲ 4	▲ 6	▲
Reducciones 4	▼ 7	▼ 3	▼ 4	▼ 15	▼ 13	▼ 4	▼ 14	▼ 9	▼
Cambios no significativos 5	— 5	— 5	— 1	— 0	— 3	— 0	— 0	— 3	—

Fuente: Elaboración de los autores sobre la base de cifras oficiales de las encuestas de hogares.

<sup>a</sup> Gran Buenos Aires.

<sup>b</sup> Área Urbana.

Asimismo, también se advierten situaciones en donde no es posible calificar como robusto el cambio que se manifiesta en el coeficiente de Gini o en la tasa de pobreza, lo que sugiere que no se deben extraer conclusiones acerca de la evolución de los indicadores que explican los cambios en la tasa de pobreza ya que las afirmaciones carecerían de validez estadística.

Para llevar a cabo la descomposición y generar conclusiones estadísticamente válidas es imprescindible que todos estimadores de cambio que intervienen en el análisis sean significativos. En la medida que uno o más de ellos no satisfaga esta condición, se recomienda no llevar adelante el ejercicio de descomposición ya que se corre el riesgo de que las conclusiones que se obtengan carezcan de validez estadística.

La evidencia certifica que entre 1997 y 2002 en la mitad de los países examinados se reportaron aumentos en el ingreso, en tanto que las reducciones que se observaron en Argentina, Brasil, Uruguay y Venezuela se tradujeron en incrementos en la magnitud de la pobreza.

En Paraguay y la República Dominicana, por su parte, el ingreso real de los hogares se mantuvo sin variaciones importantes lo que se asoció con el aumento de la pobreza. De esta manera, se conformó un grupo de 6 economías en donde la mantención o reducción del ingreso familiar tuvo como correlato el incremento en el número de personas ubicadas por debajo del umbral de pobreza.

Asimismo, se contabilizan 7 países —Brasil, Chile, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Honduras y México—, en donde el aumento en el presupuesto familiar propició cambios regresivos en materia distributiva, lo que se confirma a partir del aumento reportado en el coeficiente de desigualdad de Gini.

La auspiciosa evolución del ingreso que se observó durante el quinquenio 2002-2007 fue fundamental para explicar la trayectoria asumida por los indicadores de pobreza y desigualdad durante el decenio 1997-2007.

Por otra parte, durante el subperiodo 2002-2007 en 13 países se manifestaron aumentos en el ingreso familiar y en el mismo número de episodios las cifras acreditan cambios progresivos en materia de distribución del ingreso, en tanto que en 15 de los países examinados la tasa de pobreza se redujo. De igual manera, en 13 de los 18 países involucrados en el estudio el incremento en el ingreso alentó la reducción de la pobreza, en tanto que en Costa Rica, no obstante a que el indicador se mantuvo sin variaciones significativas, se propició la caída en la tasa de pobreza.

Cabe señalar, asimismo, que en un amplio grupo de países —Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Costa Rica, El Salvador, México, Nicaragua, Panamá, República Dominicana y Venezuela—, la disminución ocurrida en la incidencia de la pobreza se explica, en parte, por la caída que se manifestó en el valor del índice de desigualdad de Gini.

De igual manera, las cifras confirman que los notables progresos reportados en materia de reducción de la pobreza observados durante el período 2002-2007 se sustentaron en una adecuada combinación de efectos que permitieron mejorar la capacidad de los hogares para generar ingresos, al tiempo que se registraron cambios progresivos que alteraron la curva de Lorenz favoreciendo en mayor medida a los hogares ubicados en los primeros deciles de la distribución del ingreso.

## **E. Descomposición de los índices de pobreza**

La posibilidad de aplicar diversas metodologías para cuantificar la contribución del ingreso y la desigualdad al cambio en los niveles de pobreza, permite ponderar sus ventajas y limitaciones y poner en perspectiva su utilidad práctica.

En este contexto, en el cuadro 10 se presentan los resultados que se obtienen a partir de la aplicación de nueve metodologías de descomposición haciendo uso de los microdatos de las encuestas de hogares efectuadas en torno a los quinquenios 1997-2002, 2002-2007 y para el decenio 1997-2007<sup>31</sup>.

Como fue señalado, el método de KS no involucra un componente residual pero tiene la debilidad de que el efecto redistribución se computa como la diferencia entre el cambio en la tasa de pobreza y el efecto crecimiento, lo que da cuenta de una importante deficiencia metodológica que limita su utilidad práctica.

Asimismo, como se afirmó en su oportunidad, las variantes del procedimiento de Jain y Tendulkar (JT), no satisfacen algunos de los axiomas que a juicio de Kakwani (1997 *op cit.*) deben cumplir los algoritmos de descomposición robustos.

Al respecto, por la manera en que los autores proponen el cómputo de los efectos crecimiento y distribución en las cifras que se presentan en el cuadro 9 se advierten pequeñas diferencias cuando se comparan los resultados obtenidos a partir de la aplicación de las variantes (a) y (b).

De la misma manera, la presencia del componente residual en el procedimiento sugerido por DRRCR ubica esta opción metodológica en desventaja frente a los procedimientos exactos. Las variantes de este algoritmo —modificando el periodo de referencia para llevar a cabo la descomposición— permiten apreciar las diferencias que se manifiestan en el aporte del crecimiento y la desigualdad al cambio en la tasa de pobreza, en tanto que las cifras acreditan que en ambos casos la magnitud del componente residual es de la misma magnitud y sólo difiere en el signo.

Cabe observar, por otra parte, que los resultados también confirman que los procedimientos de KS y DRRCR difieren entre sí y generan resultados distintos a los que se obtienen a partir de la aplicación de cualquiera de los métodos exactos examinados.

En ambas metodologías (KS y DRRCR) la importancia de los efectos crecimiento y redistribución depende del periodo elegido para efectuar la descomposición. Es decir, se producen resultados de diferente magnitud cuando se define  $t$  como punto de referencia, en contraposición con lo que ocurre en caso de que se elija el periodo  $t+1$ .

Se comprueba, asimismo, que los métodos de descomposición exactos (KD, M y AT) generan resultados similares y se verifica que cuando el procedimiento DRRCR se aplica alternando el punto de referencia de los periodos que se comparan ( $t$  y  $t+1$ ) y los resultados se promedian, desaparece el efecto residual y se logra una descomposición exacta similar a la obtenida por Kakwani y el resto de los procedimientos exactos<sup>32</sup>.

No obstante, la metodología sugerida por Kakwani (1997 *op cit.*) se reconoce como la única que está sustentada en una base axiomática formal y que propone un procedimiento robusto que permite descomponer en forma aditiva el cambio en la tasa de pobreza en un horizonte de largo plazo a partir de la suma de dos o más subperiodos<sup>33</sup>.

<sup>31</sup> Los métodos aplicados fueron los siguientes: KS, las dos variantes del método de JT con distintos periodo base y el procedimiento DRRCR cambiando el periodo de referencia. Asimismo, se aplicaron distintos procedimientos que no generan efecto residual: método de Datt y Ravallion promediando los resultados de distintos periodos base (DRSR), el método bilateral de Kakwani (KD), el de funciones de densidad de Mahmoudi (M) y el propuesto por Araar y Taiwo (*Shapley value*) (AT).

<sup>32</sup> Debido a que el efecto residual es de la misma magnitud pero con distinto signo, cuando cambia el periodo de referencia este factor desaparece permitiendo una descomposición exacta.

<sup>33</sup> Es posible demostrar que todos los métodos de descomposición exactos aplicados de manera adecuada permiten llevar a cabo la descomposición por subperiodos. No obstante, en la medida de que el procedimiento de Kakwani se sustenta en un cuerpo axiomático robusto su metodología se consideró apropiada para los fines de este trabajo.

**CUADRO 10**  
**AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO ABSOLUTO EN LA TASA DE POBREZA, CIRCA 1997, 2002 Y 2007**

País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo	País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo
Argentina							Bolivia (Estado Plurinacional de)						
Kakwani-Subbarao (KS)	1997	17,8					Kakwani-Subbarao (KS)	1997	62,1				
	2002	41,5	23,7	16,7	7,0	-		2002	62,4	0,3	-1,3	1,0	-
	2006	19,3	22,2	-11,3	-10,9	-		2007	54,0	-8,3	-3,10	-5,20	-
Jain-Tendulkar (a) (JT)	1997	17,8					Jain-Tendulkar (a) (JT)	1997	62,1				
	2002	41,5	23,7	16,7	7,0			2002	62,4	2,5	-1,3	1,5	
	2006	19,3	22,2	-11,3	-10,8			2007	54,0	-8,3	-3,1	-5,2	
Jain-Tendulkar (b) (JT)	1997	17,8					Jain-Tendulkar (b) (JT)	1997	62,1				
	2002	41,5	23,7	15,6	8,2			2002	62,4	0,3	-1,2	1,5	
	2006	19,3	22,2	-11,6	-10,5			2007	54,0	-8,3	-3,7	-4,6	
Datt-Ravallion (1) DRRCR	1997	17,8					Datt-Ravallion (1) DRRCR	1997	62,1				
	2002	41,5	23,7	16,7	8,1	-1,14		2002	62,4	0,3	-1,2	1,5	0,0
	2006	19,6	22,2	-11,3	-10,6	-0,29		2007	54,0	-8,3	-3,1	-4,6	-0,6
Datt-Ravallion (2) DRRCR	1997	17,8					Datt-Ravallion (2) DRRCR	1997	62,1				
	2002	41,5	23,7	15,5	7,0	1,14		2002	62,4	0,3	-1,2	1,5	0,0
	2006	19,6	22,2	-11,7	-10,8	0,29		2007	54,0	-8,3	-3,7	-5,2	0,6
Datt-Ravallion (DRSR)	1997	17,8					Datt-Ravallion (DRSR)	1997	62,1				
	2002	41,5	23,7	16,1	7,6	-		2002	62,4	0,3	-1,2	1,5	-
	2006	19,6	22,2	-11,5	-10,7	-		2007	54,0	-8,3	-3,4	-4,9	-
Kakwani (KD)	1997	17,8					Kakwani (KD)	1997	62,1				
	2002	41,5	23,7	16,1	7,6	-		2002	62,4	0,3	-1,2	1,5	-
	2006	19,6	22,2	-11,5	-10,7	-		2007	54,0	-8,3	-3,4	-4,9	-
Mahmoudi (M)	1997	17,8					Mahmoudi (M)	1997	62,1				
	2002	41,5	23,7	16,1	7,6	-		2002	62,4	0,3	-1,2	1,5	-
	2006	19,6	22,2	-11,5	-10,7	-		2007	54,0	-8,3	-3,4	-4,9	-
Shapley Value	1997	17,8					Shapley Value	1997	62,1				

Cuadro 10 (continuación)

País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo	País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo
(AT)	2002	41,5	23,7	16,1	7,6	-	(AT)	2002	62,4	0,3	-1,2	1,5	-
	2006	19,6	22,2	-11,5	-10,7	-		2007	54,0	-8,3	-3,4	-4,9	-
Brasil							Chile						
Kakwani-Subbarao (KS)	1996	35,8					Kakwani-Subbarao (KS)	1996	23,2				
	2001	37,5	1,7	1,5	0,2	-		2000	20,2	-3,0	-3,8	0,8	-
	2007	30,0	-7,5	-2,2	-5,3	-		2006	13,7	-6,5	-2,2	-4,3	-
Jain-Tendulkar (a) (JT)	1996	35,8					Jain-Tendulkar (a) (JT)	1996	23,2				
	2001	37,5	1,7	1,5	0,2	-		2000	20,2	-3,0	-3,8	0,9	-
	2007	30,0	-7,5	-2,2	-5,3	-		2006	13,7	-6,5	-2,2	-4,3	-
Jain-Tendulkar (b) (JT)	1996	35,8					Jain-Tendulkar (b) (JT)	1996	23,2				
	2001	37,5	1,7	1,6	0,2	-		2000	20,2	-3,0	-4,2	1,2	-
	2007	30,0	-7,5	-2,0	-5,5	-		2006	13,7	-6,5	-1,9	-4,6	-
Datt-Ravallion (1) DRRCR	1996	35,8					Datt-Ravallion (1) DRRCR	1996	23,2				
	2001	37,5	1,7	1,5	0,1	0.1		2000	20,2	-3,0	-3,8	1,2	-0,4
	2007	30,0	-7,5	-2,2	-5,5	0.2		2006	13,7	-6,5	-2,2	-4,6	0,3
Datt-Ravallion (2) DRRCR	1996	35,8					Datt-Ravallion (2) DRRCR	1996	23,2				
	2001	37,5	1,7	1,6	0,2	-0.1		2000	20,2	-3,0	-4,2	0,8	0,4
	2007	30,0	-7,5	-2,0	-5,3	-0.2		2006	13,7	-6,5	-1,9	-4,3	-0,3
Datt-Ravallion (DRSR)	1996	35,8					Datt-Ravallion (DRSR)	1996	23,2				
	2001	37,5	1,7	1,5	0,2	-		2000	20,2	-3,0	-4,0	1,0	-
	2007	30,0	-7,5	-2,1	-5,4	-		2006	13,7	-6,5	-2,1	-4,4	-
Kakwani (KD)	1997	35,8					Kakwani (KD)	1997	23,2				
	2002	37,5	1,7	1,5	0,2	-		2002	20,2	-3,0	-4,0	1,0	-
	2006	30,0	-7,5	-2,1	-5,4	-		2006	13,7	-6,5	-2,1	-4,4	-
Mahmoudi (M)	1997	35,8					Mahmoudi (M)	1997	23,2				
	2002	37,5	1,7	1,5	0,2	-		2002	20,2	-3,0	-4,0	1,0	-
	2006	30,0	-7,5	-2,1	-5,4	-		2006	13,7	-6,5	-2,1	-4,4	-
Shapley Value (AT)	1997	35,8					Shapley Value (AT)	1997	23,2				
	2002	37,5	1,7	1,5	0,2	-		2002	20,2	-3,0	-4,0	1,0	-

Cuadro 10 (continuación)

País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo	País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo
	2006	30,0	-7,5	-2,1	-5,4	-		2006	13,7	-6,5	-2,1	-4,4	-
Colombia							Costa Rica						
Kakwani-Subbarao (KS)	1997	50,9					Kakwani-Subbarao (KS)	1997	22,5				
	2002	51,1	0,2	-0,2	0,0	-		2002	20,3	-2,2	-6,6	4,4	-
	2005	46,8	-4,3	-6,3	2,0	-		2006	18,6	-1,7	0,1	-1,8	-
Jain-Tendulkar (a) (JT)	1997	50,9					Jain-Tendulkar (a) (JT)	1997	22,5				
	2002	51,1	0,2	-0,2	0,3			2002	20,3	-2,2	-6,6	4,4	
	2005	46,8	-4,3	-6,3	2,0			2006	18,6	-1,7	0,1	-1,7	
Jain-Tendulkar (b) (JT)	1997	50,9					Jain-Tendulkar (b) (JT)	1997	22,5				
	2002	51,1	0,2	-0,1	0,2			2002	20,3	-2,2	-6,4	4,2	
	2005	46,8	-4,3	-6,8	-2,6			2006	18,6	-1,7	0,1	-1,8	
Datt-Ravallion (1) DRRCR	1997	50,9					Datt-Ravallion (1) DRRCR	1997	22,5				
	2002	51,1	0,2	-0,2	0,2	0,2		2002	20,3	-2,2	-6,6	4,4	0,0
	2005	46,8	-4,3	-6,3	2,6	-0,6		2006	18,6	-1,7	0,1	-1,8	0,0
Datt-Ravallion (2) DRRCR	1997	50,9					Datt-Ravallion (2) DRRCR	1997	22,5				
	2002	51,1	0,2	-0,1	0,3	0,0		2002	20,3	-2,2	-6,4	4,4	-0,2
	2005	46,8	-4,3	-6,9	2,0	0,6		2006	18,6	-1,7	0,1	-1,8	0,0
Datt-Ravallion (DRSR)	1997	50,9					Datt-Ravallion (DRSR)	1997	22,5				
	2002	51,1	0,2	-0,1	0,3	-		2002	20,3	-2,2	-6,5	4,3	-
	2005	46,8	-4,3	-6,6	2,3	-		2006	18,6	-1,7	0,1	-1,8	-
Kakwani (KD)	1997	50,9					Kakwani (KD)	1997	22,5				
	2002	51,1	0,2	-0,1	0,3	-		2002	20,3	-2,2	-6,5	4,3	-
	2005	46,8	-4,3	-6,6	2,3	-		2006	18,6	-1,7	0,1	-1,8	-
Mahmoudi (M)	1997	50,9					Mahmoudi (M)	1997	22,5				
	2002	51,1	0,2	-0,1	0,3	-		2002	20,3	-2,2	-6,5	4,3	-
	2005	46,8	-4,3	-6,6	2,3	-		2006	18,6	-1,7	0,1	-1,8	-
Shapley Value (AT)	1997	50,9					Shapley Value (AT)	1997	22,5				
	2002	51,1	0,2	-0,1	0,3	-		2002	20,3	-2,2	-6,5	4,3	-
	2005	46,8	-4,3	-6,6	2,3	-		2006	18,6	-1,7	0,1	-1,8	-

Cuadro 10 (continuación)

País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo	País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo
Ecuador							El Salvador						
Kakwani-Subbarao (KS)	1997	56,2					Kakwani-Subbarao (KS)	1997	55,5				
	2002	49,0	-7,1	-11,6	4,5	-		2001	48,9	-6,6	-7,3	0,7	-
	2006	38,8	10,2	-12,0	1,8	-		2004	47,5	-1,4	1,7	-0,3	-
Jain-Tendulkar (a) (JT)	1997	56,2					Jain-Tendulkar (a) (JT)	1997	55,5				
	2002	49,0	-7,2	-11,6	4,4			2001	48,9	-6,6	-7,3	0,7	
	2006	38,8	10,2	-12,0	1,8			2004	47,5	-1,4	1,7	-3,1	
Jain-Tendulkar (b) (JT)	1997	56,2					Jain-Tendulkar (b) (JT)	1997	55,5				
	2002	49,0	-7,2	-10,2	3,1			2001	48,9	-6,6	-6,8	0,2	
	2006	38,8	10,2	-12,4	2,2			2004	47,5	-1,4	1,4	-2,8	
Datt-Ravallion (1) DRRCR	1997	56,2					Datt-Ravallion (1) DRRCR	1997	55,5				
	2002	49,0	-7,2	-11,6	3,1	1,3		2001	48,9	-6,6	-7,3	0,2	0,5
	2006	38,8	10,2	-12,0	2,2	-0,4		2004	47,5	-1,4	1,7	-2,8	-0,3
Datt-Ravallion (2) DRRCR	1997	56,2					Datt-Ravallion (2) DRRCR	1997	55,5				
	2002	49,0	-7,2	-10,2	4,4	-1,4		2001	48,9	-6,6	-6,8	0,7	-0,5
	2006	38,8	10,2	-12,4	1,8	0,4		2004	47,5	-1,4	1,4	-3,1	0,3
Datt-Ravallion (DRSR)	1997	56,2					Datt-Ravallion (DRSR)	1997	55,5				
	2002	49,0	-7,2	-11,0	3,8	-		2001	48,9	-6,6	-7,0	0,4	-
	2006	38,8	10,2	-12,2	2,0	-		2004	47,5	-1,4	1,6	-3,0	-
Kakwani (KD)	1997	56,2					Kakwani (KD)	1997	55,5				
	2002	49,0	-7,2	-11,0	3,8	-		2001	48,9	-6,6	-7,0	0,4	-
	2006	38,8	10,2	-12,2	2,0	-		2004	47,5	-1,4	1,6	-3,0	-
Mahmoudi (M)	1997	56,2					Mahmoudi (M)	1997	55,5				
	2002	49,0	-7,2	-11,0	3,8	-		2001	48,9	-6,6	-7,0	0,4	-
	2006	38,8	10,2	-12,2	2,0	-		2004	47,5	-1,4	1,6	-3,0	-
Shapley Value (AT)	1997	56,2					Shapley Value (AT)	1997	55,5				
	2002	49,0	-7,2	-11,0	3,8	-		2001	48,9	-6,6	-7,0	0,4	-
	2006	38,8	10,2	-12,2	2,0	-		2004	47,5	-1,4	1,6	-3,0	-

61

Cuadro 10 (continuación)

País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo	País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo
Guatemala							Honduras						
Kakwani-Subbarao (KS)	1998	61,1					Kakwani-Subbarao (KS)	1997	79,1				
	2002	60,2	-0,1	0,4	-0,5	-		2002	77,3	-1,8	-1,7	-0,1	-
	2006	54,8	-4,4	-6,6	2,2	-		2007	68,9	-8,4	-6,0	-2,4	-
Jain-Tendulkar (a) (JT)	1998	61,1					Jain-Tendulkar (a) (JT)	1997	79,1				
	2002	60,2	-1,0	0,4	-1,4			2002	77,3	-1,8	-1,7	-0,1	
	2006	54,8	-5,4	-6,6	1,3			2007	68,9	-8,4	-6,0	-2,4	
Jain-Tendulkar (b) (JT)	1998	61,1					Jain-Tendulkar (b) (JT)	1997	79,1				
	2002	60,2	-1,0	0,6	-1,6			2002	77,3	-1,8	-1,8	0,0	
	2006	54,8	-5,4	-7,6	2,2			2007	68,9	-8,4	-6,0	-2,5	
Datt-Ravallion (1) DRCR	1998	61,1					Datt-Ravallion (1) DRCR	1997	79,1				
	2002	60,2	-0,9	0,5	-1,6	0,2		2002	77,3	-1,8	-1,7	0,0	-0,1
	2006	54,8	-5,3	-6,6	2,2	-0,9		2007	68,9	-8,4	-6,0	-2,5	0,1
Datt-Ravallion (2) DRCR	1998	61,1					Datt-Ravallion (2) DRCR	1997	79,1				
	2002	60,2	-0,9	0,6	-1,4	-0,1		2002	77,3	-1,8	-1,8	-0,1	0,1
	2006	54,8	-5,4	-7,6	1,2	1,0		2007	68,9	-8,4	-6,0	-2,4	-0,1
Datt-Ravallion (DRSR)	1998	61,1					Datt-Ravallion (DRSR)	1997	79,1				
	2002	60,2	-0,9	0,5	-1,4	-		2002	77,3	-1,8	-1,7	-0,1	-
	2006	54,8	-5,4	-7,1	1,7	-		2007	68,9	-8,4	-6,0	-2,4	-
Kakwani (KD)	1998	61,1					Kakwani (KD)	1997	79,1				
	2002	60,2	-0,9	0,5	-1,4	-		2002	77,3	-1,8	-1,7	-0,1	-
	2006	54,8	-5,4	-7,1	1,7	-		2007	68,9	-8,4	-6,0	-2,4	-
Mahmoudi (M)	1998	61,1					Mahmoudi (M)	1997	79,1				
	2002	60,2	-0,9	0,5	-1,4	-		2002	77,3	-1,8	-1,7	-0,1	-
	2006	54,8	-5,4	-7,1	1,7	-		2007	68,9	-8,4	-6,0	-2,4	-
Shapley Value (AT)	1998	61,1					Shapley Value (AT)	1997	79,1				
	2002	60,2	-0,9	0,5	-1,4	-		2002	77,3	-1,8	-1,7	-0,1	-
	2006	54,8	-5,4	-7,1	1,7	-		2007	68,9	-8,4	-6,0	-2,4	-

Cuadro 10 (continuación)

País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución		País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo
México							Nicaragua						
Kakwani-Subbarao	1996	52,9	-				Kakwani-Subbarao	1998	69,9				
(KS)	2000	41,1	11,8	-14,7	2,9	-	(KS)	2001	69,3	-0,6	-2,4	1,8	-
	2006	31,7	-9,4	-4,2	-5,2	-		2005	61,9	-7,4	-4,4	-3,0	-
Jain-Tendulkar (a)	1996	52,9	-				Jain-Tendulkar (a)	1998	69,9				
(JT)	2000	41,1	11,9	-14,7	2,8		(JT)	2001	69,3	-0,6	-2,4	1,8	
	2006	31,7	-9,4	-4,2	-5,1			2005	61,9	-7,4	-4,4	-3,0	
Jain-Tendulkar (b)	1996	52,9	-				Jain-Tendulkar (b)	1998	69,9				
(JT)	2000	41,1	11,9	-14,2	2,4		(JT)	2001	69,3	-0,6	-2,8	2,1	
	2006	31,7	-9,4	-4,4	-5,0			2005	61,9	-7,4	-5,3	-2,1	
Datt-Ravallion (1)	1996	52,9	-				Datt-Ravallion (1)	1998	69,9				
DRCR	2000	41,1	11,8	-14,7	2,4	0,5	DRCR	2001	69,3	-0,6	-2,4	2,1	-0,3
	2006	31,7	-9,4	-4,4	-5,1	0,1		2005	61,9	-7,4	-4,4	-2,1	-0,9
Datt-Ravallion (2)	1996	52,9	-				Datt-Ravallion (2)	1998	69,9				
DRCR	2000	41,1	11,8	-14,2	2,8	-0,5	DRCR	2001	69,3	-0,6	-2,8	1,8	0,4
	2006	31,7	-9,4	-4,5	-5,1	0,2		2005	61,9	-7,4	-5,3	-3,0	0,9
Datt-Ravallion	1996	52,9	-				Datt-Ravallion	1998	69,9				
(DRSR)	2000	41,1	11,8	-14,4	2,6	-	(DRSR)	2001	69,3	-0,6	-2,6	2,0	-
	2006	31,7	-9,4	-4,3	-5,1	-		2005	61,9	-7,4	-4,8	-2,6	-
Kakwani	1996	52,9	-				Kakwani	1998	69,9				
(KD)	2000	41,1	11,8	-14,4	2,6	-	(KD)	2001	69,3	-0,6	-2,6	2,0	-
	2006	31,7	-9,4	-4,3	-5,1	-		2005	61,9	-7,4	-4,8	-2,6	-
Mahmoudi	1996	52,9	-				Mahmoudi	1998	69,9				
(M)	2000	41,1	11,8	-14,4	2,6	-	(M)	2001	69,3	-0,6	-2,6	2,0	-
	2006	31,7	-9,4	-4,3	-5,1	-		2005	61,9	-7,4	-4,8	-2,6	-
Shapley Value	1996	52,9	-				Shapley Value	1998	69,9				
(AT)	2000	41,1	11,8	-14,4	2,6	-	(AT)	2001	69,3	-0,6	-2,6	2,0	-
	2006	31,7	-9,4	-4,3	-5,1	-		2005	61,9	-7,4	-4,8	-2,6	-

Cuadro 10 (continuación)

País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución		País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo
Panamá							Paraguay						
Kakwani-Subbarao (KS)	2001	36,7					Kakwani-Subbarao (KS)	1996	46,3				
	2004	32,7	-4,0	-3,4	-0,6	-		2001	50,1	3,8	0,0	3,8	-
	2007	28,6	-4,1	-2,0	-2,1	-		2007	55,2	5,1	7,9	-2,8	-
Jain-Tendulkar (a) (JT)	2001	36,7					Jain-Tendulkar (a) (JT)	1996	46,3				
	2004	32,7	-4,0	-3,4	-0,6			2001	50,1	3,86	0,0	3,9	
	2007	28,6	-4,1	-2,0	-2,2			2007	55,2	5,03	7,9	-2,9	
Jain-Tendulkar (b) (JT)	2001	36,7					Jain-Tendulkar (b) (JT)	1996	46,3				
	2004	32,7	-4,0	-3,7	-0,2			2001	50,1	3,86	0,1	3,7	
	2007	28,6	-4,1	-1,9	-2,2			2007	55,2	5,03	10,3	-5,3	
Datt-Ravallion (1) DRRCR	2001	36,7					Datt-Ravallion (1) DRRCR	1996	46,3				
	2004	32,7	-4,0	-3,4	-0,2	-0,4		2001	50,1	3,8	0,0	3,7	0,1
	2007	28,6	-4,1	-2,0	-2,2	0,1		2007	55,2	5,1	7,9	-5,3	2,5
Datt-Ravallion (2) DRRCR	2001	36,7					Datt-Ravallion (2) DRRCR	1996	46,3				
	2004	32,7	-4,0	-3,7	-0,6	0,3		2001	50,1	3,8	0,0	3,9	-0,1
	2007	28,6	-4,1	-1,9	-2,2	0,0		2007	55,2	5,1	10,3	-2,9	-2,3
Datt-Ravallion (DRSR)	2001	36,7					Datt-Ravallion (DRSR)	1996	46,3				
	2004	32,7	-4,0	-3,6	-0,4	-		2001	50,1	3,8	0,1	3,7	-
	2007	28,6	-4,1	-1,9	-2,2	-		2007	55,2	5,1	9,0	-3,9	-
Kakwani (KD)	2001	36,7					Kakwani (KD)	1996	46,3				
	2004	32,7	-4,0	-3,6	-0,4	-		2001	50,1	3,8	0,1	3,7	-
	2007	28,6	-4,1	-1,9	-2,2	-		2007	55,2	5,1	9,0	-3,9	-
Mahmoudi (M)	2001	36,7					Mahmoudi (M)	1996	46,3				
	2004	32,7	-4,0	-3,6	-0,4	-		2001	50,1	3,8	0,1	3,7	-
	2007	28,6	-4,1	-1,9	-2,2	-		2007	55,2	5,1	9,0	-3,9	-
Shapley Value (AT)	2001	36,7					Shapley Value (AT)	1996	46,3				
	2004	32,7	-4,0	-3,6	-0,4	-		2001	50,1	3,8	0,1	3,7	-
	2007	28,6	-4,1	-1,9	-2,2	-		2007	55,2	5,1	9,0	-3,9	-
Perú							República Dominicana						
Kakwani-Subbarao	1997	47,6					Kakwani-Subbarao	2002	47,1				

Cuadro 10 (continuación)

País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo
(KS)	1999	48,6	1,0	0,2	0,8	- (KS)	2004	54,4	7,3	1,5	5,8	-
	2003	54,7	6,1	7,0	-0,9	-	2007	44,5	-9,9	-6,5	-3,4	-
Jain-Tendulkar (a)	1997	47,6				Jain-Tendulkar (a)	2002	47,1				
(JT)	1999	48,6	1,1	0,2	0,9	(JT)	2004	54,4	7,3	1,5	5,8	
	2003	54,7	6,0	7,1	-1,0		2007	44,5	-9,8	-6,5	-3,3	
Jain-Tendulkar (b)	1997	47,6				Jain-Tendulkar (b)	2002	47,1				
(JT)	1999	48,6	1,1	0,3	0,7	(JT)	2004	54,4	7,3	1,6	5,7	
	2003	54,7	6,0	7,8	-1,7		2007	44,5	-9,8	-6,7	-3,1	
Datt-Ravallion (1)	1997	47,6				Datt-Ravallion (1)	2002	47,1				
DRCR	1999	48,6	1,0	0,2	0,7	0.1 DRCR	2004	54,4	7,3	1,5	5,8	0,0
	2003	54,7	6,1	7,1	-1,7	0.7	2007	44,5	-9,9	-6,5	-3,4	0,0
Datt-Ravallion (2)	1997	47,6				Datt-Ravallion (2)	2002	47,1				
DRCR	1999	48,6	1,0	0,3	0,9	-0.2 DRCR	2004	54,4	7,3	1,5	5,8	0,0
	2003	54,7	6,1	7,1	-1,7	0.7	2007	44,5	-9,9	-6,5	-3,4	0,0
Datt-Ravallion	1997	47,6				Datt-Ravallion	2002	47,1				
(DRSR)	1999	48,6	1,0	0,2	0,8	- (DRSR)	2004	54,4	7,3	1,6	5,7	-
	2003	54,7	6,1	7,4	-1,3	-	2007	44,5	-9,9	-6,6	-3,3	-
Kakwani	1997	47,6				Kakwani	2002	47,1				
(KD)	1999	48,6	1,0	0,2	0,8	- (KD)	2004	54,4	7,3	1,6	5,7	-
	2003	54,7	6,1	7,4	-1,3	-	2007	44,5	-9,9	-6,6	-3,3	-
Mahmoudi	1997	47,6				Mahmoudi	2002	47,1				
(M)	1999	48,6	1,0	0,2	0,8	- (M)	2004	54,4	7,3	1,6	5,7	-
	2003	54,7	6,1	7,4	-1,3	-	2007	44,5	-9,9	-6,6	-3,3	-
Shapley Value	1997	47,6				Shapley Value	2002	47,1				
(AT)	1999	48,6	1,0	0,2	0,8	- (AT)	2004	54,4	7,3	1,6	5,7	-
	2003	54,7	6,1	7,4	-1,3	-	2007	44,5	-9,9	-6,6	-3,3	-
Uruguay						Venezuela (República Bolivariana de)						
Kakwani-Subbarao	1997	9,5				Kakwani-Subbarao	1997	48,0				
(KS)	2002	15,4	5,9	3,4	2,5	- (KS)	2002	48,6	0,6	1,7	-1,1	-
	2007	18,1	2,7	1,9	0,8	-	2007	28,5	20,1	-12,2	-7,9	-
Jain-Tendulkar (a)	1997	9,5				Jain-Tendulkar (a)	1997	48,0				

5

Cuadro 10 (conclusión)

País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	País	Año	H	Total	Crecimiento	Distribución	Residuo	
(JT)	2002	15,4	5,9	3,1	2,8	(JT)	2002	48,6	0,5	1,7	-1,2		
	2007	18,1	2,7	1,7	1,0		2007	28,5	20,0	-12,2	-7,9		
Jain-Tendulkar (b)	1997	9,5				Jain-Tendulkar (b)	1997	48,0					
(JT)	2002	15,4	5,9	3,7	2,2	(JT)	2002	48,6	0,5	1,9	-1,4		
	2007	18,1	2,7	2,1	0,6		2007	28,5	20,0	-13,2	-6,8		
Datt-Ravallion (1)	1997	9,5				Datt-Ravallion (1)	1997	48,0					
DRCR	2002	15,4	5,9	3,1	2,2	0,6	DRCR	2002	48,6	0,6	1,7	-1,4	0,3
	2007	18,1	2,7	1,6	0,6	0,5		2007	28,5	20,1	-12,2	-6,8	-1,1
Datt-Ravallion (2)	1997	9,5					Datt-Ravallion (2)	1997	48,0				
DRCR	2002	15,4	5,9	3,7	2,8	-0,6	DRCR	2002	48,6	0,6	1,9	-1,2	-0,2
	2007	18,1	2,7	2,1	1,0	-0,4		2007	28,5	20,1	-13,2	-7,9	1,0
Datt-Ravallion (DRSR)	1997	9,5					Datt-Ravallion (DRSR)	1997	48,0				
	2002	15,4	5,9	3,4	2,5	-		2002	48,6	0,6	1,8	-1,2	-
	2007	18,1	2,7	1,9	0,8	-		2007	28,5	20,1	-12,7	-7,4	-
Kakwani (KD)	1997	9,5					Kakwani (KD)	1997	48,0				
	2002	15,4	5,9	3,4	2,5	-		2002	48,6	0,6	1,8	-1,2	-
	2007	18,1	2,7	1,9	0,8	-		2007	28,5	20,1	-12,7	-7,4	-
Mahmoudi (M)	1997	9,5					Mahmoudi (M)	1997	48,0				
	2002	15,4	5,9	3,4	2,5	-		2002	48,6	0,6	1,8	-1,2	-
	2007	18,1	2,7	1,9	0,8	-		2007	28,5	20,1	-12,7	-7,4	-
Shapley Value (AT)	1997	9,5					Shapley Value (AT)	1997	48,0				
	2002	15,4	5,9	3,4	2,5	-		2002	48,6	0,6	1,8	-1,2	-
	2007	18,1	2,7	1,9	0,8	-		2007	28,5	20,1	-12,7	-7,4	-

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de cifras oficiales de las encuestas de hogares.

A partir de la información que se presenta en el cuadro 11 se corrobora que la aplicación de la metodología de Kakwani por subperiodos permite computar la contribución de los determinantes de la pobreza a partir de los cambios absolutos observados durante el decenio 1997-2007.

Se aprecian diferencias en el margen entre ambos procedimientos que en la práctica resultan de poca importancia, y se confirma que la suma de los efectos crecimiento y desigualdad en los subperiodos 1997-2002 y 2002-2007 aproximan el valor que se obtiene cuando la descomposición se lleva a cabo utilizando las bases de datos de las encuestas de hogares para años cercanos a 1997 y 2007.

**CUADRO 11**  
**AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN**  
**LA TASA DE POBREZA, CIRCA 1997, 2002 Y 2007**

País	Año	Efecto			País	Año	Efecto		
		Total	Crecimiento	Distribución			Total	Crecimiento	Distribución
Argentina <sup>a</sup>	1997-2002	23,7	16,1	7,6	Bolivia (Estado Plurinacional de)	1997-2002	0,2	-1,3	1,5
	2002-2006	-22,2	-11,5	-10,7		2002-2007	-8,3	-3,4	-4,9
	1997-2006 1/	1,6	3,7	-2,1		1997-2007 1/	-8,1	-5,0	-3,1
	1997-2006 2/	1,5	4,6	-3,1		1997-2007 2/	-8,1	-4,7	-3,4
Brasil	1996-2001	1,7	1,5	0,2	Chile	1996-2000	-3,0	-4,0	1,0
	2001-2007	-7,5	-2,1	-5,4		2000-2006	-6,5	-4,4	-2,1
	1996-2007 1/	-5,8	-0,6	-5,2		1996-2006 1/	-9,5	-5,8	-3,7
	1997-2006 2/	-5,8	-0,6	-5,2		1996-2006 2/	-9,5	-8,4	-1,0
Colombia	1997-2002	0,2	-0,1	0,3	Costa Rica	1997-2002	-2,2	-6,5	4,3
	2002-2005	-4,3	-6,6	2,3		2002-2007	-1,7	0,1	-1,7
	1997-2005 1/	-4,1	-7,0	2,9		1997-2007 1/	-3,9	-7,0	3,1
	1997-2005 2/	-4,1	-6,7	2,6		1997-2007 2/	-3,9	-6,4	2,6
Ecuador <sup>b</sup>	1997-2002	-7,2	-10,9	3,8	El Salvador	1997-2001	-6,6	-7,0	0,4
	2002-2007	-10,2	-12,2	2,0		2001-2004	-1,4	1,6	-3,0
	1997-2007 1/	-17,4	-22,8	5,4		1997-2004 1/	-8,0	-5,5	-2,5
	1997-2007 2/	-17,4	-23,1	5,8		1997-2004 2/	-8,0	-5,4	-2,6
Guatemala	1998-2002	-1,0	0,5	-1,5	Honduras	1997-2002	-1,8	-1,7	0,1
	2002-2006	-5,4	-7,1	1,7		2002-2007	-8,4	-6,0	-2,4
	1998-2006 1/	-6,4	-7,4	1,0		1997-2007 1/	-10,2	-7,8	-2,4
	1998-2006 2/	-6,4	-6,6	0,2		1997-2007 2/	-10,2	-7,7	-2,3
México	1996-2000	-11,8	-14,4	2,6	Nicaragua	1998-2001	-0,6	-2,6	2,0
	2000-2006	-9,4	-4,3	-5,1		2001-2005	-7,3	-4,8	-2,5
	1996-2006 1/	-21,2	-19,1	-2,1		1997-2007 1/	-8,0	-7,8	-0,2
	1996-2006 2/	-21,2	-18,7	-2,5		1997-2007 2/	-7,9	-7,4	-0,5

Cuadro 11 (conclusión)

País	Año	Efecto			País	Año	Efecto		
		Total	Crecimiento	Distribución			Total	Crecimiento	Distribución
Panamá	2001-2004	-4,0	-3,6	-0,4	Paraguay <sup>b</sup>	1996-2001	3,9	0,1	3,8
	2004-2007	-4,1	-1,9	-2,2		2001-2007	5,0	9,1	-4,1
	2001-2007 1/	-8,1	-5,3	-2,8		1996-2007 1/	8,9	10,3	-1,4
	2001-2007 2/	-8,1	-5,5	-2,6		1996-2007 2/	8,9	9,2	-0,3
Perú	1997-1999	1,1	0,3	0,8	República Dominicana	2002-2004	7,2	1,5	5,7
	1999-2003	6,0	7,4	-1,4		2004-2007	-9,8	-6,6	-3,2
	1997-2003 1/	7,1	7,2	-0,1		2002-2007 1/	-2,6	-5,9	3,3
	1997-2003 2/	7,1	7,7	-0,6		2002-2007 2/	-2,6	-5,1	2,5
Uruguay <sup>b</sup>	1997-2002	5,9	3,4	2,5	Venezuela (República Bolivariana de)	1997-2002	0,5	1,8	-1,3
	2002-2007	2,7	1,9	0,8		2002-2007	-20,0	-12,7	-7,3
	1997-2007 1/	8,6	5,5	3,1		1997-2007 1/	-19,5	-10,7	-8,8
	1997-2007 2/	8,6	5,3	3,3		1997-2007 2/	-19,5	-10,9	-8,6

Fuente: Cálculo de los autores sobre la base de información de las encuestas de hogares de los respectivos países.

Nota: <sup>1</sup> Se computó a partir de los micro datos de las encuestas de hogares para los periodos inicial y final, aplicando la metodología de Kakwani.

<sup>2</sup> Se calculó aplicando la metodología de Kakwani (1997) para dos o más subperiodos, utilizando los efectos crecimiento y distribución.

<sup>a</sup> Gran Buenos Aires.

<sup>b</sup> Área Urbana.

Las diferencias que se aprecian entre los valores computados no muestran un patrón homogéneo. No obstante, en la mayoría de los países examinados los resultados generados por ambos procedimientos coinciden.

## F. Participación del crecimiento y la desigualdad en la pobreza

Conocer la participación del crecimiento<sup>34</sup> y la desigualdad en la reducción de la pobreza es de gran utilidad para el diseño de políticas, en la medida que se desee plantear una estrategia integral que combine acciones que promuevan el aumento del ingreso familiar y alienten su mejor distribución entre los diferentes grupos de la sociedad.

En este contexto, y no obstante a que se reconoce el aporte del crecimiento en la reducción de la pobreza, su participación debe entenderse como resultado de un entramado complejo de políticas públicas que tienen como propósito mejorar la dotación de capital humano y la productividad de la fuerza de trabajo, al tiempo que buscan ampliar las opciones de acceso al crédito y a la capacitación, y que incluso protegen a los sectores menos favorecidos en situaciones de crisis y riesgo social.

Al respecto, y con el propósito de aportar evidencia empírica que permita ponderar de manera adecuada la importancia del ingreso y la desigualdad en la evolución de los índices de pobreza, los datos que se presentan en el cuadro 12 cuantifican la influencia de estos factores en la evolución de la pobreza.

Las cifras acreditan ciertamente la preponderancia del ingreso sobre la desigualdad, al tiempo que advierten la creciente relevancia que ha alcanzado el componente redistributivo, sobre todo en países en donde históricamente la desigualdad ha manifestado mayor rigidez a descender.

Como fue mencionado, en la mayoría de las economías de la región la pobreza se redujo durante el decenio 1997-2007. No obstante, cabe aclarar que las tendencias difieren entre países y periodos, tanto en la magnitud del cambio en la tasa de pobreza, así como en la participación relativa de los factores que la explican.

En Argentina, por ejemplo, como resultado de la crisis económica que esa nación enfrentó durante el quinquenio 1997-2002 la pobreza se empujó 23.7 puntos porcentuales, y este importante incremento se explica en mayor cuantía por la caída del ingreso (16.1 puntos), en tanto que el deterioro distributivo explica sólo 7.6 puntos del aumento reportado.

A partir de la información que se presentó en los cuadros 2 y 4 se confirma que en el periodo que se examina el ingreso medio de las familias argentinas se desplomó -35.7%, en tanto que el coeficiente de desigualdad de Gini se empujó de 0.53 a 0.59.

Asimismo, los resultados que se reportan en el cuadro 11 advierten que los cambios en la distribución del ingreso han sido determinantes para explicar la evolución de la pobreza, no obstante a que su efecto ha sido diferencial entre países e incluso se advierten situaciones en donde se han presentado cambios de magnitud apreciable dentro de un mismo país en el valor de este indicador.

---

<sup>34</sup> Estrictamente hablando, el efecto crecimiento alude al aumento del ingreso de los hogares y no necesariamente al crecimiento del producto interno bruto (PIB). Es posible que el ingreso familiar se incremente por circunstancias distintas al mercado de trabajo, ya que en el caso de los pobres las transferencias entre hogares y las políticas públicas desempeñan un papel preponderante en la formación del ingreso familiar influenciando la reducción de las tasas de pobreza. No obstante, en este trabajo se utilizará indistintamente los términos crecimiento o aumento del ingreso de los hogares.

**CUADRO 12**  
**AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA DESIGUALDAD EN EL**  
**CAMBIO DE LA TASA DE POBREZA, CIRCA 1997, 2002 Y 2007**

País	Período Total	<sup>a</sup> Crecimiento	Redistribución	
Argentina <sup>b</sup>	1997-2002	23,7	16,1	7,6
	2002-2006	-22,2	-11,5	-10,7
	1997-2006	1,6	3,7	-2,1
Bolivia (Estado Plurinacional de)	1997-2002	0,2	-1,3	1,5
	2002-2007	-8,3	-3,4	-4,9
	1997-2007	-8,1	-5,0	-3,1
Brasil	1996-2001	1,7	1,5	0,2
	2001-2007	-7,5	-2,1	-5,4
	1996-2007	-5,8	-0,6	-5,2
Chile	1996-2000	-3,0	-4,0	1,0
	2000-2006	-6,5	-4,4	-2,1
	1996-2006	-9,5	-5,8	-3,7
Colombia	1997-2002	0,2	-0,1	0,3
	2002-2005	-4,3	-6,6	2,3
	1997-2005	-4,1	-7,0	2,9
Costa Rica	1997-2002	-2,2	-6,5	4,3
	2002-2007	-1,7	0,1	-1,7
	1997-2007	-3,9	-7,0	3,1
Ecuador <sup>c</sup>	1997-2002	-7,2	-10,9	3,8
	2002-2007	-10,2	-12,2	2,0
	1997-2007	-17,4	-22,8	5,4
El Salvador	1997-2001	-6,6	-7,0	0,4
	2001-2004	-1,4	1,6	-3,0
	1997-2004	-8,0	-5,5	-2,5
Guatemala	1998-2002	-1,0	0,5	-1,5
	2002-2006	-5,4	-7,1	1,7
	1998-2006	-6,4	-7,4	1,0
Honduras	1997-2002	-1,8	-1,7	0,1
	2002-2007	-8,4	-6,0	-2,4
	1997-2007	-10,2	-7,8	-2,4
México	1996-2000	-11,8	-14,4	2,6
	2000-2006	-9,4	-4,3	-5,1
	1996-2006	-21,2	-19,1	-2,1
Nicaragua	1998-2001	-0,6	-2,6	2,0
	2001-2005	-7,3	-4,8	-2,5
	1998-2005	-8,0	-7,8	-0,2
Panamá	2001-2004	-4,0	-3,6	-0,4
	2004-2007	-4,1	-1,9	-2,2
	2001-2007	-8,1	-5,3	-2,8
Paraguay <sup>c</sup>	1996-2001	3,9	0,1	3,8
	2001-2007	5,0	9,1	-4,1
	1996-2007	8,9	10,3	-1,4
Perú	1997-1999	1,1	0,3	0,8
	1999-2003	6,0	7,4	-1,4
	1997-2003	7,1	7,2	-0,1

Cuadro 12 (conclusión)

País	Período Total	<sup>a</sup> Crecimiento	Redistribución	
República Dominicana	2002-2004	7,2	1,5	5,7
	2004-2007	-9,8	-6,6	-3,2
	2002-2007	-2,6	-5,9	3,3
Uruguay <sup>c</sup>	1997-2002	5,9	3,4	2,5
	2002-2007	2,7	1,9	0,8
	1997-2007	8,6	5,5	3,1
Venezuela (República Bolivariana de)	1997-2002	0,5	1,8	-1,3
	2002-2007	-20,0	-12,7	-7,3
	1997-2007	-19,5	-10,7	-8,8

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de cifras oficiales de las encuestas de hogares.

<sup>a</sup> Corresponde al cambio absoluto en la tasa de pobreza.

<sup>b</sup> Gran Buenos Aires.

<sup>c</sup> Área Urbana.

En el caso de Argentina, toda vez que la economía se recuperó la tasa de pobreza cayó -22 puntos porcentuales impulsada por la mayor disponibilidad de ingresos en los hogares, así como por los cambios progresivos ocurridos en materia distributiva.

En efecto, la evidencia acredita que en 2006 el coeficiente de Gini retrocedió a un nivel de 0.51 lo que permitió recuperar lo perdido durante la fase de crisis e incluso ubicarse en un nivel de desigualdad relativa inferior al observado en 1997 (0.53).

Por otra parte, el cambio en la pobreza ocurrido en ese país durante el periodo 2002-2006 se explica de manera casi proporcional por la participación del ingreso y la desigualdad (-11.5 y -10.7 puntos respectivamente), y de paso se confirma que de no haberse producido cambios redistributivos la tasa de pobreza hubiese disminuido sólo -11.5 puntos porcentuales a consecuencia del aumento en el ingreso de los hogares. Es decir, la mejor distribución del ingreso que se materializó contribuyó de manera muy significativa a impulsar la caída de la pobreza.

En otros países la evidencia confirma que la redistribución del ingreso también influyó en la tendencia a la baja que se perfiló en la tasa pobreza. En Bolivia, por ejemplo, la disminución reportada entre 2002 y 2007 se puede atribuir fundamentalmente a los cambios progresivos que se observaron en materia distributiva.

En efecto, de los -8.3 puntos porcentuales que cayó el indicador que da cuenta de la incidencia de la pobreza, casi el 60% (- 4.9 puntos) se explican por la merma reportada en el coeficiente de Gini, en tanto que el resto de la reducción se logró por aumentos reportados en el ingreso familiar.

En el caso de Brasil, asimismo, de los -7.5 puntos de disminución que se manifestó en el porcentaje de personas en situación de pobreza, -5.5 puntos se asocian a las mejoras distributivas que se materializaron entre 2001 y 2007. Por su parte, la tendencia a la baja observada entre 1996 y 2007 (reducción de -5.8 puntos) fue prácticamente impulsada por cambios progresivos en la curva de ingreso que favorecieron la caída del registro de inequidad.

Otras situaciones en las que se advierte el predominio del componente redistributivo sobre los aumentos del ingreso a favor de la reducción de la pobreza se presentaron en Costa Rica (2002-2007), El Salvador (2001-2004), Panamá (2004-2007) y México (2002-2006), lo que sugiere que alentar cambios progresivos en materia de equidad contribuye de manera decidida a favorecer la caída de la pobreza.

No obstante, se reconoce que en la mayoría de los países la trayectoria descendente de la pobreza ha sido mayormente influenciada por los aumentos en el ingreso. En Chile, por ejemplo, la reducción sistemática que se logró durante el decenio 1996-2006 estuvo fundamentalmente asociada al mejoramiento del ingreso familiar, sin desconocer que en esta nación también se acreditan mejoras en la equidad que contribuyeron a la caída de la pobreza en -3.7 puntos en el 2006.

En Honduras, por su parte, la modificación de la tasa observada durante el decenio 1997-2007 estuvo influenciada principalmente por el aumento en el presupuesto familiar, situación que también se observó en México entre 1996 y 2006, en Panamá en el periodo 2001-2007 y en la República Dominicana durante el sexenio 2002-2007.

La evidencia da cuenta, sin embargo, de la presencia de un patrón heterogéneo entre países y subperiodos, lo que permite afirmar que la reducción de la pobreza depende de la estrategia de desarrollo económica y social adoptada y de la situación social de cada país, de ahí a que se postule que no es pertinente proponer recomendaciones de política similares a todos los países para abatir la pobreza ya que un mismo programa podría generar resultados de distinta naturaleza.

Al respecto, cabe recordar que las tendencias que se manifiestan para el promedio regional son de utilidad en la medida que permiten identificar relaciones de causalidad entre los determinantes de la pobreza, pero mantienen el inconveniente de ilustrar comportamientos promedio que no necesariamente se asimilan a situaciones específicas lo que limita su utilidad práctica para el diseño de políticas.

Examinar en su propio mérito la situación de cada país conduce a diagnósticos más acertados y permite asumir criterios específicos para diseñar la estrategia que se considere más eficiente para lograr mejoras significativas en el nivel de vida de las personas y cambios progresivos en la distribución del ingreso, considerando el nivel de pobreza e inequidad y el ingreso medio de los hogares.

## **G. Efectos crecimiento y distribución por nivel de desigualdad**

Es ampliamente reconocido que los cambios en la pobreza están asociados a dos factores: las modificaciones en el ingreso de las familias y los cambios que se manifiestan en los parámetros que definen la forma de la curva de Lorenz. En la medida de que el ingreso familiar se modifique es habitual que se produzcan mudanzas de diferente magnitud en los índices de pobreza lo que a su vez genera alteraciones en los parámetros asociados a la curva de Lorenz.

En este sentido, la información que se muestra en el cuadro 13 permite conocer la participación del ingreso y la desigualdad en la trayectoria asumida por los índices de pobreza, teniendo en cuenta el registro de inequidad reportado por los países.

De acuerdo a los valores del coeficiente de Gini en 2007, los países se organizaron en cuatro estratos que garantizan la conformación de grupos de economías con similar nivel de inequidad, al tiempo que se logran maximizar las diferencias entre las agrupaciones formadas.

Conforme a los resultados obtenidos se verifica que en el estrato con menor desigualdad se ubicaron Venezuela y Uruguay con registros de inequidad de 0.430 y 0.457 respectivamente, en tanto que Honduras, Guatemala, Colombia y Brasil representan a las economías con los niveles más elevados de desigualdad en la distribución del ingreso.

En el caso de Venezuela las cifras acreditan que el leve aumento de la pobreza reportado entre 1997 y 2002 (0.5 puntos) fue atemperado por los progresos alcanzados en materia de redistribución del ingreso.

Esto significa que de no haberse generado cambios progresivos en la equidad la incidencia de la pobreza se hubiera empinado 1.8 puntos porcentuales que equivaldría a un registro casi cuatro veces mayor al valor observado.

Asimismo, no obstante a que durante el decenio 1997-2007 la baja de -20.0 puntos en la tasa de pobreza de Venezuela estuvo alentada por la capacidad de las familias para generar más ingresos (-12.7 puntos), la evidencia certifica que la caída sistemática que se anotó el coeficiente de Gini permitió que la pobreza se redujera -8.8 puntos porcentuales, lo que representa casi dos terceras partes del aporte asociado a las mejoras en el ingreso de los hogares.

**CUADRO 13**  
**AMÉRICA LATINA: DESCOMPOSICIÓN DEL CAMBIO EN LA POBREZA POR CRECIMIENTO**  
**Y REDISTRIBUCIÓN SEGÚN NIVEL DE DESIGUALDAD, CIRCA 1997, 2002 Y 2007**

País	Período	Total <sup>a</sup> Crecimiento	Redistribución	Estrato	<sup>b</sup> Gini	<sup>c</sup>
Venezuela (República Bolivariana de)	1997-2002	0,5	1,8	-1,3		0,507
	2002-2007	-20,0 -12,7		-7,3		0,500
	1997-2007	-19,5 -10,7		-8,8	Bajo	0,430
Uruguay <sup>d</sup>	1997-2002	5,9	3,4	2,5		0,430
	2002-2007	2,7	1,9	0,8		0,455
	1997-2007	8,6	5,5	3,1	Bajo	0,457
Costa Rica	1997-2002	-2,2	-6,5	4,3		0,450
	2002-2007	-1,7	0,1	-1,7		0,488
	1997-2007	-3,9	-7,0	3,1	Medio	0,484
El Salvador	1997-2001	-6,6	-7,0	0,4		0,510
	2001-2004	-1,4	1,6	-3,0		0,525
	1997-2004	-8,0	-5,5	-2,5	Medio	0,493
México	1996-2000	-11,8 -14,4		2,6		0,526
	2000-2006	-9,4	-4,3	-5,1		0,542
	1996-2006	-21,2 -19,1		-2,1	Medio	0,506
Perú	1997-1999	1,1	0,3	0,8		0,533
	1999-2003	6,0	7,4	-1,4		0,547
	1997-2003	7,1	7,2	-0,1	Medio	0,506
Argentina <sup>e</sup>	1997-2002	23,7 16,1		7,6		0,589
	2002-2006	-22,2 -11,5		-10,7		0,590
	1997-2006	1,6	3,7	-2,1	Medio	0,510
Panamá	2001-2004	-4,0	-3,6	-0,4		0,550
	2004-2007	-4,1	-1,9	-2,2		0,535
	2001-2007	-8,1	-5,3	-2,8	Medio	0,519
Ecuador <sup>d</sup>	1997-2002	-7,2 -10,9		3,8		0,469
	2002-2007	-10,2 -12,2		2,0		0,513
	1997-2007	-17,4 -22,8		5,4	Medio	0,520
Chile	1996-2000	-3,0	-4,0	1,0		0,554
	2000-2006	-6,5	-4,4	-2,1		0,559
	1996-2006	-9,5	-5,8	-3,7	Medio	0,522
Nicaragua	1998-2001	-0,6	-2,6	2,0		0,584
	2001-2005	-7,3	-4,8	-2,5		0,577
	1998-2005	-8,0	-7,8	-0,2	Medio	0,532
Paraguay <sup>d</sup>	1996-2001	3,9	0,1	3,8		0,493
	2001-2007	5,0	9,1	-4,1		0,511
	1996-2007	8,9 10,3		-1,4	Alto	0,552
República Dominicana	2002-2004	7,2	1,5	5,7		0,537
	2004-2007	-9,8	-6,6	-3,2		0,586
	2002-2007	-2,6	-5,9	3,3	Alto	0,556
Bolivia (Estado Plurinacional de)	1997-2002	0,2	-1,3	1,5		0,595
	2002-2007	-8,3	-3,4	-4,9		0,614
	1997-2007	-8,1	-5,0	-3,1	Alto	0,565
Honduras	1997-2002	-1,8	-1,7	0,1		0,558
	2002-2007	-8,4	-6,0	-2,4		0,588

Cuadro 13 (conclusión)

País	Período	Total <sup>a</sup> Crecimiento	Redistribución	Estrato	<sup>b</sup> Gini	<sup>c</sup>
Colombia	1997-2007	-10,2	-7,8	-2,4	Muy Alto	0,580
	1997-2002	0,2	-0,1	0,3		0,569
	2002-2005	-4,3	-6,6	2,3		0,569
Guatemala	1997-2005	-4,1	-7,0	2,9	Muy Alto	0,584
	1998-2002	-1,0	0,5	-1,5		0,560
	2002-2006	-5,4	-7,1	1,7		0,542
Brasil	1998-2006	-6,4	-7,4	1,0	Muy Alto	0,585
	1996-2001	1,7	1,5	0,2		0,638
	2001-2007	-7,5	-2,1	-5,4		0,639
	1996-2007	-5,8	-0,6	-5,2	Muy Alto	0,590

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de las encuestas de hogares de los países.

<sup>a</sup> Corresponde al cambio de la tasa de pobreza en puntos absolutos.

<sup>b</sup> Corresponde al estrato según el valor del índice de Gini.

<sup>c</sup> Corresponde al coeficiente de Gini estimado para datos cercanos al principio del periodo.

<sup>d</sup> Área Urbana.

<sup>e</sup> Gran Buenos Aires.

En Uruguay, por su parte, el registro de pobreza reportado durante el decenio 1997-2007 se generó a consecuencia de la caída sostenida del ingreso y al aumento persistente de la inequidad que se ha evidenciado en los últimos años. Es decir, en este país se conjugó un escenario adverso en materia de equidad y reducción del ingreso, lo que conspiró para que ambos determinantes influyeran en el deterioro del nivel de vida de las familias y que significó el aumento de la tasa de pobreza.

Por otra parte, en el estrato de desigualdad medio se aglutinaron la mitad de los países. En esta agrupación el coeficiente de Gini para años cercanos a 2007 se ubicó entre 0.484 y 0.532, correspondiendo estos valores a Costa Rica y Nicaragua respectivamente.

En el caso de Costa Rica, por ejemplo, de no haberse deteriorado la distribución del ingreso entre 1997 y 2002 la pobreza hubiera disminuido -6.5 puntos porcentuales en lugar de los -2.2 puntos que cayó a consecuencia del alza manifestada en el coeficiente de Gini lo que significa que el deterioro distributivo incrementó la tasa de pobreza en 4.3 puntos.

Una tendencia similar se manifestó en ese país durante el decenio 1997-2007 periodo en que la incidencia de pobreza disminuyó sólo -3.9 puntos a consecuencia de cambios regresivos en la distribución del ingreso. En este escenario, de no haberse deteriorado la concentración del ingreso la reducción de la pobreza pudo haber alcanzado una baja equivalente a los -7 puntos porcentuales.

Durante el mismo periodo en el área urbana de Ecuador el aumento de la inequidad acotó la posibilidad de que se produjeran modificaciones a la baja en los guarismos de pobreza, en tanto que la agudización reportada en los niveles de concentración del ingreso que se produjo durante el periodo 2002-2007 significó un aumento de 2 puntos porcentuales en la incidencia de la pobreza.

Asimismo, en El Salvador la caída sistemática del coeficiente de desigualdad de Gini impulsó la baja de la pobreza, en tanto que en Honduras propició su aumento durante el periodo 1996 y 2007 mientras que en Paraguay el registro de pobreza se hubiera empinado 9.1 puntos entre 2001 y 2007 de no haberse concretado las mejoras distributivas que atemperaron el alza de la tasa en -4.1 puntos.

Otro de los países que se ubicó en el estrato con alta desigualdad fue la República Dominicana. No obstante, la caída de casi 10 puntos en el registro de pobreza en este país reportado entre 2004 y 2007 se explica por la mejora reportada en el índice de Gini (-3.2 puntos), en tanto que el deterioro distributivo ocurrido entre 2002 y 2007 alentó el incremento del indicador de pobreza en 3.3 puntos; es decir, el aumento de la inequidad impidió que la pobreza se redujera en -5.9 puntos.

En el grupo de naciones que reportaron los niveles más elevados de desigualdad —Honduras, Colombia, Guatemala y Brasil— se percibe un comportamiento heterogéneo en la contribución del ingreso y la desigualdad a la tendencia asumida por los indicadores de pobreza.

En Colombia, por ejemplo, entre 2002 y 2005 la tasa podría haberse reducido de manera más pronunciada de no haberse agudizado la concentración del ingreso. Una situación similar se percibió en Guatemala entre 2002 y 2006, en tanto que en Brasil la baja reportada entre 2001 y 2007 se explica en mayor medida por las mejoras alcanzadas en materia de equidad.

De esta manera, a diferencia de algunas investigaciones que afirman que el crecimiento es condición necesaria y suficiente para reducir la pobreza (Dollar y Kraay, 2005 y Banco Mundial, 2004), las cifras analizadas en este informe acreditan que el aumento del presupuesto de los hogares y la baja en desigualdad se han conjugado para potencian la caída de la pobreza en un número importante de países.

## H. El crecimiento es importante, la desigualdad también

Para poner en perspectiva la importancia de los factores que inciden en la evolución de la pobreza se computó la participación relativa de cada uno de ellos utilizando el método propuesto por Kakwani (1997, *op cit.*).

Al respecto, el cuadro 14 ilustra la contribución relativa de ambos efectos en la variación de la incidencia de la pobreza para los quinquenios 1997-2002 y 2002-2007, al tiempo que se incorpora una mirada de largo plazo que entrega evidencia que permite explicar lo ocurrido en años cercanos al decenio 1997-2007.

**CUADRO 14**  
**AMÉRICA LATINA: EFECTO CRECIMIENTO Y DISTRIBUCIÓN EN LOS CAMBIOS DE LA TASA DE POBREZA, 1997-2007**

País	1997-2002				2002-2007				1997-2007				
	Cambio en tasa de pobreza <sup>a</sup>		Crecimiento Redistribución		Cambio en la tasa de pobreza <sup>a</sup>		Crecimiento Redistribución		Cambio en las tasas de pobreza <sup>a</sup>		Crecimiento Redistribución		
	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	(en porcentajes)	
Argentina <sup>b</sup>	23,7	68,0	32,0	-22,2	51,8	48,2	1,5	63,5	36,5				
Bolivia (Estado plurinacional de)	0,3	44,5	55,4	-8,3	41,0	59,0	-8,1	61,4	38,6				
Brasil	1,7	88,2	11,8	-7,5	28,0	72,0	-5,8	9,6	90,4				
Chile	-3,0	80,0	20,0	-6,5	31,7	68,3	-9,5	61,3	38,7				
Colombia	0,2	25,0	75,0	-4,3	74,2	25,8	-4,1	70,8	29,2				
Costa Rica	-2,2	60,3	39,7	-1,7	3,8	96,2	-3,9	69,2	30,8				
Ecuador <sup>c</sup>	-7,2	74,5	25,5	-10,2	85,9	14,1	-17,4	80,7	19,3				
El Salvador	-6,6	94,1	5,9	-1,4	34,5	65,5	-8,0	69,4	30,6				
Guatemala	-0,9	26,3	73,7	-5,4	80,6	19,4	-6,3	80,0	12,0				
Honduras	-1,8	94,4	5,6	-8,4	71,4	28,6	-10,2	76,4	23,6				
México	-11,8	84,7	15,3	-9,4	45,7	54,3	-21,2	90,2				9,8	
Nicaragua	-0,6	56,5	43,5	-7,4	64,9	35,1	-8,0	97,2				2,8	
Panamá	-4,0	90,0	10,0	-4,1	46,3	53,7	-8,1	65,7	34,3				
Paraguay <sup>c</sup>	3,8	2,6	97,4	5,1	69,8	30,2	8,9	88,0	12,0				
Perú	1,0	20,0	80,0	6,1	81,4	14,9	7,1	98,7				1,3	
República Dominicana	7,3	21,9	78,1	-9,9	66,7	33,3	-2,6	64,0	36,0				
Uruguay <sup>c</sup>	5,9	56,7	42,4	2,7	70,4	29,6	8,6	63,8	36,2				
Venezuela (República Bolivariana de)	0,6	60,0	40,0	-20,1	63,2	36,8	-19,5	54,8	45,2				
Número de episodios	12		6		11		7		17		1		

Fuente: Elaboración de los autores sobre la base de cifras oficiales de las encuestas de hogares.

<sup>a</sup> Corresponde al cambio en puntos porcentuales.

<sup>b</sup> Gran Buenos Aires.

<sup>c</sup> Área Urbana.

La evidencia confirma que el ingreso es el factor preponderante para explicar la evolución de la pobreza —aumentos y reducciones— y su influencia se manifiesta en los diferentes subperiodos, así como en la tendencia observada durante del decenio 1997-2007.

No obstante, hay que tener en cuenta que en algunos episodios la pobreza se incrementó debido a reducciones el ingreso familiar, lo cual explica que su efecto claramente predomine sobre el componente distributivo <sup>35</sup>.

Al respecto, la información que se presenta en el cuadro 15 y el gráfico 1 <sup>36</sup> permite ponderar la relevancia del crecimiento y la desigualdad en la tendencia asumida por los indicadores de pobreza a partir de distintos escenarios. En algunas situaciones los cálculos involucraron todas las observaciones, en tanto que en otras sólo se tuvieron en cuenta los episodios en donde se reportó un descenso en la tasa de pobreza (véase el recuadro 1).

En todos los casos, la parte sombreada de el gráfico 1 cuantifica el porcentaje de cambio en la pobreza asociado a modificaciones en el ingreso, mientras que el complemento corresponde a la participación porcentual asumida por el componente asociado a la desigualdad.

**CUADRO 15**  
**AMÉRICA LATINA: CONTRIBUCIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA REDISTRIBUCIÓN AL CAMBIO**  
**EN LA POBREZA, CIRCA 1997-2007**

Episodios	Cambio Total <sup>a</sup>	Efecto Crecimiento	Efecto Redistribución
Todos los episodios <sup>b</sup>	100,0	79,0	21,0
Se reduce H en todos los periodos <sup>c</sup>	100,0	73,0	27,0
2002-2007 <sup>c</sup>	100,0	64,0	36,0
1997-2007 <sup>c</sup>	100,0	82,0	18,0

Fuente: Elaboración de los autores sobre la base de cifras oficiales de las encuestas de hogares.

<sup>a</sup> Corresponde a la descomposición con el método de Kakwani (1997) (K).

<sup>b</sup> Se consideran los episodios de los periodos 1997-2002, 2002-2007 y 1997-2007 en que la pobreza aumenta o disminuye.

<sup>c</sup> Se examinan los episodios en los cuales el aumento del ingreso y la reducción de la inequidad contribuyeron a la caída de la pobreza.

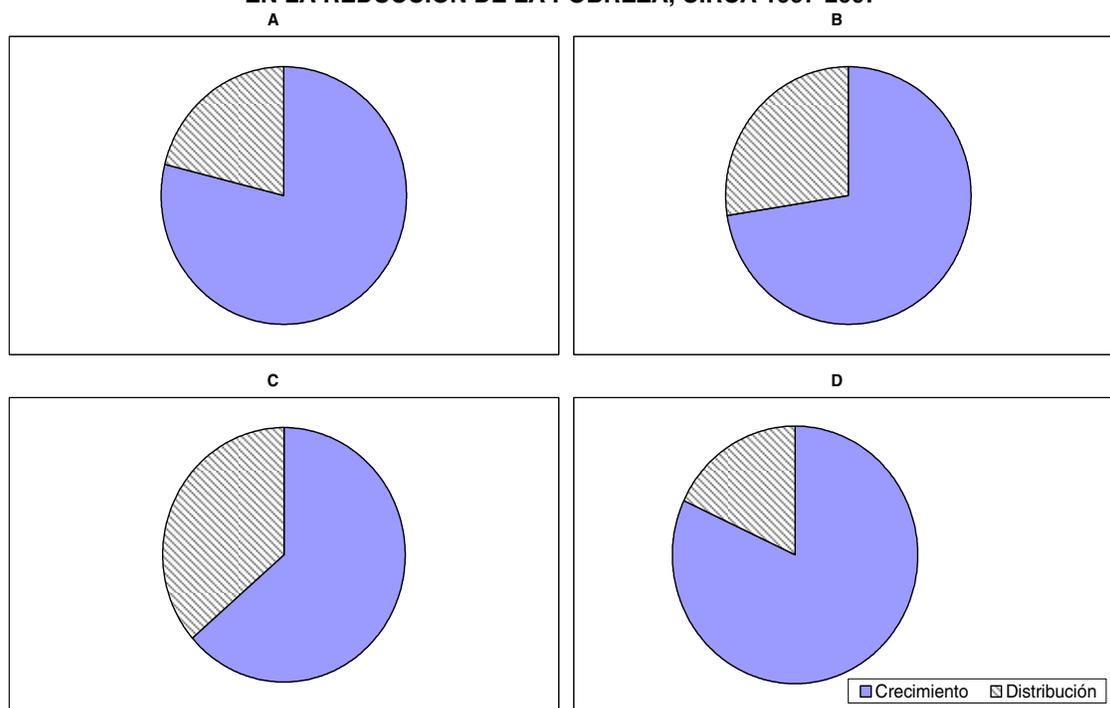
En el panel A se confirma la mayor contribución relativa del ingreso (79%) en el cambio del índice de pobreza, cuando el cómputo se efectúa considerando conjuntamente los 54 episodios que se examinan en este trabajo; es decir, se involucran situaciones en que se reportaron aumentos o reducciones en la tasa de pobreza.

Por otra parte, cuando se analizan únicamente los episodios en que la incidencia de la pobreza disminuyó (panel B), nuevamente se corrobora la preponderancia del ingreso sobre el cambio redistributivo (73% y 27% respectivamente), en tanto que la mirada de largo plazo que se ilustra en el panel D confirma la mayor importancia relativa del ingreso (82%) sobre el componente distributivo.

<sup>35</sup> La contribución de los efectos crecimiento y desigualdad se calculó a partir de la metodología que se describe en el recuadro 1.

<sup>36</sup> La parte sombreada de los paneles se corresponde con la contribución del ingreso al cambio en el indicador de pobreza, en tanto que el resto se asocia con el efecto redistributivo. Los porcentajes de cada escenario se presentan en el cuadro 12.

**GRÁFICO 1**  
**AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA DESIGUALDAD**  
**EN LA REDUCCIÓN DE LA POBREZA, CIRCA 1997-2007**



Fuente: Elaboración de los autores con información del cuadro 13.

Cabe señalar, no obstante, que durante el quinquenio 2002-2007 se generaron avances significativos en materia de reducción de la pobreza y la equidad, por lo que se considera de interés indagar acerca de la participación relativa de los factores que contribuyeron a perfilar esa tendencia.

Al respecto, el panel C demuestra que más de la tercera parte (36%) de la caída de la pobreza durante el quinquenio aludido estuvo asociada a cambios progresivos en materia de equidad.

Asimismo, en la medida que se examina con mayor detalle la situación de cada país se pondera de manera adecuada la relevancia que han tenido los procesos redistributivos en favor de la reducción de la pobreza, sobre todo en economías con alto nivel de inequidad en donde los progresos en materia de pobreza se habían conseguido fundamentalmente por mejoras en el ingreso de las personas.

En efecto, las cifras confirman que en Brasil y Chile, que tradicionalmente se han caracterizado por reportar altos registros de inequidad, durante el periodo 2002-2007 los progresos en materia de pobreza estuvieron influidos, en parte, por cambios progresivos en la distribución del ingreso<sup>37</sup>.

En efecto, entre 2001 y 2007 la caída de -7.5 puntos en la tasa de pobreza en Brasil se asocia a la reducción del coeficiente de Gini (72%), en tanto que de los casi seis puntos porcentuales que descendió la tasa entre 1996 y 2007 alrededor del 90% de la caída se asocia a la misma causa.

<sup>37</sup> El cuadro 15 confirma que los progresos en materia de pobreza en Brasil se lograron básicamente por las mejoras en la distribución del ingreso.

### RECUADRO 1 PARTICIPACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA DESIGUALDAD EN LA EVOLUCIÓN DE LA POBREZA

Conocer la contribución del crecimiento y la desigualdad en la evolución de la pobreza es fundamental para apoyar el diseño de políticas. Para lograr este propósito es necesario descomponer el cambio absoluto del indicador a partir de los efectos crecimiento y desigualdad aplicando alguno de los procedimientos descritos en la sección II.

Cabe aclarar, no obstante, que la importancia relativa de los efectos aludidos guarda relación con el método de descomposición utilizado y es posible que se presenten diferencias si se aplica el procedimiento propuesto por Datt y Ravallion (DR) o alguno de los métodos exactos que han sido analizados en este trabajo.

Kraay (2005) propuso un procedimiento para descomponer la varianza de los cambios absolutos en la tasa de pobreza suponiendo que los efectos crecimiento (C) y desigualdad (D) son variables aleatorias. Aplicando el método de descomposición DR asume que C y D están correlacionados por lo que su interacción (covarianza) es distinta de cero y utiliza la siguiente expresión para computar la varianza de la suma de dos variables aleatorias correlacionadas ( $\Delta C$ ) y ( $\Delta D$ ) que explican el cambio en H ( $\Delta H$ ):

$$V(\Delta H) = V(\Delta C) + V(\Delta D) + 2COV(\Delta C, \Delta D) \quad (1)$$

La contribución relativa del crecimiento al cambio absoluto en la pobreza se computa de la manera siguiente:

$$\frac{V(\Delta C) + 2COV(\Delta C, \Delta D)}{V(\Delta C) + V(\Delta D) + 2COV(\Delta C, \Delta D)} \quad (2)$$

Observe que el factor  $2COV(\Delta C, \Delta D)$  tiene en cuenta el efecto residual que depende de los cambios en el crecimiento y la desigualdad.

Bajo el supuesto de que ( $\Delta C$ ) y ( $\Delta D$ ) son variables aleatorias normalmente distribuidas, la descomposición da cuenta del cambio en la esperanza condicional de ( $\Delta C$ ) por cada unidad que cambia ( $\Delta C$ ) + ( $\Delta C$ ) por debajo del valor medio.

No obstante, cabe notar que las expresiones (1) y (2) se modifican cuando se aplica un procedimiento de descomposición exacto. En este caso, ( $\Delta C$ ) y ( $\Delta D$ ) son independientes y la  $COV(\Delta C, \Delta D) = 0$  de manera que el cambio en (H) se computa como muestra a continuación:

$$V(\Delta H) = V(\Delta C) + V(\Delta D) \quad (3)$$

$$\frac{V(\Delta C)}{V(\Delta C) + V(\Delta D)} \quad (4)$$

En el cuadro 1 se compara la participación del crecimiento y desigualdad a partir del método de Datt y Ravallion y del procedimiento propuesto por Kakwani.

Cuando se utiliza información de todos los episodios (reducciones y aumentos de la pobreza) ambas metodologías generan resultados similares y acreditan que los cambios ocurridos en la incidencia de la pobreza durante el decenio 1997-2007 se explican fundamentalmente por el incremento del ingreso de los hogares (80% DR y 79% K).

Episodios	Datt- Ravallion (con residuo) - (DR)				Kakwani - (k)		
	Total	Crecimiento	Distribución	Covarianza <sup>a</sup>	Total	Crecimiento	Distribución
Todos los episodios <sup>b</sup>	65,1	47,2	13	5,0	62	49	13,1
	100	80	20		100	79	21
Se reduce H en todos los periodos <sup>c</sup>	29,5	19	6,2	4,3	25,7	18,6	7,1
	100	79	21		100	73	27
2002 - 2007 <sup>c</sup>	32,4	13,7	6,6	12,1	21,1	13,4	7,7
	100	80	20		100	64	36
1997 - 2007 <sup>c</sup>	27,5	28	4,5	-5,0	32,2	26,4	5,8
	100	84	16		100	82	18

Fuente: Elaboración de los autores sobre la base de cifras oficiales de encuestas de hogares.

<sup>a</sup> Corresponde a dos veces la covarianza entre los efectos crecimiento y distribución.

<sup>b</sup> Se consideran todos los episodios 1997-2002 y 1997-2007 donde la pobreza aumenta o disminuye.

<sup>c</sup> Se examinan los episodios del subperíodo donde el aumento del ingreso y la reducción de la desigualdad contribuyeron a la reducción de la pobreza.

Por otra parte, cuando el análisis se restringe a los episodios en donde la pobreza se redujo a consecuencia del aumento del ingreso y la caída de la desigualdad, se generan resultados equivalentes para el componente de ingreso en ambas metodologías (79% DR y 73% K).

## Recuadro 1 (conclusión)

Una situación similar se aprecia cuando se examinan los cambios en la pobreza entre 1997 y 2007. Los resultados confirman la importancia del ingreso que de acuerdo al método DR explica el 84% del cambio, en tanto que aplicando el procedimiento sugerido por Kakwani la contribución es muy similar y se ubica en 82%.

No obstante, las diferencias más marcadas se manifiestan en el subperíodo 2002-2007 cuando el análisis se lleva a cabo utilizando sólo la información de los episodios en que la tasa de pobreza se redujo a consecuencia del aumento del ingreso y la reducción de la inequidad. En este escenario, la aplicación del procedimiento DR ubica la importancia relativa del ingreso en 80%, en tanto que el método exacto de Kakwani indica que poco más de un tercio del cambio en la pobreza (36%) se asocia a caídas en la concentración del ingreso. Es decir, el método DR sobreestima la contribución relativa del ingreso en la reducción de la pobreza.

Fuente: elaboración de los autores.

En Chile, por su parte, en fechas recientes los cambios distributivos han cobrado mayor relevancia si se tiene en cuenta que durante el periodo 2000-2006 el efecto redistribución —caída del índice de Gini— participó en más de la tercera parte (32%) de la reducción de la pobreza, en tanto que durante el decenio 1996-2006 la importancia relativa del componente redistributivo se empinó nuevamente llegando a representar casi el 40% del cambio observado en la tasa de pobreza.

Es importante señalar, asimismo, que la tendencia a la baja de la pobreza reportada en Panamá durante el periodo 2001-2007 se propició por mejoras ostensibles en el ingreso familiar, al tiempo que también se acreditan cambios progresivos de relevancia en la distribución del ingreso entre los hogares.

**CUADRO 16**  
**AMÉRICA LATINA: PARTICIPACIÓN DEL CRECIMIENTO Y LA REDISTRIBUCIÓN**  
**EN LA REDUCCIÓN DE LA POBREZA, CIRCA 1997-2007<sup>a</sup>**

País	Período	Cambio absoluto	Crecimiento	Redistribución	Total
Argentina *	2002-2006	-22,2	51,8	48,2	100
Bolivia (Estado Plurinacional de)	2002-2007	-8,3	41,0	59,0	100
	1997-2007	-8,1	61,7	38,3	100
Brasil	2001-2007	-7,5	28,0	72,0	100
	1996-2007	-5,8	10,3	89,7	100
	1996-2000	-3,0	133,3	-33,3	100
Chile	2000-2006	-6,5	67,7	32,3	100
	1996-2006	-9,5	61,1	38,9	100
	1997-2002	-2,2	295,5	-195,5	100
Costa Rica	2002-2007	-1,7	-4,2	104,2	100
	1997-2007	-3,9	179,5	-79,5	100
Colombia	2002-2005	-4,3	153,5	-53,5	100
	1997-2005	-4,1	170,7	-70,7	100
	1997-2002	-7,2	153,5	-53,5	100
Ecuador **	2002-2007	-10,2	119,6	-19,6	100
	1997-2007	-17,4	131,0	-31,0	100
	1997-2001	-6,6	106,1	-6,1	100
El Salvador	2001-2004	-1,4	-114,3	214,3	100
	1997-2004	-8,0	68,8	31,3	100
	1998-2002	-0,9	-50,0	150,0	100

Cuadro 16 (conclusión)

País	Período	Cambio absoluto	Crecimiento	Redistribución	Total
Guatemala	2002-2006	-5,4	131,5	-31,5	100
	1998-2006	-6,3	115,6	-15,6	100
Honduras	1997-2002	-1,8	106,3	-6,3	100
	2002-2007	-8,4	71,4	28,6	100
	1997-2007	-10,2	76,5	23,5	100
México	1996-2000	-11,8	122,0	-22,0	100
	2000-2006	-9,4	45,7	54,3	100
	1996-2006	-21,2	90,1	9,9	100
Nicaragua	1998-2001	-0,6	433,3	-333,3	100
	2001-2005	-7,4	65,8	34,2	100
	1998-2005	-8,0	97,5	2,5	100
Panamá	2001-2004	-4,0	90,0	10,0	100
	2004-2007	-4,1	46,3	53,7	100
	2001-2007	-8,1	65,4	34,6	100
República Dominicana	2004-2007	-9,9	67,3	32,7	100
	2002-2007	-2,6	226,9	-126,9	100
Venezuela (República Bolivariana de)	2002-2007	20,1	63,5	36,5	100
	1997-2007	-19,5	54,9	45,1	100

Fuente: Cálculos de los autores sobre la base de las encuestas de hogares.

\* Gran Buenos Aires.

\*\* Área Urbana.

<sup>a</sup> corresponde únicamente a situaciones en que se redujo la tasa de pobreza.

Situaciones similares se apreciaron en México durante el periodo 2000-2006 confirmando que el componente de equidad manifestó mayor preponderancia que el cambio en el ingreso en la trayectoria asumida por los indicadores de pobreza, lo que nuevamente pone en evidencia la importancia de impulsar políticas que reduzcan la concentración de la riqueza que potencien la reducción de la pobreza



## VII. Conclusiones

---

A partir de los datos examinados se derivan un conjunto amplio de lecciones se que dan cuenta del férreo vínculo que se manifiesta entre la magnitud de la pobreza, la evolución del ingreso y el grado de desigualdad en los países de América Latina.

Todas ellas se consideran relevantes desde la perspectiva analítica y empírica y entregan elementos pertinentes que contribuyen a sustentar el diseño de políticas que atiendan de manera simultánea la reducción de la pobreza y la desigualdad en materia de ingreso.

No cabe duda de que el crecimiento elevado y sostenido de la economía desempeña un papel preponderante en la reducción de la pobreza, pero también se ha demostrado que este, por sí mismo, es insuficiente para lograr su erradicación y generar cambios estructurales en materia de equidad.

La aplicación de diversos procedimientos de descomposición permitió corroborar la relevancia del ingreso en la reducción de la pobreza durante el decenio 1997-2007, al tiempo que se hizo evidente la importancia creciente que ha asumido la disminución de la desigualdad para alentar la caída de la pobreza durante el quinquenio 2002-2007, sobre todo en países en donde históricamente se ha manifestado mayor rigidez a reducir la inequidad.

Cabe señalar, no obstante, que los resultados examinados advierten gran heterogeneidad entre países lo que permite afirmar que no existen recetas únicas en materia de políticas públicas para desencadenar procesos sustentables en materia de reducción de la pobreza y la desigualdad.

Cada país manifiesta una condición social que guarda relación con su nivel de desarrollo, con la capacidad de su economía para generar crecimiento, de su estructura fiscal para producir cambios progresivos en materia distributiva, de las normas que regulan el mercado de trabajo, de la generosidad y cobertura de su red de protección social, así como de la magnitud de la pobreza, el ingreso medio de las familias y su nivel de concentración.

En este sentido, se considera que las acciones que alienten el crecimiento del ingreso combinadas con políticas activas que cautelen su mejor distribución y atiendan preferentemente a los más pobres, generan sinergias positivas no sólo en la reducción de la pobreza, sino también producirán cambios en el nivel de vida de las personas a partir de mejorar su acceso a un conjunto mínimo de satisfactores básicos adicionales a la alimentación.

La arquitectura de los sistemas de protección social debiera fiscalizar las relaciones contractuales en el mercado de trabajo y en especial el nivel de los salarios que se pagan si se desea mejorar la distribución primaria del ingreso, ya que es precisamente en el ámbito laboral en donde se manifiestan las inequidades más agudas en materia de ingreso y en el acceso a la protección social básica las cuales se trasladan a la distribución general del ingreso.

Si bien se reconoce la participación del ingreso en la reducción de la pobreza, las políticas públicas no deben centrarse únicamente en alentar el crecimiento del producto interno bruto con el propósito de maximizar la tasa de ganancia esperando que el “chorreo” mejore la equidad y aliente la baja de la pobreza.

La evidencia acredita que en países con altos registros de pobreza y desigualdad se acotan los efectos del crecimiento en el bienestar individual y colectivo, lo que sugiere la pertinencia de aplicar políticas que en mayor medida beneficien a los pobres y alienten cambios estructurales en materia de equidad como condición necesaria para mejorar la productividad laboral de la mano de obra.

Ha quedado de manifiesto que la influencia de la desigualdad afecta la pobreza de maneras muy diversas. Elevados niveles de inequidad limitan la capacidad del crecimiento para reducir la tasa de pobreza, y en la medida de que esta disminuye se potencia la capacidad de los pobres para mejorar su dotación de capital humano y su productividad en el ámbito laboral.

La interrelación entre el ingreso y la desigualdad como determinantes de la pobreza revela la importancia de generar cambios distributivos como estrategia primaria para atemperar la magnitud de la pobreza. Se evidencia que la sensibilidad de los indicadores de pobreza a cambios en el ingreso medio de los hogares está correlacionada con el nivel de desigualdad, y en la medida que se agudiza la inequidad se reduce la capacidad del ingreso para potenciar la caída de la pobreza.

Se confirma que en países con mayores niveles de inequidad se requiere llevar a cabo mayores esfuerzos en materia de crecimiento económico para lograr por esta vía reducciones significativas en la magnitud de la pobreza. Es decir, ante elevados niveles de desigualdad se demandan mayores tasas de crecimiento del ingreso para atemperar el aumento de la pobreza.

La evidencia demuestra, no obstante, que la capacidad del ingreso para reducir la pobreza difiere entre países. En la medida de que las economías alcanzan mayores niveles de ingreso potencian la reducción de la pobreza ante aumentos en el ingreso de los hogares.

Asimismo, los cambios son de mayor magnitud en la medida de que el nivel de inequidad disminuye sugiriendo que la reducción de la desigualdad representa una estrategia viable para impulsar el abatimiento de la pobreza y alentar el crecimiento de la economía.

Cabe señalar, asimismo, que en la medida de que las políticas públicas asuman mayor interés por los hogares de la parte baja de la distribución el mejoramiento del ingreso y la reducción de la inequidad beneficiarán en mayor medida la situación de los más pobres e impulsarán el crecimiento de la economía.

Esta situación se aprecia mejor cuando se examina la evolución de los indicadores que dan cuenta de la brecha y la severidad de la pobreza y se observa que su progreso es de mayor magnitud que la reportada en el índice que contabiliza la proporción de pobres.

Los resultados analizados refuerzan la tesis de que se pueden alcanzar buenos resultados en materia de reducción de la pobreza a partir de políticas redistributivas que favorezcan la reducción de la inequidad.

No obstante, parece existir resistencia a impulsar este tipo de acciones debido a que la evidencia confirma que en el pasado el ingreso ha jugado un papel preponderante en la reducción de la pobreza, no obstante que las cifras también acreditan que en la mayoría de los países esta tendencia se ha logrado a costa de incrementar la participación de los hogares más ricos en la distribución del ingreso.

La combinación adecuada de políticas que fomenten el incremento del ingreso familiar y favorezcan su mejor distribución se vislumbra como la alternativa más adecuada para potenciar y acelerar la reducción de la pobreza.

## Bibliografía

---

- Ali, A. A. G. (1995), "The challenge of poverty alleviation in sub-Saharan Africa", Paper presented at the World Congress of International Economic Association, Tunisi.
- Ahluwalia, M., Carter, S., and Chenery, H. (1979), "Growth and poverty in developing countries", Chenery (ed.) *Structural Change and Development Policy*, New York: Oxford university Press.
- Anand, S. and Kanbur, R. (1993), "Inequality and Development: A Critique", *Journal of Development Economics*, vol. 41, pp. 19-43.
- Araar, A. and Taiwo, A. (2006), "Poverty and Inequality Nexus: Illustration with Nigerian" Data Centre Interuniversitaire sur le Risque, les Politiques Économiques et l'Emploi, Cahier de Recherche/Working Paper 06-38.
- Araar, A. and Duclos, J. (2007), "Poverty and Inequality Components: A Micro Framework", Centre Interuniversitaire sur le Risque, les Politiques Économiques et l'Emploi, Cahier de Recherche/Working Paper 07-35.
- Baye, F. (2004), "Growth and Redistribution Effects of Poverty Changes in Cameroon: A Shapley decomposition Analysis", *African Development and Poverty Reduction: The macro-Micro Linkage*, Forum Paper.
- Bourguignon, F. (2004), "The Poverty-Growth-Inequality Triangle", Paper presented at the Indian Council for Research on International Economic.
- \_\_\_\_\_. (2003), "The growth elasticity of poverty reduction: explaining heterogeneity across countries and time periods", DELTA, Paris, Working Paper N° 2002-03.
- Bhanumurthy, N. R. and Mitra, A. (2004), "Declining Poverty in India: A Decomposition Analysis", Institute of Economic Growth, Delhi University Enclave.
- Biewen, M. and Jenkins, S. (2003), "Estimation of Generalized Entropy and Atkinson Indices from Complex Survey Data", DIW Berlín, Discussion Paper 345.
- Bresson, F. (2008a), "The estimation of the growth and redistribution components of changes in poverty: a reassessment", *Economic Bulletin*, vol. 9, N° 14 pp. 1-7.
- \_\_\_\_\_. (2008b), "A general class of inequality elasticities of poverty", *Journal of Economic Inequality*, Springer Netherlands, published on line.
- Bruno, M., Ravallion and L. Squire. (1995), "Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues", Policy Research Working Paper 1563, World Bank, Washington. D.C.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (2010), "Panorama social de América Latina 2009", Santiago de Chile.

- Chantreuil, F. and Trannoy, (1997), "Inequality decomposition values", Mimeo, Université de Cergy-Pointoise.
- Datt, G., and Ravallion, M. (1992), "Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: Decomposition with Application to Brazil and India in the 1980s", *Journal of Development Economics* 38(2), 275-295.
- Deininger, K and Squire, L. (1996), "A New Data Set Measuring Income Inequality", *World Bank Economic Review*. vol. 10, N° 3, pp. 565-591.
- Dhongde, S. (2007), "Measuring the impact of growth and income distribution on poverty in India", *Journal of Income Distribution* vol.16, N° 2
- Dollar, D. and Kraay, A. (2001), "Growth is Good for the Poors", Policy Research Working Papers 2587.
- Duclos, J. and Araar, A. (2006), "Poverty and Equity Measurement, Policy and Estimation with DAD", Springer and the International Development Research Centre.
- Essama-Nssah, B. (2005), "Inequality and Poverty Simulation within the Lorenz Framework", Poverty reduction Group, The World Bank, Washington, D.C.
- Epo, B. and Baye, F. (2007), "Poverty Reduction in Cameroon, 1996-2001: The Role of Growth and Income Distribution".
- Fambon, S. (2004), "Economic Growth, Poverty and Income Inequality in Cameroon", Faculty of Economic and Management Sciences, University of Yaoundé II.
- Fields, G. (2001), "Distribution and Development: a new look at the developing world", Russell Sage Foundation.
- Foster, J., Greer, J., Thorbecke, E. (1984), "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica* 52(3), 761-766.
- Gasparini, L. et al. (2007), "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys", *Review of Income and Wealth, Series 53*, N° 2.
- \_\_\_\_\_(2005), "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys", CEDLAS, Documento de Trabajo N° 30.
- Heltberg, R. (2002), "The Growth Elasticity of Poverty", Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Jain, L. R. and S. D. Tendulkar (1990), "Role of growth and distribution in the observed change Headcount ratio measure of poverty: A decomposition exercise for India", *Indian Economic Review*, Vol. XXV, N° 2, pp. 165-205.
- Kanbur, R. (2004), "Growth, Inequality and Poverty: Some Hard Questions", Cornell University.
- Kakwani, N. (2002), "Pro-Poor Growth and Policies", Asian Development Bank, Asia and Pacific Forum on Poverty.
- \_\_\_\_\_(2001), "A Note on Growth and Poverty Reduction", Asian Development Bank.
- \_\_\_\_\_(1997), "On Measuring Growth and Inequality Components of Poverty with Applications to Thailand", Discussion paper, University of New South Wales. School of Economics; 97/16.
- \_\_\_\_\_(1993), "Poverty and Economic Growth with Applications to Cote D'Ivoire", *Review of Income and Wealth, Series 39*, Number 2, junio de 1993.
- \_\_\_\_\_(1990), "Poverty and Economic Growth with Applications to Cote D'Ivoire", World Bank, Living Standards Measurement Study, Working Paper N° 63.
- \_\_\_\_\_(1980a), "Income inequality and poverty: methods of estimation and policy applications, Oxford University Press.
- \_\_\_\_\_(1980b), "On a Class of Poverty Measures", *Econometrica* 48, pp 437-446.
- Kakwani, N. and Subbarao, K. (1993), "Rural Poverty in India, 1973-86", Population and Human Resources Department, The World Bank, Working Papers Series, WPS 526.
- \_\_\_\_\_(1991), "Rural Poverty and Its Alleviation in India", *Economic and Political Weekly*, vol. 26, N° 24, pp. 1482-1486.
- \_\_\_\_\_(1991), "Rural Poverty and Its Alleviation in India", *Economic and Political Weekly*, vol. 27, N° 18, pp. 971-972.
- \_\_\_\_\_(1990), "Rural Poverty and Its Alleviation in India", *Economic and Political Weekly*, vol. 25, N° 13, pp. A2-A16.
- Kakwani, N. and Pernia, E. (2000), "What is Pro-Poor Growth?", *Asian Development Review*, vol. 18, N° 1, pp. 1-16.
- Kakwani, N., Khandker, S. and Son, H. (2004), "Pro-poor Growth: Concepts and Measurement with Country Case Studies", International Poverty Centre, United Nation, Development Programme.
- Klasen, S. and Misselhorn, M. (2006), "Determinants of the Growth Semi-Elasticity of Poverty Reduction, University of Gottingen, Department of Economics.

- Kuznets, S. (1963), "The Meaning and Measurement of Economic Growth", in Barry Supple, ed., *The Experience of Economic Growth* (New York: Random House), pp. 52-67.
- \_\_\_\_\_. (1963), "The Meaning and Measurement of Economic Growth" in Barry Supple, ed., *The Experience of Economic Growth* (New York).
- \_\_\_\_\_. (1955), "Economic growth and income inequality", *American Economic Review* 45, 1-28.
- Kraay, A. (2004), "When Is Growth Pro-Poor? Cross-Country Evidence", International Monetary Fund Working Paper 04-47.
- Larrañaga, O. (1994), "Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Chile 1987-92, Revista de Análisis Económico, ILADES.
- Larrañaga, O. y Herrera, R. (2008), "Los recientes cambios en la desigualdad y la pobreza en Chile, Estudios Públicos N° 109.
- Lipton, M. and Ravallion, M. (1993), "Poverty and Policy", World Bank Policy Research Working Papers 1130.
- Li, H., Squire, L. and Zou, H.F. (1998), "Explaining International and Intertemporal variations in Income Inequality". *Economic Journal*, vol. 108, pp. 26-43.
- Lloyd, S. (1953), "A Value for n-Person Games, in Contributions to the Theory of Games II (Annals for Mathematics Studies), Princeton University.
- Londoño, J. and Székely, M. (2000), "Persistent Poverty and Excess Inequality: Latin America, 1970-1995", *Journal of Applied Economics*, 3(1), 93-134.
- Lopez, H. (2004), "Pro-growth, pro-poor: Is there a trade-off?", Prepared as part of the Operationalizing Pro-Poor Growth research program, Processed. World Bank, Washington, DC.
- Lopez, H. and L. Cord. (2005), "Pro-Poor Growth: Global Trends of Poverty Growth and Inequality." Prepared as part of the Operationalizing Pro-Poor Growth research program, Processed. World Bank, Washington, DC.
- Lopez, J.H. y Servén, L. (2006), "A Normal Relationship? Poverty, Growth, and Inequality", World Bank Policy Research Working Paper 3814, January 2006.
- Lustig, N., Arias, O. and Rigolini, J. (2002), "A Two-Way Causality", Inter-American Development Bank, Sustainable Development Department Technical Papers Series.
- Mackay, A. (1997), "Poverty reduction through Economic Growth: Some Issues", *Journal of International Development* 9, 665-673.
- Mahmoudi, V. (2001), "Growth-Equity Decomposition of a Change in Poverty: An Application to Iran", Department of Economics, University of Essex.
- Mazumdar, D. and Son, H. H. (2001), "Vulnerable Groups and the Labor in Thailand", University of Toronto.
- Medina, F. y Galván, M. (2008), "Descomposición del coeficiente de Gini por fuentes de ingreso: Evidencia empírica para América Latina 1999-2005" estudios estadísticos y prospectivos N° 63, División de Estadística y Proyecciones Económicas, CEPAL, Santiago de Chile.
- Montoya, S. y Mitnik, O. (2004), "Dinámica de la Pobreza y la Distribución del Ingreso. Gran Buenos Aires, 1974-1994", Asociación Argentina de Economía Política – Reunión Anual Sede: Facultad de Ciencias Económicas - Universidad Nacional de Río Cuarto.
- Morley, S. (2001), "The Income Distribution Problem in Latin America and the Caribbean", CEPAL, Santiago, Chile.
- Muller, A. (2006), "Clarifying Poverty Decomposition", Socio-economic Institute, University of Zurich.
- Naschold, F. (2002), "Why Inequality matters for poverty", Inequality Briefing N°2. Department for International Development (DFID), Economist' Resource Centre (ERC), United Kingdom.
- Ravallion, M. and Huppi, M. (1989), "Poverty and Undernutrition in Indonesia during the 1980s", Agricultural and Rural Development Department, the World Bank, WPS 286.
- Ravallion, M. and Datt, G. (1991), "Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s", Living Standards Measurement Study, Working Paper N° 83.
- Ravallion, M. (2005), "Inequality is Bad for the Poor", *World Development*, Elsevier Vol. 29 (11), pp. 1803-1815.
- \_\_\_\_\_. (2001), "Growth, Inequality and Poverty: Looking Beyond Averages", *World Development* vol. 29, N°11, pp. 1803-1815.
- Rongve, I. (1995), "A Shapley decomposition of inequality indices by income source", Discussion paper 59, Department of Economics, University of Regina.
- Robles, M. (2000), "Crecimiento, Desigualdad y Pobreza en Paraguay", Dirección General de Encuestas y Censos, Paraguay.

- Son, H. H. (2003), "A new poverty decomposition", *Journal of Economic Inequality*, vol. 1, N° 2.
- Son, H. and Kakwani, N. (2004), "Economic Growth and Poverty Reduction: Initial Condition Matter", United Nations, International Poverty Centre, working paper N° 2.
- Shorrocks, A. F. (1999), "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value", Department of Economics, University of Essex.
- Székely, M. (2001), "The 1990's in Latin America: Another decade of Persistent Inequality but with Somewhat Lower Poverty", Working Paper 454, Research Department, IDB.
- Tsui, K. (1996), "Growth-equity decomposition of a change in poverty: An axiomatic approach", *Economic Letters* 50, pp. 417-423.
- Villaseñor, J. and Arnold, B. (1984), "The general quadratic Lorenz curve" Technical Report, Colegio de Postgraduados, Chapingo, México.
- Wodon, Q. (1999), "Growth, Poverty, and Inequality: A Regional Panel for Bangladesh", Policy Research Working paper, The World Bank, WPS 2072.
- World Bank (2005a), "Poverty Reduction and Growth: Virtuous and Vicious Circles", Washington D.C.
- \_\_\_\_\_(2005b), "Pro-Poor Growth in the 1990s: Lessons and Insights from 14 Countries", Operationalizing Pro-Poor Research Program, Washington D.C.
- World Bank (2009), Povcal Net online, Poverty analysis tool, [worldbank.povcalnet//](http://worldbank.povcalnet/).



NACIONES UNIDAS

**Serie****CEPAL****Estudios Estadísticos****Números publicados**

**Un listado completo así como los archivos pdf están disponibles en  
[www.cepal.org/publicaciones](http://www.cepal.org/publicaciones)**

82. Crecimiento económico, pobreza y distribución del ingreso: fundamentos teóricos y evidencia empírica para América Latina, 1997-2007 (LC/L.3689), Fernando Medina, Marco Galván, marzo de 2014.
81. Tipologías de discrepancias y medidas de conciliación estadísticas de los indicadores ODM: marco general y aplicación en áreas temáticas e indicadores seleccionados (LC/L.3686), Daniel Taccari, Pauline Stockins, agosto de 2013.
80. Buenas prácticas en el monitoreo y reporte de los Objetivos de Desarrollo del Milenio: Lecciones nacionales desde América Latina (LC/L.3564), Pauline Stockins, diciembre de 2012.
79. La medición del bienestar a través de indicadores subjetivos: Una revisión (LC/L.3515), Pablo Villatoro, julio de 2012.
78. La viabilidad de erradicar la pobreza: Un examen conceptual y metodológico (LC/L.3463), marzo de 2012.
77. Elementos para una metodología de medición del sector informal en las cuentas nacionales, Documento de Trabajo, (LC/L.3462), marzo de 2012.
76. Contribución al crecimiento económico de las tecnologías de la información y las comunicaciones y de la productividad en la Argentina, el Brasil, Chile y México (LC/L.3439), Claudio Aravena, Carolina Cavada y Nanno Mulder, enero de 2012.
75. Servicios de Intermediación Financiera Medidos Indirectamente en el SCN 2008, Grupo de trabajo en Cuentas Nacionales, (LC/L.3398), octubre de 2011.
74. Propuesta de indicadores complementarios para el monitoreo de los ODM: Indicadores de acceso a las Tecnologías de la Información y las Comunicaciones (LC/L.3371), Mariana Balboni, César Cristancho, Pauline Stockins y Daniel Taccari, septiembre de 2011.
73. Escalas de equivalencia en los países de América Latina (LC/L.3325-P), Haydee Alonzo, Xavier Mancero, abril de 2011.
72. Elementos para el desarrollo de una estrategia informática en las oficinas responsables de compilar las cuentas nacionales (LC/L.3237-P), Mariam Cover, agosto de 2010.
71. Comparación del Sistema de Cuentas Nacionales 1993 y el Sistema de Cuentas de Salud (LC/L.3303-P), Federico Dorin, Amparo Gordillo-Tobar, marzo de 2011.
70. Vacíos y discrepancias estadísticas en los indicadores ODM: hacia una estrategia regional de conciliación estadística para América Latina y el Caribe (LC/L.3176-P), Rayén Quiroga, Pauline Stockins, Irene Azócar, abril de 2010.

# ESTUDIOS ESTADÍSTICOS ESTADÍSTICOS

82

# ESTUDIOS ESTADÍSTICOS ESTADÍSTICOS

**ESTUDIOS ESTADÍSTICOS**

Series

C E P A L

COMISIÓN ECONÓMICA PARA AMÉRICA LATINA Y EL CARIBE  
ECONOMIC COMMISSION FOR LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN  
[www.cepal.org](http://www.cepal.org)