

LAS TRANSFERENCIAS PÚBLICAS Y SU EFECTO DISTRIBUTIVO

La experiencia de los países del Cono Sur
en el decenio de los 2000*

*Javier Alejo, Marcelo Bérgolo y Fedora Carbajal***

RESUMEN

En el decenio de los 2000 la desigualdad del ingreso en la América Latina se redujo. Este artículo aplica una variante de la metodología de descomposición no paramétrica propuesta por Barros *et al* (2006, 2007) para evaluar la importancia de las fuentes de ingreso de los hogares, en particular la aportación de las transferencias públicas, en los cambios en la desigualdad de ingresos en los años 2000 en los países del Cono Sur: Argentina, Brasil, Chile y Uruguay. Los resultados sugieren que los ingresos no laborales tuvieron una contribución significativa en los cambios en la desigualdad y que este efecto fue explicado principalmente por la consecuencia igualadora que tuvieron las fuentes públicas en los cuatro países analizados. La dinámica de los cambios en esta fuente de ingreso y su efecto en la desigualdad estuvo fuertemente asociada con la instrumentación o expansión de programas de transferencia no contributivos en el pasado decenio.

* *Palabras clave:* desigualdad, descomposición, ingresos, transferencias públicas, países del Cono Sur. *Clasificación JEL:* C15, D31, I38. Artículo recibido el 20 de noviembre de 2012 y aceptado el 22 de marzo de 2013. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Leonardo Gasparini, Andrea Vigorito, Guillermo Cruces y los participantes de los seminarios del departamento de Economía de la UNLP. Los autores agradecen especialmente a Nora Lustig sus valiosos comentarios y sugerencias a las versiones preliminares. Este proyecto de investigación se benefició de la financiación del Observatory on Structures and Institutions of Inequality in Latin America, Center for Latin America Studies, University of Miami.

** J. Alejo, Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales de la Universidad Nacional de La Plata. M. Bérgolo, Instituto de Economía del Uruguay de la Universidad de la República. F. Carbajal, Centro de Investigaciones Económicas y Centro de Estudios Distributivos Laborales y Sociales de la Universidad Nacional de La Plata (correos electrónicos: javier.alejo@depeco.econo.unlp.edu.ar, mbergo-lo@iecon.ccee.edu.uy y fcarbajal@cinve.org.uy).

ABSTRACT

In Latin America the inequality of income has declined in the 2000s. This study applies a variant of the no-parametric decomposition methodology proposed by Barros *et al* (2006, 2007) to assess the relevance of the households' sources of income, focusing on the importance of public transfers, on changes in inequality of the Southern Cone countries in the 2000s: Argentina, Brazil, Chile and Uruguay. The results suggest that the non-labor income of the households had a significant contribution to the inequality changes in the 2000s in those countries, which was mainly explained by the equalizing effect of the public source of income. The changes in that source and their impact on inequality were closely associated with the implementation or expansion of non-contributive cash transfer programs during the last decade.

INTRODUCCIÓN

La América Latina se ha caracterizado por presentar alta desigualdad respecto a otras regiones del mundo. No obstante, desde principios de 2000 (con niveles y trayectorias dispares) varios estudios han documentado que los países latinoamericanos han asistido a un proceso de reducción de la desigualdad del ingreso (Gasparini *et al*, 2011; López-Calva y Lustig, 2010). Este nuevo escenario motiva el interés de conocer cuáles fueron los principales determinantes de la reducción de la desigualdad del ingreso en el pasado decenio en los países de la América Latina.

Estudios recientes señalan que dos factores podrían operar en esta tendencia: la disminución en la desigualdad del ingreso laboral y una mejora en la distribución del ingreso no laboral, principalmente en las transferencias del sector público (Gasparini *et al*, 2011; López-Calva y Lustig, 2010). Si bien numerosos trabajos en la América Latina se han concentrado en estudiar los efectos en la desigualdad de los cambios en la distribución del ingreso laboral (Gasparini *et al*, 2010; Gasparini *et al*, 2011), es menos extensa la bibliografía que se ha centrado en estudiar el efecto de los cambios en los ingresos no laborales y en particular en las fuentes públicas de ingreso de los hogares (Barros *et al*, 2007; Soares *et al*, 2009).

El objetivo de este estudio es analizar el efecto de las fuentes de ingreso de los hogares, y en particular la aportación de las transferencias públicas, en los cambios en la desigualdad de ingresos en los países del Cono Sur de

la América Latina (CSAL) en el decenio de los 2000. Se consideran como países del CSAL: Argentina, Brasil, Chile y Uruguay. Los mismos constituyen una “muestra representativa” de la diversidad de situaciones presentes en la América Latina.¹ Incluye uno de los países más desiguales en términos de ingreso (Brasil), dos de los países menos desiguales de la América Latina (Argentina y Uruguay) y uno con niveles medios de desigualdad (Chile); dos de los países más grandes en términos de PIB y población (Argentina y Brasil) y uno de los más pequeños de la región (Uruguay); dos países de rápido crecimiento luego de la crisis macroeconómica de 2001-2002 (Argentina y Uruguay) y dos países de crecimiento moderado en el decenio de los 2000 (Chile y Brasil); un país con una fuerte caída en la desigualdad del ingreso en ese decenio (Argentina), dos países con una caída (en términos relativos) moderada (Brasil y Chile) y un país sin cambios significativos de la desigualdad (Uruguay). Además, en ese decenio los países del CSAL han ampliado sus sistemas de protección social mediante la creación o expansión de programas no contributivos de transferencias de ingreso, con el objetivo de brindar mayor cobertura a la población vulnerable (CEPAL, 2006).

Para evaluar el efecto de cambios en estas fuentes de ingreso en la desigualdad de ingresos se aplica y extiende la metodología de descomposición no paramétrica propuesta por Barros *et al* (2006, 2007), que permite descomponer el efecto del cambio de cada fuente de ingreso del hogar en la desigualdad. Por medio de esta metodología se evalúa no sólo la importancia de las fuentes de ingreso en los cambios en la desigualdad, sino que además se analiza los canales que “explican” cómo los cambios en estas fuentes afectan la distribución del ingreso. Los resultados de este estudio sugieren que el cambio observado en la desigualdad en los países del CSAL en el decenio de los 2000 es explicado principalmente por los cambios en los ingresos laborales, lo cual va en línea con hallazgos en estudios recientes (Lustig *et al*, 2012) y a su vez, complementa los trabajos del análisis de los determinantes de los cambios en la desigualdad para ese decenio realizados específicamente para Argentina (Cruces y Gasparini, 2010) y para Brasil (Barros *et al*, 2010) y en general para los países de la América Latina (López-Calva y Lustig, 2010; Gasparini *et al*, 2011). Sin embargo, de las estimaciones surge que los

¹ La información utilizada para establecer esta clasificación proviene de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC), CEDLAS-LCSPP, diciembre de 2010; de *World Development Indicators* (WDI), Banco Mundial, diciembre 2010; de Gasparini *et al* (2011) y de López-Calva y Lustig (2010).

ingresos no laborales tuvieron una contribución significativa en los cambios en la desigualdad de ingresos y que este efecto fue explicado principalmente por el efecto igualador que tuvieron las fuentes públicas en los cuatro países analizados. La dinámica de los cambios en esta fuente de ingreso y su efecto en la desigualdad en los países del CSAL estuvo muy asociada con la instrumentación o expansión de programas de transferencia no contributivos en el decenio. En los cuatro países se encontró pruebas de que los principales factores que explicaron este efecto fueron tanto el incremento de la cobertura de los programas como la magnitud del beneficio.

Este estudio realiza una serie de contribuciones a la bibliografía distributiva en la América Latina. En primer lugar, aporta evidencia empírica acerca de la importancia de las fuentes públicas de ingreso en los cambios de la desigualdad en el decenio de los 2000, y en particular profundiza en las causas que podrían estar detrás de estos cambios. En segundo lugar, el abordaje empírico se realiza considerando las mismas fuentes de información y utilizando la misma metodología para los cuatro países. Además, esta metodología permite una descomposición de toda la distribución del ingreso y no sólo de un índice específico de desigualdad, y no requiere realizar supuestos poblacionales o paramétricos. Finalmente, los aspectos relacionados con la importancia relativa de las distintas fuentes de ingreso en la distribución del ingreso del hogar, aunque menos abordada en la bibliografía distributiva, son relevantes para analizar los cambios observados en la desigualdad del ingreso.

El artículo se organiza de la siguiente manera. En la sección I se presenta la descripción de los datos y los criterios utilizados para clasificar los ingresos del hogar. La sección II analiza los factores que pudieron haber afectado la desigualdad en el decenio de los 2000, y la sección III presenta la metodología de descomposición. Los resultados se presentan en la sección IV, y al final se ofrece brevemente algunos comentarios finales.

I. FUENTE DE DATOS Y COMPONENTES DEL INGRESO DEL HOGAR

Para las estimaciones se cuenta con microdatos provenientes de las encuestas de hogares periódicamente relevadas por los institutos de estadística.²

² La principal fuente de información para este estudio es la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC) elaborada por el CEDLAS y Banco Mundial. Las variables en SEDLAC están construidas usando criterios compatibles entre países y años, aplicando las mismas rutinas de procesamiento (véase <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/esp/>).

Las bases de datos contienen un amplio rango de información individual y de hogares relativa a variables que captan sus características demográficas, de educación, de empleo e ingresos. En Argentina se utiliza la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), en Brasil la Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), para Chile la Encuesta Nacional de Caracterización Socioeconómica (CASEN), y en Uruguay la Encuesta Continua de Hogares (ECH). La PNAD de Brasil y la CASEN de Chile son encuestas representativas nacionales, mientras que la EPH de Argentina y la ECH de Uruguay (hasta 2005) son encuestas representativas urbanas.³

Se consideran tres periodos del decenio de los 2000: uno largo que comienza a principios de 2000 y termina hacia fines de ese decenio, y dos subperiodos que permiten comparar los cambios ocurridos en la primer parte de 2000 con la segunda parte del decenio. En Argentina se utiliza la EPH de 2001, 2005 y 2009; la PNAD de Brasil para 2001, 2004 y 2008; la CASEN de Chile para 2000, 2003 y 2009, y en Uruguay la ECH de 2001, 2005 y 2009.

El estudio se concentra en la desigualdad en términos de ingreso (*per capita*) de los hogares. La variable ingreso total del hogar se construye con base en la suma de todos los ingresos individuales de los integrantes del hogar (suma del total de ingresos para cada receptor de las distintas fuentes de ingreso-laborales y no laborales). A efectos de que los ingresos sean comparables en el tiempo y entre países se realizaron ajustes por inflación (IPC de cada país) y fueron expresados a precios en dólares de la paridad del poder adquisitivo (PPA) de 2005. Para obtener el ingreso *per capita* del hogar se dividió por el número total de individuos del hogar (sin considerar los residentes cuyos ingresos no fueron incluidos). Como se detalla en el cuadro 1 el ingreso total del hogar se descompone en distintas categorías de ingreso.⁴

Dado que el estudio se centra en analizar el efecto en la desigualdad de las fuentes de ingreso no laborales, en particular, el ingreso proveniente de

³ El 88 y 92% de la población total de Uruguay y Argentina, respectivamente, viven en zonas urbanas (Gasparini *et al.*, 2011). La ECH de Uruguay es representativa a nivel nacional a partir del año 2006, sin embargo, por razones de comparabilidad se restringe la muestra únicamente a las áreas urbanas.

⁴ Las fuentes de ingreso identificadas como ingresos del hogar y no individuales se imputan al jefe de hogar. No se consideran miembros del hogar a los pensionistas, empleados domésticos y su familia, y los individuos "sin parentesco" con el jefe de hogar. Cabe señalar que no se ajustó por subdeclaración de ingresos, ni se realizó algún tipo de imputación de ingresos en caso de no respuesta y/o ingresos con valores *missing*. No se imputó el valor de la renta implícita de la vivienda propia, ya que no todas las encuestas de los países considerados cuentan con información para realizarlo. Finalmente, un aspecto a considerar es que las encuestas de hogares en la América Latina tienen limitaciones para capturar el ingreso no laboral proveniente de la propiedad de activos financieros y físicos. Véase en Bérgho (2011) los detalles metodológicos sobre la definición, clasificación y ajustes en el ingreso de este estudio.

CUADRO 1. *Clasificación de los ingresos del hogar en las categorías de ingreso utilizadas en el análisis*

| <i>Categoría de ingresos</i> | <i>Definición</i> |
|--------------------------------------|---|
| Ingreso total | Suma de los ingresos laboral y no laboral para cada familia (no incluye renta imputada, ni ingresos de pensionados, servicio doméstico y su familia) |
| 1. Ingreso laboral | Suma de la totalidad de los ingresos por trabajo (monetario y no monetario). El ingreso laboral incluye el ingreso por trabajo asalariado, cuenta propia y de los patrones |
| 2. Ingreso no laboral | Suma de los ingresos derivados de fuentes privadas y públicas del hogar |
| Fuente privada | Incluye ingreso por activos (capital, intereses, alquileres, rentas, dividendos y beneficios), ingreso por transferencias privadas (becas o donaciones privadas y remesas) |
| Fuente pública | Suma de los ingresos derivados de la seguridad social, transferencias de programas públicos y otros ingresos públicos |
| Seguridad social | Incluye jubilaciones y pensiones básicamente contributivas |
| Transferencias de programas públicos | Incluye las transferencias de programas públicos, principalmente, no contributivos |
| Otros ingresos públicos | Suma de otras fuentes públicas de ingreso en el hogar no incluidas en las categorías seguridad social y transferencias de programas públicos. Incluye transferencias estatales de programas de diverso tipo, seguro de desempleo, seguro de enfermedad, becas, etcétera |

fuentes públicas, se realiza una mayor desagregación de este componente en fuentes provenientes de la seguridad social (ingresos por jubilaciones y pensiones), transferencias de programas públicos (transferencias públicas de los principales programas de asistencia gubernamentales) y otros ingresos públicos (no clasificados en las dos categorías anteriores).⁵

En el caso de Argentina, la categoría transferencias de programas públicos agrupa la transferencia de ingreso de los tres principales programas públicos que coexisten hasta 2009, y que se denominará como Plan Familias.⁶

⁵ La clasificación de los ingresos en los componentes que agrupa la categoría transferencias de programas públicos resulta directa para las encuestas de hogares de Uruguay (ECH) y Chile (CASEN) ya que capturan específicamente el ingreso por transferencias. Sin embargo, en Brasil (PNAD) y Argentina (EPH) no se recaban por separado las transferencias de sus principales programas públicos. Para superar esta limitación se utiliza un procedimiento similar al aplicado por Barros *et al* (2007). La idea central es utilizar los valores típicos transferidos por los programas para clasificar los valores declarados en las preguntas que captan (junto a otros ingresos) estas transferencias. Véase mayor detalle en Bérngolo (2011).

⁶ Para el caso de Argentina este componente no incluye la transferencia de la Asignación Universal por Hijo para Protección Social (AUH), ya que este programa fue aplicado en noviembre de 2009, y las

Para el caso de Brasil el estudio se centra en dos tipos de transferencias; la primera agrupa un conjunto de programas de transferencias de ingreso condicionadas que coexisten hasta 2008, que se agrupará en la categoría Bolsa Familia, mientras que el segundo componente es una transferencia monetaria no condicionada, denominado aquí Beneficio de Prestaciones Continuas (BPC). En Chile el estudio se centra en las transferencias de ingreso de tres programas no contributivos, el Subsidio Único Familiar (SUF), Bono de Protección (BP) y el programa de Pensiones Asistenciales. Para el caso de Uruguay se considera las transferencias canalizadas por el programa de transferencia condicionada de ingresos denominado Asignaciones Familiares. El cuadro 2 presenta las principales características de estos programas para los cuatro países analizados.

1. *Cambios en la estructura del ingreso en los hogares y en la desigualdad*

En el cuadro 3, partes A, B, C, D, se presenta para cada país del CSAL la evolución en el tiempo del ingreso *per capita* promedio del hogar, de sus distintos componentes y la participación de éstos en el total del ingreso *per capita* y en el ingreso no laboral. En la primer parte del decenio de los 2000, tanto en Argentina, Brasil y Uruguay los cambios en el ingreso *per capita* reflejan el efecto de la crisis macroeconómica, mientras que en la segunda parte del decenio se observa, como consecuencia de la recuperación económica, el gran incremento del ingreso de los hogares en los cuatro países (que supera los montos de principios de los 2000).

Respecto a las fuentes de ingreso, el ingreso laboral es la principal fuente de ingreso de los hogares. A excepción de Brasil, el ingreso no Laboral ha perdido participación relativa en el ingreso total en el resto de los países del CSAL. Chile es el caso más significativo donde el ingreso no laboral redujo su participación en más de 3 puntos porcentuales (en adelante, pp), mientras que en Argentina y Uruguay los cambios son menos importantes. Por otra parte, al interior del ingreso no laboral de los hogares la fuente pública es aquella con mayor participación, en particular, los ingresos provenientes de la seguridad social. Como era de esperarse, las transferencias de programas públicos, aún con un menor peso relativo, han aumentado su partici-

bases de microdatos disponibles al público en el periodo de análisis de este estudio no contaban con esta información.

CUADRO 2. Componentes consideradas en la categoría transferencias de programas públicos

| <i>País</i> | <i>Categoría</i> | <i>Componentes/programas</i> | <i>Descripción</i> | <i>Monto p/mes</i> |
|-------------|---|---|--|---|
| Argentina | Plan Familias | Programa Jefes y Jefas de Hogar Desocupados (PJJHD), 2002 Seguro de Capacitación y Empleo (SCE), aplicado en 2006 | Programa de Transferencias Condicionado (PTC) y centrado en hogares con jefes desempleados con hijos < 18 Políticas de capacitación e inserción laboral de los beneficiarios del PJJHD. Quienes optan por el traspaso del PJJHD al SCE reciben un subsidio mensual | 56 dólares en 2009 84 dólares en 2009 |
| Brasil | Bolsa familia | Familias por la Inclusión Social (FIS), aplicado en 2006 Programa de Erradicação do Trabalho Infantil, 1996 Bolsa Escola Federal, 2001 Bolsa Alimentação, 2001 Auxílio Gás, 2002 Cartão Alimentação, 2003 Bolsa Família, 2003 | PTC centrado en hogares con hijos < 19 que presentan problemas de pobreza estructural PTC centrado en hogares no pobres con hijos de 7-15 años que trabajan PTC centrado en hogares pobres con hijos entre 6-15 años PTC centrado en hogares pobres con hijos < 6 y mujeres embarazadas Programa de Transferencias no Condicionado (PTNOC) creado para subsidiar el gas para cocinar PTC cuya transferencia debía ser gastada en alimentos PTC centrado en hogares pobres que unificó los anteriores programas PTNOC centrado en personas pobres de edad avanzada o con incapacidades severas | Entre 103 y 186 dólares en 2009 Entre 11 y 25 dólares en 2008 Entre 8 y 25 dólares en 2008 Entre 8 y 25 dólares en 2008 Entre 4 y 28 dólares en 2008 Entre 34 y 100 dólares en 2008 229 dólares en 2008 |
| Chile | Beneficio de Prestaciones (BPC) Subsidio Único Familiar (SUE) Bono de Protección (BP) | SUF, 1982 BP, 2002 | PTC centrado en mujeres embarazadas y padres con hijos < 18 en situación de vulnerabilidad PTC centrado en hogares de extrema pobreza | 15 dólares en 2009 Entre 15 y 29 dólares en 2009 163 dólares en 2009 |
| Uruguay | Pensiones Asistenciales Familiares | Pensiones Asistenciales, 1975 Asignaciones Familiares, 1943 | PTNOC centrado en individuos > 64 años y adultos incapacitados en hogares vulnerables PTC centrado (inicialmente) en trabajadores formales con hijos < 18 años. Desde mediados de 1990, sucesivas reformas lo centran en trabajadores formales de bajos ingresos y hogares pobres e indigentes con hijos < 18 | Entre 17 y 218 dólares en 2009 |

FUENTE: Argentina: Cruces y Gasparini (2008), Ministerio de Desarrollo Social (<<http://www.desarrollosocial.gov.ar>>) y Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (<<http://www.trabajo.gov.ar>>). Brasil: Barros *et al* (2007), Soares *et al* (2009), Ministerio de Desarrollo Social (<<http://www.mds.gov.br>>). Chile: Soares *et al* (2009), Agostini y Brown (2010), Delano (2010), Ministerio de Planificación de Chile (<<http://www.mideplan.cl>>), Chile Solidario (<<http://www.chilesolidario.gov.cl>>), Red de Protección Social (<<http://www.redprotege.gov.cl>>). Uruguay: Alves *et al* (2012), Ministerio de Desarrollo Social (<<http://www.mid.es.gub.uy>>).

pación en el ingreso total del hogar en el decenio de los 2000 en los cuatro países analizados.

El cuadro 4 muestra la evolución de la desigualdad del ingreso *per capita* del hogar medida por el coeficiente de Gini. Al considerar el periodo largo, a excepción de Uruguay, se observa que los países del CSAL redujeron la desigualdad, siendo la caída estadísticamente significativa. Se observa que para Brasil y Argentina la caída en la desigualdad fue estadísticamente significativa tanto en la primer parte como en la segunda del decenio de los 2000 y la magnitud de este cambio fue similar en ambos periodos. En contraste, en Chile se observa que la caída de desigualdad en ese decenio estuvo asociada a una gran reducción del Gini entre 2003 y 2009 (cambio de alrededor de 3 pp).

Finalmente, Uruguay no muestra cambios estadísticamente significativos en la desigualdad en todo el periodo 2001-2009, aunque se observa un aumento estadísticamente significativo, menor a 1 pp, del coeficiente de Gini entre 2005 y 2009.⁷

II. MARCO ANALÍTICO: CAMBIOS EN UNA FUENTE DE INGRESO Y DESIGUALDAD

El enfoque utilizado se basa en la propuesta de Barros *et al* (2007), quienes se centran en analizar cuatro factores en los cuales un cambio en una fuente de ingreso puede afectar la distribución del ingreso del hogar. Esto es, cambios en la cobertura o proporción de individuos que reciben el ingreso de una fuente; cambios en el valor medio o magnitud del ingreso entre los perceptores de la fuente; cambios en la desigualdad entre los perceptores y las variaciones en la asociación entre la fuente de ingreso estudiada con las demás fuentes de ingreso del hogar. En esta sección, se presenta algunas estadísticas básicas acerca de la evolución de estos factores que complementarán la interpretación de los resultados del ejercicio de descomposición.

⁷ Los resultados de este estudio coinciden con las principales tendencias de desigualdad provenientes de los ingresos oficiales de los países analizados. Las diferencias más importantes en términos de las estimaciones puntuales tienen lugar en el caso de Uruguay, ya que en el presente trabajo por razones de comparabilidad en el agregado de ingresos no se incluye la imputación del Seguro de Salud tanto para los trabajadores formales como para sus dependientes, que sí incluye el INE. Dado que en 2008 se aplicó una importante reforma en el sistema de salud y se expandió la cobertura a los hijos (menores de 18 años) de los trabajadores formales, esto llevó a que los valores del Gini en 2009 difirieran en mayor medida de los que surgen de los datos oficiales. Si se imputara el Seguro de Salud, la estimación puntual del Gini sería 44.49 en 2009, en lugar de 45.56. Por otra parte, las estimaciones puntuales del Gini (sin Seguro de Salud) para Uruguay en este estudio son compatibles con las estimaciones de otros trabajos (Lustig *et al*, 2011; Alves *et al*, 2012).

CUADRO 3. Composición por fuente del ingreso per capita del hogar

| Fuentes de ingreso | Valor per capita (dólares, PPA, 2005) | | | Variación (porcentaje) | | Participación en el ingreso total (porcentaje) | | | Variación (puntos porcentuales) | | | |
|---------------------------------|--|------|------|---------------------------|---------------|--|------|------|------------------------------------|---------------|---------------|--|
| | 2001 | 2005 | 2009 | 2001- 2005 | 2005- 2009 | 2001 | 2005 | 2009 | 2001- 2005 | 2005- 2009 | 2001- 2009 | |
| A. Argentina | | | | | | | | | | | | |
| Ingreso total | 307 | 309 | 384 | 0.5 | 24.3 | 24.9 | 100 | 100 | — | — | — | |
| 1. Ingreso laboral | 248 | 252 | 313 | 1.8 | 24.1 | 26.4 | 80.7 | 81.8 | 1.0 | -0.1 | 0.9 | |
| 2. Ingreso no laboral | 59 | 56 | 70 | -4.9 | 25.0 | 18.9 | 19.3 | 18.2 | -1.0 | 0.1 | -0.9 | |
| Fuente privada | 14 | 14 | 14 | -2.9 | 2.6 | -0.5 | 4.6 | 4.5 | -0.2 | -0.8 | -0.9 | |
| Fuente pública | 45 | 43 | 56 | -5.5 | 32.3 | 25.0 | 14.7 | 13.8 | -0.9 | 0.9 | 0.0 | |
| Seguridad social | 44 | 38 | 53 | -14.3 | 40.4 | 20.4 | 14.3 | 12.2 | -2.1 | 1.6 | -0.5 | |
| Transferencias de programas | — | 3 | 1 | — | -67.5 | — | — | 1.0 | — | -0.7 | — | |
| Plan familias | — | 3 | 1 | — | -67.5 | — | — | 1.0 | — | -0.7 | — | |
| Otros ingresos públicos | 1 | 2 | 3 | 50.7 | 36.3 | 105.4 | 0.4 | 0.6 | 0.2 | 0.1 | 0.3 | |
| B. Brasil | | | | | | | | | | | | |
| Ingreso total | 278 | 272 | 337 | -2.1 | 23.9 | 21.3 | 100 | 100 | — | — | — | |
| 1. Ingreso laboral | 217 | 208 | 257 | -4.1 | 23.5 | 18.4 | 77.9 | 76.4 | -1.6 | -0.3 | -1.8 | |
| 2. Ingreso no laboral | 61 | 64 | 81 | 4.8 | 25.3 | 31.3 | 22.1 | 23.6 | 1.6 | 0.3 | 1.8 | |
| Fuente privada | 9 | 9 | 10 | -6.2 | 21.5 | 13.9 | 3.3 | 3.2 | -0.1 | -0.1 | -0.2 | |
| Fuente pública | 52 | 56 | 70 | 6.7 | 25.8 | 34.3 | 18.8 | 20.5 | 1.7 | 0.3 | 2.0 | |
| Seguridad social | 51 | 53 | 66 | 3.5 | 23.8 | 28.1 | 18.5 | 19.6 | 1.1 | 0.0 | 1.0 | |
| Transferencias de programas | 1 | 2 | 4 | 239.0 | 69.3 | 473.9 | 0.3 | 0.9 | 0.6 | 0.3 | 1.0 | |
| Beneficio de prestaciones (BPC) | 0 | 1 | 2 | 435.4 | 99.1 | 966.1 | 0.1 | 0.3 | 0.3 | 0.2 | 0.5 | |
| Bolsa familia | 1 | 1 | 2 | 175.2 | 50.5 | 314.0 | 0.2 | 0.5 | 0.4 | 0.1 | 0.5 | |
| Otros ingresos públicos | 0 | 0 | 0 | 257.9 | 198.4 | 967.9 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | |

| | 2001 | 2003 | 2009 | 2000- 2003 | 2003- 2009 | 2000- 2009 | 2000 | 2003 | 2009 | 2000- 2003 | 2003- 2009 | 2000- 2009 |
|-------------------------------|------|------|------|---------------|---------------|---------------|------|------|------|---------------|---------------|---------------|
| C. Chile | | | | | | | | | | | | |
| Ingreso total | 385 | 392 | 474 | 1.8 | 21.1 | 23.3 | 100 | 100 | 100 | — | — | — |
| 1. Ingreso laboral | 313 | 325 | 400 | 3.7 | 23.4 | 27.9 | 81.3 | 82.9 | 84.4 | 1.5 | 1.5 | 3.1 |
| 2. Ingreso no laboral | 72 | 67 | 74 | -6.6 | 10.3 | 3.0 | 18.7 | 17.1 | 15.6 | -1.5 | -1.5 | -3.1 |
| Fuente privada | 39 | 31 | 29 | -19.6 | -6.9 | -25.2 | 10.1 | 7.9 | 6.1 | -2.1 | -1.8 | -4.0 |
| Fuente pública | 33 | 36 | 45 | 8.6 | 25.2 | 36.0 | 8.6 | 9.2 | 9.5 | 0.6 | 0.3 | 0.9 |
| Seguridad social | 29 | 32 | 33 | 8.5 | 5.2 | 14.1 | 7.6 | 8.1 | 7.0 | 0.5 | -1.1 | -0.6 |
| Transferencias de programas | 2 | 3 | 7 | 10.0 | 172.9 | 200.3 | 0.6 | 0.7 | 1.6 | 0.1 | 0.9 | 0.9 |
| Subsidio único familiar (BFC) | 0 | 1 | 1 | 13.5 | 48.5 | 68.5 | 0.1 | 0.1 | 0.2 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Bono de protección (SUB) | 0 | 0 | 0 | — | -7.4 | — | — | 0.0 | 0.0 | — | 0.0 | — |
| Pensiones asistenciales | 2 | 2 | 7 | 6.2 | 210.1 | 229.3 | 0.5 | 0.5 | 1.4 | 0.0 | 0.8 | 0.9 |
| Otros ingresos públicos | 2 | 2 | 4 | 7.3 | 167.9 | 187.5 | 0.4 | 0.4 | 0.9 | 0.0 | 0.5 | 0.5 |
| D. Uruguay | | | | | | | | | | | | |
| Ingreso total | 394 | 307 | 432 | -22.2 | 40.9 | 9.6 | 100 | 100 | 100 | — | — | — |
| 1. Ingreso laboral | 269 | 198 | 303 | -26.4 | 53.2 | 12.8 | 68.1 | 64.5 | 70.1 | -3.7 | 5.6 | 2.0 |
| 2. Ingreso no laboral | 126 | 109 | 129 | -13.3 | 18.6 | 2.8 | 31.9 | 35.5 | 29.9 | 3.7 | -5.6 | -2.0 |
| Fuente privada | 33 | 32 | 41 | -3.3 | 30.6 | 26.3 | 8.3 | 10.3 | 9.5 | 2.0 | -0.8 | 1.3 |
| Fuente pública | 93 | 77 | 88 | -16.8 | 13.7 | -5.4 | 23.6 | 25.2 | 20.4 | 1.6 | -4.9 | -3.2 |
| Seguridad social | 90 | 75 | 82 | -16.8 | 8.9 | -9.4 | 22.8 | 24.4 | 18.9 | 1.6 | -5.5 | -4.0 |
| Transferencias de programas | 1 | 2 | 4 | 80.3 | 151.3 | 353.0 | 0.2 | 0.5 | 1.0 | 0.3 | 0.4 | 0.7 |
| Asignaciones familiares | 1 | 2 | 4 | 80.3 | 151.3 | 353.0 | 0.2 | 0.5 | 1.0 | 0.3 | 0.4 | 0.7 |
| Otros ingresos públicos | 2 | 1 | 2 | -57.6 | 153.1 | 7.4 | 0.5 | 0.3 | 0.5 | -0.2 | 0.2 | 0.0 |

FUENTE: Elaboración propia con base en SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), agosto de 2010.

CUADRO 4. *Desigualdad en países del CSAL. Coeficiente de Gini del ingreso per capita y su variación en los periodos analizados*

| | Gini por año de referencia | | | Variación del Gini | | |
|-----------|----------------------------|-------------|-------------|--------------------|-------------|-------------|
| | 2001 | 2005 | 2009 | 2001-2005 | 2005-2009 | 2001-2009 |
| Argentina | 52.0 | 48.2 | 44.0 | -3.8* | -4.2* | -8.0* |
| | (51.6-52.7) | (47.7-48.9) | (43.6-44.5) | (-4.7--3.1) | (-4.9--3.4) | (-8.7--7.4) |
| Brasil | 58.6 | 56.4 | 54.0 | -2.1* | -2.4* | -4.5* |
| | (58.3-58.8) | (56.2-56.6) | (53.8-54.3) | (-2.5--1.8) | (-2.7--2.1) | (-4.8--4.3) |
| Chile | 56.4 | 55.5 | 52.7 | -0.9 | -2.8* | -3.6* |
| | (55.6-57.2) | (54.9-56.1) | (51.8-54.2) | (-1.9-0.1) | (-3.9-1.3) | (-4.9--2.3) |
| Uruguay | 45.1 | 44.7 | 45.6 | -0.5 | 0.9* | 0.4 |
| | (44.8-45.4) | (44.3-44.9) | (45.1-46) | (-0.8-0) | (0.4-1.4) | (-0.1-0.9) |

FUENTE: Elaboración propia sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), agosto de 2010.

^a Los coeficientes de Gini se encuentran multiplicados por 100. Refiere a la variación en puntos porcentuales del coeficiente de Gini. El asterisco refiere a un cambio en el coeficiente de Gini significativo a 95% de confianza. Se empleó la técnica de *bootstrap* con 200 reproducciones para construir los intervalos de confianza (entre paréntesis).

1. Cobertura de una fuente de ingreso

Cuanto mayor es el número de individuos perceptores de una fuente de ingreso (manteniendo el resto constante), menor es la desigualdad relativa de esa fuente, y por tanto es menos desigual la distribución del ingreso del hogar. En la columna I del cuadro 5 se presenta para cada uno de los países el porcentaje de personas en hogares en los que al menos un miembro es perceptor de una fuente específica de ingreso.⁸

En los países del CSAL la fuente laboral de ingreso es la que tuvo mayor cobertura (entre 85-93% para todo el periodo) y el número de personas que viven en hogares con al menos un perceptor de ingreso no laboral ha sido significativo. Las fuentes públicas de ingreso han sido el principal factor que explica las tasas de cobertura de los ingresos no laborales y principalmente, los ingresos provenientes de la seguridad social fueron aquellos con mayor número de perceptores en todos los países, a excepción de Chile. A su vez, hacia fin del decenio de los 2000 se incrementó significativamente

⁸ Los cálculos se computaron por hogar en lugar por individuos, aunque los resultados no modifican las conclusiones.

el porcentaje de personas de hogares beneficiarios de fuentes públicas de ingreso, principalmente en Argentina, Brasil y Uruguay. En Argentina y Brasil, en la primera mitad de 2000 se observa un gran incremento en el porcentaje de personas que viven en hogares que reciben esta fuente de ingreso que coincide con la aplicación de los programas PJJHD y Bolsa Familia, respectivamente. Sin embargo, en la segunda mitad de 2000 la tasa de cobertura de esta fuente de ingreso no cambió considerablemente en ninguno de los países. En Uruguay el incremento en la tasa de cobertura de la fuente pública de ingresos fue de casi 9 pp en los años 2000, asociado básicamente al incremento de casi 19 pp que significó la ampliación en la cobertura del programa Asignaciones Familiares en todo el periodo (Alves *et al*, 2012). Finalmente en Chile, la Reforma Previsional aplicada en 2008, que amplió la población beneficiaria del pensiones asistenciales (Délano, 2010), explica el gran incremento en la cobertura de este programa hacia fin del decenio.

2. Magnitud del ingreso de una fuente entre los perceptores

Aun cuando no existen variaciones en la cobertura de una fuente específica, la distribución del ingreso del hogar puede ser afectada por cambios en la distribución de esta fuente entre sus perceptores. Modificaciones en este componente son consecuencia de: *i*) cambios en el valor medio de la fuente entre los perceptores, y *ii*) variaciones en la desigualdad entre quienes reciben esta fuente. En la columna II del cuadro 5, se presenta para los cuatro países el ingreso promedio *per capita* en hogares con al menos un perceptor de cada una de las fuentes analizadas.

En los países del CSAL la fuente laboral es aquella con mayor ingreso promedio *per capita* en todo el periodo. Entre los ingresos no laborales, el mayor valor promedio corresponde a la fuente pública en hogares con al menos un perceptor con excepción de Chile y se observa que la seguridad social es la fuente de ingresos más importante entre los perceptores. En términos relativos, las transferencias de programas públicos fue la fuente de ingreso con menor valor promedio en todo el periodo. Si se considera que el grado de cobertura de las transferencias de programas públicos en los cuatro países es significativo, al menos en términos relativos, seguramente el poco monto promedio de la transferencia monetaria explique la reducida participación observada de esta fuente en el ingreso total del hogar en los

CUADRO 5. *Evaluación de los factores que afectan la distribución del ingreso*

| Fuentes de Ingreso | I. Cobertura (porcentaje de personas) | | | II. Magnitud Valor per capita (dólares de PPA, 2008) | | | III. Desigualdad Coeficiente de Gini | | | IV. Asociación Coeficiente de Spearman | | |
|---------------------------------|---|------|------|---|------|------|---|------|------|--|-------|-------|
| | 2001 | 2005 | 2009 | 2001 | 2005 | 2009 | 2001 | 2005 | 2009 | 2001 | 2005 | 2009 |
| A. Argentina | | | | | | | | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | 87.4 | 89.5 | 90.1 | 284 | 282 | 348 | 49.6 | 51.3 | 50.1 | -0.38 | -0.44 | -0.44 |
| 2. Ingreso no laboral | 31.5 | 45.6 | 47.5 | 188 | 123 | 148 | 63.5 | 63.5 | 66.8 | -0.38 | -0.44 | -0.44 |
| Fuente privada | 9.3 | 11.1 | 9.7 | 152 | 124 | 146 | 65.0 | 69.6 | 72.6 | -0.20 | -0.12 | -0.13 |
| Fuente pública | 23.9 | 38.7 | 41.7 | 188 | 110 | 135 | 64.6 | 68.0 | 69.3 | -0.32 | -0.44 | -0.44 |
| Seguridad social | 22.3 | 22.6 | 28.9 | 196 | 166 | 182 | 55.4 | 54.7 | 55.6 | -0.31 | -0.27 | -0.33 |
| Transferencias de programas | — | 13.6 | 6.7 | — | 23 | 15 | 29.8 | 27.1 | 31.0 | — | -0.44 | -0.30 |
| Plan familias | — | 13.6 | 6.7 | — | 23 | 15 | 29.8 | 27.1 | 31.0 | — | -0.44 | -0.30 |
| Otros ingresos públicos | 1.9 | 5.8 | 9.9 | 65 | 32 | 26 | 51.4 | 53.1 | 59.9 | -0.08 | -0.22 | -0.32 |
| | 2001 | 2004 | 2008 | 2001 | 2004 | 2008 | 2001 | 2004 | 2008 | 2001 | 2004 | 2008 |
| B. Brasil | | | | | | | | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | 90.7 | 90.0 | 89.5 | 239 | 231 | 287 | 59.3 | 57.8 | 55.6 | -0.24 | -0.34 | -0.37 |
| 2. Ingreso no laboral | 39.8 | 51.3 | 52.5 | 154 | 125 | 153 | 64.6 | 68.6 | 66.2 | -0.23 | -0.34 | -0.37 |
| Fuente privada | 8.2 | 8.5 | 8.6 | 112 | 101 | 122 | 71.2 | 69.5 | 72.4 | 0.02 | 0.00 | -0.01 |
| Fuente pública | 34.7 | 46.4 | 47.9 | 150 | 120 | 146 | 62.8 | 68.0 | 64.6 | -0.25 | -0.36 | -0.38 |
| Seguridad social | 29.9 | 29.9 | 31.5 | 172 | 178 | 209 | 58.6 | 56.8 | 54.7 | -0.20 | -0.20 | -0.22 |
| Transferencias de programas | 6.2 | 21.0 | 20.9 | 12 | 12 | 20 | 50.2 | 55.5 | 48.7 | -0.22 | -0.45 | -0.48 |
| Beneficio de prestaciones (BPC) | 0.4 | 1.8 | 2.5 | 44 | 53 | 76 | 25.3 | 28.7 | 28.5 | -0.05 | -0.11 | -0.12 |
| Bolsa familia | 5.8 | 19.6 | 18.9 | 9 | 8 | 12 | 44.0 | 42.1 | 26.5 | -0.21 | -0.45 | -0.48 |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 56 | 89 | 85 | 23.7 | 57.4 | 52.6 | 0.00 | 0.00 | 0.01 |
| | 2000 | 2003 | 2009 | 2000 | 2003 | 2009 | 2000 | 2003 | 2009 | 2000 | 2003 | 2009 |
| C. Chile | | | | | | | | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | 93.0 | 92.2 | 91.1 | 336 | 352 | 439 | 58.0 | 56.9 | 54.3 | -0.05 | -0.10 | -0.20 |
| 2. Ingreso no laboral | 83.2 | 84.9 | 86.2 | 86 | 79 | 86 | 71.4 | 71.9 | 66.3 | -0.05 | -0.10 | -0.20 |
| Fuente privada | 45.2 | 43.4 | 40.3 | 86 | 72 | 72 | 64.2 | 72.4 | 69.0 | 0.26 | 0.27 | 0.38 |
| Fuente pública | 58.7 | 62.5 | 67.8 | 56 | 58 | 67 | 77.9 | 72.8 | 66.3 | -0.36 | -0.38 | -0.43 |
| Seguridad social | 17.2 | 24.6 | 24.6 | 170 | 129 | 135 | 50.9 | 51.4 | 50.0 | -0.12 | -0.16 | -0.21 |
| Transferencias de programas | 16.0 | 16.2 | 21.8 | 15 | 17 | 34 | 56.4 | 55.3 | 55.3 | -0.42 | -0.42 | -0.35 |
| Subsidio único familiar (SUF) | 11.1 | 11.1 | 11.6 | 4 | 5 | 7 | 28.5 | 29.2 | 28.4 | -0.40 | -0.39 | -0.27 |
| Bono de protección (BP) | — | 1.1 | 1.3 | — | 5 | 4 | — | 24.2 | 28.4 | — | -0.12 | -0.10 |
| Pensiones asistenciales | 6.5 | 6.4 | 11.1 | 30 | 33 | 59 | 34.5 | 34.7 | 34.1 | -0.22 | -0.22 | -0.25 |
| Otros ingresos públicos | 37.9 | 38.0 | 48.5 | 4 | 4 | 9 | 35.7 | 40.0 | 40.9 | -0.09 | -0.12 | -0.34 |
| | 2001 | 2005 | 2009 | 2001 | 2005 | 2009 | 2001 | 2005 | 2009 | 2001 | 2005 | 2009 |
| D. Uruguay | | | | | | | | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | 86.6 | 85.6 | 87.5 | 310 | 231 | 347 | 49.6 | 51.3 | 50.1 | -0.46 | -0.53 | -0.47 |
| 2. Ingreso no laboral | 67.1 | 75.9 | 77.9 | 187 | 144 | 166 | 63.5 | 63.5 | 66.8 | -0.46 | -0.53 | -0.47 |
| Fuente privada | 33.8 | 57.8 | 43.1 | 97 | 55 | 95 | 65.0 | 69.6 | 72.6 | -0.17 | -0.31 | -0.17 |
| Fuente pública | 55.8 | 63.8 | 64.6 | 167 | 121 | 136 | 64.6 | 68.0 | 69.3 | -0.38 | -0.49 | -0.56 |
| Seguridad social | 40.9 | 40.9 | 34.9 | 220 | 183 | 234 | 55.4 | 54.7 | 55.6 | -0.34 | -0.38 | -0.37 |
| Transferencias de programas | 18.6 | 30.6 | 37.2 | 5 | 5 | 11 | 29.8 | 27.1 | 31.0 | -0.31 | -0.51 | -0.60 |
| Asignaciones familiares | 18.6 | 30.6 | 37.2 | 5 | 5 | 11 | 29.8 | 27.1 | 31.0 | -0.31 | -0.51 | -0.60 |
| Otros ingresos públicos | 3.7 | 1.2 | 10.9 | 58 | 77 | 21 | 51.4 | 53.1 | 59.9 | -0.09 | -0.06 | -0.40 |

FUENTE: Elaboración propia con base en SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), agosto de 2010.

cuatro países.⁹ Aun así, en el periodo se ha observado un incremento en el ingreso promedio de esta fuente de ingreso en todos los países, a excepción de Argentina, vinculado principalmente a un incremento en la magnitud de las transferencias hacia los hogares de los programas de ingreso no contributivos.

3. *Desigualdad entre los perceptores*

Un mejor reparto entre los perceptores de una fuente de ingreso – ingreso positivo (suponiendo el resto constante), debería reducir la desigualdad relativa de esta fuente y tener así un efecto igualador en la distribución del ingreso del hogar. En la columna III del cuadro 5, se presentan para los países del CSAL el coeficiente de Gini asociado a cada fuente de ingreso.¹⁰

Para todos los países de CSAL se observa que la fuente no laboral de ingresos se encuentra más desigualmente distribuida entre los hogares perceptores que el ingreso laboral. En general, entre los componentes de la fuente no laboral de ingresos, los derivados de fuentes privadas han sido los más desigualmente distribuidos en el periodo analizado. Entre las fuentes públicas los ingresos provenientes de la seguridad social son aquellos que presentan mayor grado de desigualdad, mientras que las transferencias de programas públicos son las fuentes de ingreso menos desigualmente distribuidas entre los perceptores.

Los resultados revelan que la desigualdad de la fuente laboral de ingresos en los países del CSAL se redujo a lo largo del decenio de los 2000, que principalmente se explica por la gran caída en la desigualdad de esta fuente en la segunda mitad de 2000. Por otra parte, el grado de desigualdad entre los perceptores de ingresos no laborales (en su conjunto) aumentó en el decenio de los 2000, a excepción de Chile. En general, a lo largo de ese periodo la desigualdad entre los perceptores de fuentes privadas de ingresos aumentó, mientras que los componentes de la fuente pública de ingresos no han mostrado una pauta homogénea entre países ni a lo largo del periodo analizado.

⁹ Debe considerarse que el efecto de cambios en una fuente de ingreso en la desigualdad depende en gran medida de su participación en el ingreso del hogar (que surge de la cobertura y el valor medio entre los perceptores de la fuente). Por tanto, a priori no se esperaría que variaciones de una fuente de ingreso con una pequeña participación relativa en el ingreso del hogar genere un efecto significativo en la desigualdad del ingreso.

¹⁰ El coeficiente de Gini se calcula para los hogares que tienen ingresos positivos en cada fuente de ingreso que se está evaluando.

4. Asociación entre fuentes de ingreso¹¹

Una fuente de ingreso puede estar asociada positiva o negativamente con otras fuentes de ingreso del hogar. El primer caso, implicaría que los perceptores de mayores ingresos en esa fuente también tendrán mayores ingresos en las restantes, mientras que si la asociación es negativa, aquellos con mayores ingresos en una fuente tendrán menores ingresos en las restantes. Si bien existen diversos indicadores que permiten medir el grado de asociación entre fuentes de ingreso, en este trabajo se emplea el coeficiente de correlación orden de Spearman entre fuentes de ingreso para los periodos analizados (véase la columna IV del cuadro 5).¹²

En todos los países del CSAL se observa una correlación de orden negativa entre fuentes laborales y no laborales en el decenio de los 2000. Esto señala que personas en hogares perceptores de altos ingresos laborales han recibido bajos ingresos de fuentes no laborales. Este hecho, parece explicarse por la fuerte y negativa correlación entre la fuente pública de ingreso no laboral y el resto de las fuentes en los hogares. Esto es más claro en los casos de Brasil y principalmente Chile, donde la correlación de orden entre la fuente privada y el resto de las fuentes del hogar (pública y laboral) es cercana a 0 y positiva, respectivamente, mientras que la correlación de la fuente pública con el resto de las fuentes del hogar (privada y laboral) es negativa en ambos casos. Al analizar los componentes de las fuentes públicas de ingreso, se observa que tanto los provenientes de la seguridad social como de transferencias públicas presentaron correlaciones negativas con las restantes fuentes, aunque el coeficiente de esta última fuente de ingreso fue más importante en términos relativos. Esto indicaría una mejor focalización de los ingresos de las transferencias de programas públicos en los hogares más pobres. Por otra parte, considerando el decenio de los 2000 la asociación entre la fuente pública no laboral de ingresos y otras fuentes se redujo en los cuatro países.

¹¹ El término “asociación” es utilizado por Barros *et al* (2006, 2007) para hacer referencia a la interdependencia o correlación entre variables aleatorias, que en el contexto de este estudio están representadas por fuentes de ingreso.

¹² El concentrarse en este indicador y no en uno de correlación estadística se debe a que en la metodología de descomposición la asociación se entiende en términos de correlación de orden. El coeficiente de Spearman toma valores entre -1 y 1, lo que indica asociaciones negativas y positivas respectivamente, y un valor igual a 0 indica no correlación. El coeficiente se computa para cada fuente de ingreso específica en relación con (la suma de) todas las demás fuentes que conforman el ingreso total del hogar.

III. METODOLOGÍA

Para evaluar el efecto de variaciones en las fuentes de ingreso del hogar, por medio de los cuatro factores presentados en la sección II, en cambios en la desigualdad del ingreso, se aplica y extiende la metodología de descomposición no paramétrica propuesta por Barros *et al* (2006, 2007).¹³

1. Cambios en la distribución del ingreso

Se considera a y_{it} como el ingreso total del i -ésimo individuo en el momento t que se deriva de la sumatoria de M fuentes distintas de ingreso, en la que y_t^j es la j -ésima fuente y $y_t^{M(-j)}$ (por simplificación) representa el ingreso de las restantes fuentes de ingreso (o complemento).

$$y_{it} = \sum_{k=1}^M y_{it}^k = y_{it}^j + y_{it}^{M(-j)} \quad \text{con } i = 1, \dots, N \tag{1}$$

en el que N representa la población total. Por tanto, la distribución del ingreso total, D_t^y , puede ser representada como una función de la distribución conjunta de estas dos fuentes de ingreso.

$$D_t^y = \{y_{1t}, \dots, y_{Nt}\} = F^y(y_{it}^j, y_{it}^{M(-j)}) \tag{2}$$

Barros *et al* (2006) observan que para cualquier población finita, la distribución conjunta de dos fuentes de ingreso, $F^y(y_{it}^j, y_{it}^{M(-j)})$, puede obtenerse a partir de sus distribuciones marginales Y_t^j y $Y_t^{M(-j)}$ y de una función de asociación entre ellas $A(\tau)_{t}^{Y^j, Y^{M(-j)}}$. En la que $A(\tau)_{t}^{Y^j, Y^{M(-j)}}$ representa una correlación de orden (o *ranking*) entre fuentes de ingreso. Las variaciones en D_t^y resultan de la combinación de cambios en la asociación y en las distribuciones marginales, tal que:

$$Y_t^j(t) = (1 - q_t^{y^j}) + q_t^{y^j} \cdot Y_t^{j+}(t) \quad \text{para todo } t \geq 0 \tag{3}$$

La distribución marginal Y_t^j puede obtenerse a partir de dos características: una que separa los individuos que reciben (perceptores de) esta fuente

¹³ Barros *et al* (2007) utilizan esta metodología para evaluar el efecto de cambios en los ingresos no laborales en la caída de la desigualdad en Brasil entre 2001 y 2005. Otras aplicaciones de esta metodología incluye Barros *et al* (2010); mientras que Fournier (2001) aplica un enfoque similar para analizar los cambios en la desigualdad en Taiwán en el periodo 1974-1994.

de ingreso de quienes no la reciben, y otra relacionada con su distribución entre los perceptores (Barros *et al*, 2007). En términos formales,

$$Y_t^j = (1 - q_t^{y^j}) + q_t^{y^j} \cdot Y_t^{j+} \text{ para todo } t \geq 0 \quad (4)$$

en que $q_t^{y^j}$ representa la proporción de individuos que reciben la fuente y_t^j , Y_t^{j+} es su distribución entre los perceptores (individuos con valores positivos de esta fuente, y_t^{j+}) y t denota periodos. Además, Y_t^{j+} puede obtenerse a partir de dos elementos que la caracterizan, la media $\mu_t^{y^{j+}}$ y la curva de Lorenz $L_t^{y^{j+}}$. Así, la distribución marginal de y_t^j puede expresarse como:

$$Y_t^j = \Psi(q_t^{y^j}, \mu_t^{y^{j+}}, L_t^{y^{j+}}) \quad (5)$$

Reagrupando (2) a (5) se tiene que la distribución del ingreso total puede expresarse como:

$$D_t^y = \Phi(\Psi(q_t^{y^j}, \mu_t^{y^{j+}}, L_t^{y^{j+}}), A(\tau)_t^{Y^j, Y^{M(-j)}}, Y_t^{M(-j)}) \quad (6)$$

La ecuación (6) permite identificar los argumentos relevantes que caracterizan una fuente de ingreso y contribuyen a los cambios en la distribución del ingreso del hogar. La contribución de un cambio en la j -ésima fuente de ingreso (por ejemplo de y_t^j a $y_t^{j'}$) a la variación de la distribución del ingreso total depende de: *i*) cambios en el grado de asociación con las demás fuentes de ingreso ($\Delta A(\tau)^{Y^j, Y^{M(-j)}}$); *ii*) cambios en su propia distribución marginal (ΔY^j) como consecuencia de variaciones en los tres factores que la caracterizan: *a*) la proporción de individuos que reciben la fuente (Δq^{y^j}), *b*) el valor medio de la fuente entre los perceptores ($\Delta \mu^{y^{j+}}$) y *c*) la desigualdad entre quienes reciben esta fuente ($\Delta L^{y^{j+}}$).

Alterando uno o más de los argumentos de la ecuación (6) se puede obtener una simulación de la distribución del ingreso total. Por ejemplo, la siguiente expresión representa la distribución del ingreso del hogar que sería observada en t si $\mu^{y^{j+}}$ hubiera sido la observada en t' , permaneciendo constantes el resto de los argumentos.

$$D_t^y(\mu_t^{y^{j+}}) = \Phi\left(\Psi(q_t^{y^j}, \mu_t^{y^{j+}}, L_t^{y^{j+}}), A(\tau)_t^{Y^j, Y^{M(-j)}}, Y_t^{M(-j)}\right) \quad (7)$$

El efecto, en este caso de un cambio en el ingreso promedio de una fuente, puede estimarse comparando índices de desigualdad $I(D)$ con la distribución observada y contrafactual de la forma:

$$I(D_t^y(\mu_t^{y^j+})) - I(D_t^y) \tag{8}$$

La mecánica de descomposición expresada en (8) desde t a t' también puede realizarse desde t' a t , pero ambas sendas llevan a resultados distintos.¹⁴ Además, (8) no proporciona una descomposición exacta de los cambios en la desigualdad y tampoco garantiza que la suma de los distintos efectos realizados uno por uno sea equivalente al cambio total observado en la desigualdad.¹⁵

2. Ejercicios contrafactuales

El método de simulación se basa en un enfoque no paramétrico, que busca asignar ingresos contrafactuales observados en t' a los individuos en el momento t , en función de las posiciones (*ranking*) que estos ocupan en la distribución de las fuentes de ingreso en el momento t , sin alterar las distribuciones marginales o la correlación de orden entre ellas en el momento t .

La mecánica de simulación se estructura en dos principios básicos. En primer lugar, una fuente de ingreso y^j , al igual que cualquier variable aleatoria en una población finita de N individuos, $\Omega = \{\tau_1, \dots, \tau_N\}$, puede obtenerse a partir de dos elementos: *i*) una función de ordenación $R(\tau)^{Y^j}$ que indica la posición de los individuos en la distribución, definida como $R(\tau)^{Y^j} = \# \{\bar{\tau} : y^j(\bar{\tau}) \leq y^j(\tau)\}$ para todo $\tau \in \Omega$; *ii*) un valor (número real) asociado a cada posición en la distribución, que corresponde a los cuantiles de la distribución de y^j (expresado como la función inversa de la distribución acumulada o $Y^{j-1}(t/n)$). A partir de *i*) y *ii*), el valor de la fuente y^j del individuo que ocupa la τ -ésima posición es:

$$y(\tau)_i^j = Y^{j-1}(R(\tau)^{Y^j}/N) \tag{9}$$

¹⁴ Esta característica (que también comparte la familia de descomposiciones paramétricas) se conoce en la bibliografía como *path dependence* e implica que las simulaciones no son independientes del periodo base elegido (Bourguignon *et al* 2004).

¹⁵ En la misma línea que el punto anterior, esto surge debido a que el efecto específico de un cambio depende de la estructura original en la cual el cambio se produce. Esta es una característica que afecta a todas las descomposiciones dinámicas (Bourguignon *et al* 2004). Una solución es realizar simulaciones secuenciales, como la aplicada por Barros *et al* (2007) tal que la descomposición sume el cambio total observado en la desigualdad. Sin embargo, en este estudio y en línea con metodologías de descomposiciones más extendidas en la bibliografía, se utiliza un procedimiento como en (8) debido a que una descomposición del tipo secuencial lleva a un número importante de posibles *path*, los cuales *a priori* no generan las mismas estimaciones.

En segundo lugar, en una distribución conjunta [véase ecuación (3)] la posición que ocupa un individuo en la distribución de y^j , $R(\tau)^{Y^j}$, se vincula con la posición que ocupa en la distribución marginal de otra fuente de ingreso, $R(\tau)^{Y^{M(-j)}}$, por medio de una función de asociación

$$A(\tau)^{Y^j, Y^{M(-j)}} = R^{Y^{M(-j)}}(R^{Y^j})^{-1} \quad (10)$$

La función $A(\tau)^{Y^j, Y^{M(-j)}}$ representa la posición en Y^j en que se encuentra un individuo que ocupa la τ -ésima posición en $Y^{M(-j)}$, esto es la correlación de orden entre fuentes de ingreso.

Teniendo como base estas dos observaciones se puede realizar dos tipos de simulaciones. Por una parte, pueden modificarse los ingresos de una fuente sin alterar las posiciones que ocupan los individuos en su distribución, y por tanto, mantener incambiada la correlación de orden con las demás fuentes de ingreso. Esto permite estimar una distribución contrafactual de una fuente específica de ingreso, sin alterar la distribución marginal de otros ingresos ni la correlación de orden entre ellas (véase la siguiente subsección). Por otra parte, pueden modificarse las posiciones de los individuos en la distribución de una fuente de ingreso, alterando entonces la correlación de orden con otras fuentes, sin cambiar los ingresos asociados a esas posiciones. Esto permite estimar una estructura de correlación de orden contrafactual, sin alterar las distribuciones marginales (véase la subsección b).

a) *Distribución marginal contrafactual de una fuente de ingreso.* El contrafactual de una fuente de ingresos puede obtenerse aplicando (9) de la siguiente manera:

$$y_{iC}^j = Y_{t'}^{j-1}(R(\tau)_t^{y^j}/N) \quad (11)$$

Esto implica que al i -ésimo individuo que ocupa la τ -ésima posición en y^j en el momento t se le debe asignar el valor del h -ésimo individuo ubicado en la misma posición de esta fuente de ingreso pero observado en el momento t' . La simulación que se deriva de este procedimiento permite obtener una distribución marginal contrafactual para la fuente y^j , Y_C^j , que corresponde a la que se observaría en t' , sin alterar la distribución marginal de otras fuentes y la correlación de orden con ellas ($A(\tau)_{t'}^{Y_C^j, Y^{M(-j)}} = A(\tau)_t^{y^j, Y^{M(-j)}}$). Las siguientes tres subsecciones explican los ejercicios contrafactuales que permiten aislar el efecto de los tres factores (a - c) que determinan el cambio en la distribución marginal de y^j .

Cambios en la “cobertura” de una fuente ingreso. La finalidad es obtener una distribución contrafactual para la fuente y^j que refleje la proporción de perceptores que se hubiera observado en el momento t' , manteniendo las características de la distribución entre los perceptores de esta fuente Y^{j+} , como las observadas en $t(\mu_t^{y^{j+}}, L_t^{y^{j+}})$.

$$y_{iC}^{j+} = Y_t^{j+-1}(Y_t^{j+}(\tau)) \tag{12}$$

De esta simulación se deriva una distribución marginal contrafactual de y^j en la que todos sus argumentos son como los observados en t , mientras que la proporción de perceptores es igual a la observada en t' . Luego se estima (7) y por medio de (8) se computa el efecto de este factor en el cambio en la desigualdad entre t' y t .

Cambios en el valor medio entre quienes reciben la fuente de ingreso. En este caso se estima la distribución marginal de la fuente y^j que se hubiera observado en t si el valor medio entre los perceptores de esta fuente $\mu^{y^{j+}}$, correspondiera al momento t' . Para obtener esta distribución contrafactual los ingresos de la fuente y^j en el momento t son reescalados por la proporción

$$\frac{\mu_{t'}^{y^{j+}}}{\mu_t^{y^{j+}}}$$

Cambios en la desigualdad entre perceptores de una fuente de ingreso. El ingreso contrafactual que se quiere obtener mediante este ejercicio deberá ser tal que refleje el grado de desigualdad entre los perceptores de la fuente, $L^{y^{j+}}$ en el momento t' , manteniendo en t los restantes argumentos de la distribución marginal de y^j . Esto se realiza mediante el siguiente procedimiento

$$y_{iC}^j = \begin{cases} 0 & \text{si } y_{it}^j = 0 \\ y_{iC}^{j+} \cdot \frac{\mu_t^{y^{j+}}}{\mu_{t'}^{y^{j+}}} & \text{en otro caso} \end{cases} \quad \text{con } y_{iC}^{j+} = Y_{t'}^{j+-1}(Y_t^{j+}(\tau)) \tag{13}$$

Mientras que la distribución que surge de aplicar $y_{iC}^{j+} = Y_{t'}^{j+-1}(Y_t^{j+}(\tau))$ es afectada por $\mu^{y^{j+}}$ y $L^{y^{j+}}$ en t' , estimar el efecto de esta última característica requiere construir una distribución contrafactual en la que $\mu^{y^{j+}}$ permanezca inalterada como en t . Para resolver este problema se reescala

$$y_{iC}^{j+} \text{ por } \frac{\mu_t^{y^{j+}}}{\mu_{t'}^{y^{j+}}}$$

Finalmente, es posible construir la distribución contrafactual de y^j y simular la distribución del ingreso total para computar el efecto de un cambio en entre t' y t en la desigualdad.

b) *Asociación entre fuentes de ingreso contrafactual*. El objetivo es simular la distribución del ingreso total que se hubiera observado si las distribuciones marginales de las fuentes de ingreso fueran como en t , mientras que la asociación entre ellas, $A(\tau)^{Y^j, Y^{M(-j)}}$, hubiera sido como la observada en t' . Barros *et al* (2006, 2007) no estiman un contrafactual para este componente, sino que el efecto de un cambio en la asociación entre fuentes de ingreso surge como residuo en la secuencia de descomposición. Sin embargo, de manera análoga al procedimiento para simular distribuciones marginales, se puede obtener un ingreso contrafactual para aislar el efecto de este componente.

El procedimiento de simulación utilizado en este estudio es similar al propuesto por Fournier (2001). Este implica un proceso de permutación de los ingresos de la fuente y^j entre los individuos observados en t , para aplicar la “estructura” de correlación de orden observada en el momento t' a la población en t . La mecánica de la simulación implica reasignar ingresos de y^j entre individuos, alterando así las posiciones que estos ocupan en la distribución de y^j , tal que sea posible reproducir la correlación de orden entre fuentes observada en t' . Debido a que los ingresos específicos de esta fuente no se alteran, el proceso de reasignación preserva la distribución marginal de y^j (y de las otras fuentes de ingreso) como la observada en t . Finalmente, estimar (7) con una estructura de correlación de orden que simula la observada en t' y mediante (8) computar el efecto de un cambio en la asociación entre fuentes de ingreso en la desigualdad.

IV. RESULTADOS

Esta sección presenta los resultados de aplicar la metodología de descomposición para analizar el efecto que tuvieron los cambios en las fuentes de ingreso de los hogares en las variaciones en la desigualdad en el decenio de los 2000 para los países del CSAL. Como se dijo líneas arriba, los resultados del ejercicio de descomposición son sensibles al año base, por lo que para obte-

ner una mayor robustez las estimaciones se computan utilizando como año base t y t' , alternativamente. Los cuadros 6 y 7 registran el promedio de los resultados utilizando como base los años t y t' . Los resultados se resaltan con cursivas cuando, utilizando como base (alternativamente) los años t y t' , los efectos estimados presentan signos opuestos, lo que corresponde a un efecto “no robusto”. Las filas corresponden a las fuentes de ingreso del hogar, a excepción de la última en la que se presenta la estimación del cambio total del Gini observado en el periodo. Las columnas descomponen el efecto de cada fuente de ingreso en el cambio total en el coeficiente de Gini.¹⁶

1. Argentina

De acuerdo con la información que surge del cuadro 6, parte A, se observa que el cambio en la distribución marginal del ingreso laboral fue la principal fuerza que afectó la dinámica de la desigualdad en el decenio de los 2000. El efecto del cambio en la distribución marginal del ingreso laboral en la desigualdad total del ingreso en el periodo 2001-2009 fue de -4.7 para Argentina (fila 1, columna 12). En términos contrafactuales este valor puede interpretarse como la caída que se hubiera observado en el coeficiente de Gini, esto es de 4.7 pp, si únicamente la distribución marginal de la fuente laboral de ingresos hubiera cambiado en ese periodo. Esta cifra refleja que el cambio en la distribución marginal del ingreso laboral tuvo un efecto igualador en la distribución del ingreso del hogar y que el mismo ha sido más importante que el cambio en la asociación de esta fuente con las demás (fila 1, columna 11). Es posible observar que este efecto es básicamente explicado por una mejora en la desigualdad entre los perceptores de la fuente (fila 1, columna 15).

Las estimaciones revelan que el cambio en la distribución marginal del ingreso no laboral representó un importante factor igualador en los 2000. Al analizar las fuentes de ingreso que la componen, los resultados de la simulación arrojan que son los ingresos públicos los que más contribuyeron. Particularmente los cambios en su distribución marginal por medio de un

¹⁶ En los casos en los que una fuente de ingreso no existe en el primer punto del tiempo del periodo analizado, únicamente se computa el efecto en el componente de asociación y distribución marginal de la fuente de ingreso, ya que en el primer punto la cobertura de la fuente, el valor medio y la desigualdad entre los perceptores eran nulos.

CUADRO 6. *Descomposición del cambio en el coeficiente de Gini: Aportación de cada fuente de ingreso en el hogar a las variaciones en la desigualdad. Resultados promedio de cambiar el año base^a*

| Efecto según fuente de ingreso | Periodo 2001-2005 | | | | |
|-----------------------------------|--|---|---|--|---|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | Cambios de asociación con otras fuentes de ingreso | Cambios en la distribución marginal de la fuente de ingreso | Cambios en la distribución marginal de la fuente (ΔY^1) | | |
| | $(\Delta \Lambda Y^j, Y^{M-j})$ | (ΔY^j) | Cobertura de la fuente de ingreso (Δq^{y^j}) | Magnitud del ingreso entre los perceptores $(\Delta \mu^{y^j+})$ | Desigualdad entre los perceptores (ΔL^{y^j+}) |
| <i>Periodo 2001-2005</i> | | | | | |
| A. <i>Argentina</i> | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -0.6 | -1.5 | -0.1 | 0.1 | -1.3 |
| 2. Ingreso no laboral | 0.1 | -1.4 | -2.2 | 0.4 | 0.4 |
| Fuente privada | 0.2 | -0.3 | -0.3 | 0.0 | 0.0 |
| Fuente pública | 0.0 | -1.2 | -2.1 | 0.6 | 0.5 |
| Seguridad social | 0.2 | -0.5 | -0.2 | 0.1 | -0.4 |
| Transferencias de programas | -0.1 | -0.5 | — | — | — |
| Plan familiar | -0.1 | -0.5 | — | — | — |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | -0.2 | -0.4 | 0.2 | 0.1 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -3.8 | | |
| <i>Periodo 2005-2009</i> | | | | | |
| | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| A. <i>Argentina</i> | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -0.3 | -3.0 | -0.3 | 0.3 | -3.1 |
| 2. Ingreso no laboral | -0.1 | -0.3 | -0.2 | -0.3 | 0.1 |
| Fuente privada | -0.1 | 0.2 | 0.1 | 0.0 | 0.1 |
| Fuente pública | -0.1 | -0.6 | -0.2 | -0.4 | 0.1 |
| Seguridad social | -0.2 | -0.7 | -0.8 | -0.1 | 0.2 |
| Transferencias de programas | 0.1 | 0.5 | 0.3 | 0.2 | 0.0 |
| Plan familiar | 0.1 | 0.5 | 0.3 | 0.2 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | -0.1 | -0.2 | 0.1 | 0.0 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -4.2 | | |
| <i>Periodo 2001-2009</i> | | | | | |
| | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) |
| A. <i>Argentina</i> | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -0.8 | -4.7 | -0.4 | 0.3 | -4.5 |
| 2. Ingreso no laboral | -0.1 | -1.6 | -2.3 | 0.2 | 0.5 |
| Fuente privada | 0.1 | -0.1 | -0.2 | 0.0 | 0.1 |
| Fuente pública | -0.1 | -1.6 | -2.3 | 0.3 | 0.6 |
| Seguridad social | 0.1 | -1.3 | -1.0 | 0.0 | -0.3 |
| Transferencias de programas | 0.0 | -0.2 | — | — | — |
| Plan familiar | 0.0 | -0.2 | — | — | — |
| Otros ingresos públicos | -0.1 | -0.3 | -0.5 | 0.3 | 0.1 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -8.0 | | |

CUADRO 6 (conclusión)

| | <i>Periodo 2001-2004</i> | | | | |
|-----------------------------------|--------------------------|------|------|------|------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>B. Brasil</i> | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -0.5 | -0.8 | 0.2 | 0.0 | -1.0 |
| 2. Ingreso no laboral | -0.3 | -0.8 | -1.4 | -0.1 | 0.7 |
| Fuente privada | -0.1 | -0.1 | 0.0 | 0.0 | -0.1 |
| Fuente pública | -0.2 | -0.7 | -1.5 | 0.0 | 0.8 |
| Seguridad social | -0.1 | -0.3 | 0.0 | 0.0 | -0.3 |
| Transferencias de programas | 0.0 | -0.5 | -0.5 | 0.0 | 0.0 |
| Beneficios de prestaciones (BPC) | 0.0 | -0.2 | -0.2 | 0.0 | 0.0 |
| Bolsa familia | 0.0 | -0.3 | -0.3 | 0.1 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -2.1 | | |
| <i>Periodo 2004-2008</i> | | | | | |
| | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| <i>A. Brasil</i> | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -0.4 | -1.3 | 0.1 | 0.0 | -1.4 |
| 2. Ingreso no laboral | -0.3 | -0.7 | -0.1 | 0.0 | -0.6 |
| Fuente privada | 0.1 | 0.2 | 0.0 | 0.1 | 0.1 |
| Fuente pública | -0.2 | -0.9 | -0.1 | -0.1 | -0.7 |
| Seguridad social | -0.2 | -0.4 | -0.2 | 0.1 | -0.3 |
| Transferencias de programas | 0.0 | -0.5 | 0.0 | -0.5 | 0.0 |
| Beneficios de prestaciones (BPC) | 0.0 | -0.2 | -0.1 | -0.1 | 0.0 |
| Bolsa familia | 0.0 | -0.3 | 0.0 | -0.3 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -2.4 | | |
| <i>Periodo 2001-2008</i> | | | | | |
| | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) |
| <i>A. Brasil</i> | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -0.8 | -2.2 | 0.3 | -0.1 | -2.4 |
| 2. Ingreso no laboral | -0.6 | -1.3 | -1.5 | 0.0 | 0.2 |
| Fuente privada | 0.0 | 0.1 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Fuente pública | -0.5 | -1.5 | -1.7 | 0.0 | 0.2 |
| Seguridad social | -0.3 | -0.8 | -0.2 | 0.1 | -0.6 |
| Transferencias de programas | -0.1 | -0.8 | -0.5 | -0.3 | 0.0 |
| Beneficios de prestaciones (BPC) | 0.0 | -0.3 | -0.2 | -0.1 | 0.0 |
| Bolsa familia | -0.1 | -0.4 | -0.3 | -0.1 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -4.5 | | |

FUENTE: Elaboración propia con base en SELAC (CELAS y Banco Mundial), agosto de 2010.

^a El cambio observado en el coeficiente de Gini se encuentra multiplicado por 100. La aportación de cada factor al cambio en la desigualdad se encuentra medido en puntos porcentuales del Gini. Los valores en cursivas corresponde a un efecto no robusto a cambios en el año base. Los cambios observados en el coeficiente de Gini del ingreso *per capita* resultaron significativos a 95% de confianza. Se empleó la técnica de *bootstrap* con 200 reproducciones para construir los intervalos de confianza.

fuerte efecto igualador de variaciones en la cobertura de esta fuente. Este efecto es explicado por mejoras en la cobertura de los ingresos provenientes de la seguridad social, principalmente en el periodo 2005-2009, y por el incremento en la cobertura de las fuentes públicas de ingreso, que es posible atribuir a la creación del PJJHD en 2002. A diferencia de la importante aportación de la seguridad social a la caída observada en la desigualdad entre 2001 y 2009, los cambios en la distribución de las transferencias comprendidas en el componente Plan Familia tuvieron un papel poco significativo. La caída observada en la cobertura de estos programas luego de la recuperación económica de la crisis de 2001-2002 tuvo un efecto desigualador en la segunda parte del decenio de los 2000. Este fenómeno, probablemente haya sido consecuencia de las limitaciones al ingreso de nuevos beneficiarios, la estructura de incentivos y requisitos de participación del PJJHD y de los nuevos programas, en particular del SCE (Cruces y Gasparini, 2008). Además, la caída del beneficio promedio en los hogares en los que al menos hay un perceptor de estas transferencias tuvo un efecto desigualador en la distribución del ingreso entre 2005 y 2009. Esto en parte puede estar asociado a que los valores corrientes del beneficio del PJJHD y SCE no se han alterado desde la creación de estos programas. Aunque no considerado en este estudio, la instrumentación de la AUH hacia fines de 2009 es probable que haya revertido esta tendencia (Cruces y Gasparini, 2010).¹⁷

Finalmente, si bien el factor de asociación entre fuentes de ingreso tuvo un papel menor en términos relativos para explicar la dinámica de desigualdad del ingreso en el decenio de los 2000, su efecto ha sido igualador.

2. Brasil

Los resultados del cuadro 6, parte B, muestran que el cambio en la distribución marginal del ingreso laboral fue el principal factor que contribuyó a la caída de la desigualdad del ingreso observada en el decenio de los 2000. En particular, la caída en la desigualdad entre los perceptores de esta fuente parece haber sido la fuerza más importante que explica estos cambios, tanto en el periodo 2001-2008 como en los dos subperiodos.

Los cambios en la distribución marginal del ingreso no laboral también

¹⁷ Cruces y Gasparini (2010) utilizando un enfoque de evaluación *ex ante* estiman que la transferencia de ingresos a los beneficiarios de la AUH tendría un efecto igualador en la distribución del ingreso en Argentina, de entre 1 y 2 pp del Gini en 2009 (45.5 pp según sus estimaciones).

tuvieron un efecto igualador significativo en la distribución del ingreso del hogar en los años 2000, incluso siendo tan importante como la aportación del ingresos laboral para explicar la caída de la desigualdad en el periodo 2001-2004. A partir de las estimaciones se observa que el cambio en la distribución marginal de la fuente pública de ingresos fue el componente que mayor aportación tuvo entre el ingresos no laboral y si se considera el periodo 2001-2008, representa casi 3/4 partes del efecto observado en el ingreso laboral.

Al analizar la fuente pública de ingresos, la magnitud del efecto de cambios en la distribución de la seguridad social como de las transferencias de programas públicos fue significativa. Sin embargo, considerando que la participación de los ingresos de estos programas en el hogar era 15 veces menor en 2008 que los provenientes de la seguridad social, la aportación en términos “relativos” de esta última fuente de ingreso ha sido más relevante.

Entre los ingresos de la seguridad social el componente que primó fue el cambio en la desigualdad entre quienes reciben esta transferencia. Respecto a los programas de transferencias, tanto los cambios en la cobertura como en la magnitud del beneficio de esta fuente fueron componentes importantes para explicar el efecto igualador en la distribución del ingreso del hogar. El papel de cambios en la cobertura tanto para el BPC como Bolsa Familias fue predominante entre 2001 y 2004.¹⁸ En los siguientes cuatro años, el factor más importante para explicar la aportación del Bolsa Familias fue el cambio en el beneficio medio de este programa entre sus perceptores. Estos resultados confirman el gran efecto en la reducción de la desigualdad en el decenio de los 2000 de las mejoras documentadas en la subsección II.1 y II.2, tanto en la cobertura como en valor promedio *per capita* del beneficio de las transferencias de programas públicos.

Finalmente, al igual que en Argentina los cambios en la asociación entre fuentes de ingreso tuvieron un efecto igualador en la distribución del ingreso del hogar en el periodo 2001-2008. Estos resultados parecen estar relacionados con la caída en la correlación entre la fuentes públicas de ingresos, principalmente de las transferencias de programas públicos, con las otras fuentes de ingreso observadas en los años 2000 (véase la subsección II.4). Este resultado podría sugerir mejoras en la “focalización” de las transferencias de programas públicos.

¹⁸ Estos resultados coinciden con los documentados en Barros *et al* (2007) para el periodo 2001-2005.

3. Chile

El cuadro 7, parte A, muestra que el cambio en la distribución marginal de los ingresos laborales ha tenido un efecto igualador y ha sido la principal fuerza que explica la caída de la desigualdad del ingreso observada en Chile en el periodo 2000-2009. Este efecto fue más grande en magnitud en el periodo 2003-2009, y contrasta con el efecto desigualador de este factor entre 2000 y 2003. En particular, ha sido el cambio en la desigualdad entre los perceptores de la fuente laboral el principal factor igualador en la distribución del ingreso entre 2000 y 2009, contrarrestando el efecto desigualador de los cambios observados en su cobertura y el valor medio *per capita*. El cambio en la distribución marginal del ingreso no laboral contribuyó positivamente a la caída de la desigualdad en el decenio de los 2000, que es básicamente explicado por cambios en la distribución de la fuente pública de ingresos en el periodo. Este factor ha tenido un gran efecto igualador en la distribución del ingreso del hogar, siendo casi tan importante en magnitud como el efecto de cambios en la distribución del ingreso laboral. En este caso, tanto los ingresos derivados de la seguridad social como las transferencias de programas públicos han sido importantes para explicar la magnitud de este efecto. Mientras que el efecto igualador de la seguridad social es casi enteramente explicado por los cambios ocurridos en su cobertura entre 2000 y 2003, en el caso de las transferencias de programas públicos, esto responde en mayor medida al efecto igualador en la distribución del ingreso del hogar de cambios en el valor medio del beneficio entre los perceptores.

Al centrarnos en los distintos componentes considerados como transferencias de programas públicos, se observa que es el cambio en la distribución de pensiones asistenciales la fuerza que casi exclusivamente influye en el agregado. El efecto de este factor ha sido muy igualador en la distribución del ingreso del hogar en el decenio de los 2000, en particular en el periodo 2003-2009. Esto ha sido consecuencia de la ampliación en la cobertura de esta fuente y del incremento en el valor medio del beneficio observado en la segunda parte del decenio. Como se analizó en la sección II.1 y II.2 estos resultados pueden estar relacionados con los cambios en estos dos parámetros (cobertura y monto del beneficio) del programa pensiones asistenciales introducidos en la Reforma Previsional del año 2008. En contraste, la aportación del SUF y del BP no tuvo efectos significativos en la dinámica de la

CUADRO 7. Descomposición del cambio en el coeficiente de Gini:
Aportación de cada fuente de ingreso en el hogar a las variaciones en
la desigualdad. Resultados promedio de cambiar el año base^a

| Efecto según fuente de ingreso | Periodo 2001-2005 | | | | |
|-----------------------------------|---|---|--|---|--|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| | Cambios de asociación con otras fuentes de ingreso $(\Delta\Delta Y^j, Y^{M-j})$ | Cambios en la distribución marginal de la fuente de ingreso (ΔY^j) | Cambios en la distribución marginal de la fuente (ΔY^1) | | Desigualdad entre los perceptores (ΔL^{j+}) |
| | | | Cobertura de la fuente de ingreso (Δq^{y^j}) | Magnitud del ingreso entre los perceptores $(\Delta \mu^{y^{j+}})$ | |
| A. Chile | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -0.2 | 1.4 | 0.6 | 0.1 | 1.1 |
| 2. Ingreso no laboral | -0.1 | 0.0 | -0.2 | 0.0 | 0.2 |
| Fuente privada | 0.1 | 0.5 | -0.1 | 0.0 | 0.6 |
| Fuente pública | 0.0 | -0.7 | -0.2 | -0.1 | -0.4 |
| Seguridad social | -0.1 | -0.6 | -0.8 | 0.2 | 0.0 |
| Transferencias de programas | 0.0 | -0.1 | 0.0 | -0.1 | 0.0 |
| Subsidio Único Familiar (SUF) | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Bono de Protección (BP) | 0.0 | 0.0 | — | — | — |
| Pensiones asistenciales | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -0.9 | | |
| Periodo 2005-2009 | | | | | |
| | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| A. Chile | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -0.8 | -4.2 | 0.4 | 0.4 | -5.1 |
| 2. Ingreso no laboral | -0.4 | -1.4 | 0.2 | 0.0 | -1.3 |
| Fuente privada | 0.6 | -0.5 | 0.2 | -0.3 | -0.3 |
| Fuente pública | -0.3 | -1.6 | -0.3 | -0.6 | -0.7 |
| Seguridad social | -0.2 | -0.3 | 0.0 | -0.1 | -0.2 |
| Transferencias de programas | 0.1 | -0.7 | -0.1 | -0.6 | 0.0 |
| Subsidio Único Familiar (SUF) | 0.0 | 0.0 | 0.0 | -0.1 | 0.0 |
| Bono de Protección (BP) | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| Pensiones asistenciales | 0.1 | -0.7 | -0.3 | -0.4 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | -0.5 | -0.2 | -0.3 | 0.0 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -2.8 | | |
| Periodo 2001-2009 | | | | | |
| | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) |
| A. Chile | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -1.0 | -2.9 | 1.1 | 0.5 | -4.1 |
| 2. Ingreso no laboral | -0.6 | -1.4 | 0.0 | -0.1 | -1.1 |
| Fuente privada | 0.5 | 0.0 | 0.2 | -0.3 | 0.2 |
| Fuente pública | -0.2 | -2.2 | -0.4 | -0.7 | -1.1 |
| Seguridad social | -0.3 | -0.8 | -0.8 | 0.1 | -0.1 |

CUADRO 7 (conclusión)

| | | | | | |
|-----------------------------------|------|------|-------|------|------|
| Transferencias de programas | 0.1 | -0.8 | -0.1 | -0.7 | 0.0 |
| Subsidio Único Familiar (SUF) | 0.0 | -0.1 | 0.0 | -0.1 | 0.0 |
| Bono de Protección (BP) | 0.0 | 0.0 | — | — | — |
| Pensiones asistenciales | 0.0 | -0.8 | -0.3 | -0.5 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | -0.5 | -0.2 | -0.4 | 0.0 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -3.6 | | |
| <i>Periodo 2001-2005</i> | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>B. Uruguay</i> | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | -0.6 | 1.6 | 0.4 | 0.1 | 1.1 |
| 2. Ingreso no laboral | -0.7 | -1.3 | -1.2 | -0.1 | 0.0 |
| Fuente privada | -0.2 | -1.0 | -1.3 | 0.1 | 0.3 |
| Fuente pública | -0.5 | -0.3 | -0.9 | -0.2 | 0.8 |
| Seguridad social | -0.5 | -0.3 | 0.0 | -0.2 | -0.1 |
| Transferencias de programas | -0.1 | -0.2 | -0.1 | 0.0 | 0.0 |
| Asignaciones familiares | -0.1 | -0.2 | -0.1 | 0.0 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | 0.0 | 0.2 | 0.2 | 0.0 | 0.0 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -0.5 | | |
| <i>Periodo 2005-2009</i> | | | | | |
| | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| <i>B. Uruguay</i> | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | 1.2 | -1.7 | -0.6 | 0.1 | -1.1 |
| 2. Ingreso no laboral | 1.1 | 0.9 | -0.4 | 0.0 | 1.3 |
| Fuente privada | 0.5 | 1.0 | 0.7 | 0.0 | 0.3 |
| Fuente pública | -0.2 | 0.3 | -0.3 | 0.0 | 0.6 |
| Seguridad social | 0.0 | 1.1 | 0.8 | 0.2 | 0.1 |
| Transferencias de programas | 0.0 | -0.7 | -0.1 | -0.5 | 0.0 |
| Asignaciones familiares | 0.0 | -0.7 | -0.1 | -0.5 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | -0.1 | -0.3 | -0.5 | 0.4 | 0.1 |
| Cambio total observado en el Gini | | | -0.94 | | |
| <i>Periodo 2001-2009</i> | | | | | |
| | (11) | (12) | (13) | (14) | (15) |
| <i>B. Uruguay</i> | | | | | |
| 1. Ingreso laboral | 0.6 | -0.3 | -0.2 | 0.0 | 0.0 |
| 2. Ingreso no laboral | 0.5 | -0.2 | -1.4 | 0.0 | 1.2 |
| Fuente privada | 0.4 | 0.0 | -0.4 | 0.0 | 0.5 |
| Fuente pública | -0.7 | 0.2 | -1.1 | 0.1 | 1.3 |
| Seguridad social | -0.5 | 0.8 | 0.8 | 0.0 | 0.0 |
| Transferencias de programas | -0.1 | -0.6 | -0.3 | -0.4 | 0.0 |
| Asignaciones familiares | -0.1 | -0.6 | -0.3 | -0.4 | 0.0 |
| Otros ingresos públicos | -0.1 | 0.0 | -0.4 | 0.3 | 0.1 |
| Cambio total observado en el Gini | | | 0.4 | | |

FUENTE: Elaboración propia con base en SELAC (CELAS y Banco Mundial), agosto de 2010.

^a El cambio observado en el coeficiente de Gini se encuentra multiplicado por 100. La aportación de cada factor al cambio en la desigualdad se encuentra medido en puntos porcentuales del Gini. Los valores en cursiva corresponde a un efecto no robusto a cambios en el año base. Los cambios observados en el coeficiente de Gini del ingreso per capita resultaron significativos a 95% de confianza. Se empleó la técnica de bootstrap con 200 reproducciones para construir los intervalos de confianza.

desigualdad del ingreso en todo el decenio.¹⁹ Este resultado se podrían explicar por tres factores: focalización en grupos muy específicos (básicamente indigentes), el reducido monto de la transferencia y la baja participación en los ingreso del hogar (Agostini y Brown, 2011).

Los cambios en la asociación entre fuentes de ingreso tuvieron un efecto igualador en la distribución del ingreso del hogar en el periodo 2000-2009, y en términos relativos más importante en magnitud a los observados en Brasil y Argentina. Al igual que en este último país, los resultados parecen estar relacionados con la caída en la correlación entre las fuentes públicas de ingreso con las demás fuentes, en particular entre 2003 y 2009 (véase la sección II.4).

4. Uruguay

En Uruguay los cambios en la distribución marginal del ingreso laboral tuvieron un efecto desigualador en la distribución del ingreso del hogar entre 2001 y 2005, y un efecto igualador en el periodo 2005-2009 (cuadro 7, parte D). Al considerar todo el decenio de los 2000, los cambios en esta fuente de ingresos fueron igualadores, pero a diferencia de lo observado en los otros países del CSAL, su aportación fue menos importante en relación con el efecto del cambio en la distribución de la fuente no laboral.

A diferencia de lo observado en los otros tres países del CSAL, en Uruguay los cambios en la asociación entre fuentes de ingreso desempeñaron un papel importante en la dinámica de la desigualdad del ingreso total. Este factor tuvo un efecto desigualador en la distribución del ingreso del hogar en el periodo 2001-2009, que contrarrestó en gran medida el efecto igualador de los cambios en la distribución marginal del ingreso laboral y de los ingresos derivados de las fuentes públicas. Dado que la asociación de la fuente pública con el resto tuvo un efecto igualador en la distribución del ingreso, probablemente el efecto desigualador de este factor haya sido resultado de un incremento en la correlación de los ingresos no laborales privados con los ingresos laborales. Esto se observa más claramente entre 2005 y 2009, cuando el efecto desigualador, tanto de cambios en la distribución marginal de la fuente privada como de la correlación de los ingresos laborales y no laboral (en particular, de las fuentes privadas), compensó el efecto de las variaciones en la distribución marginal del ingreso laboral y de la fuente no laboral de ingresos.

¹⁹ Estos resultados coinciden con los encontrados en los estudios de Soares *et al* (2009) y Larrañaga y Herrera (2008).

Al analizar los componentes de la fuente pública de ingreso se advierte que las variaciones en la distribución marginal de los ingresos que provienen de la seguridad social tuvieron un efecto desigualador en la distribución del ingreso del hogar entre 2001 y 2009. Aunque este efecto parece centrarse en la segunda mitad del decenio. Por otra parte, los cambios en la distribución de las transferencias de programas públicos tuvieron un fuerte efecto igualador. Mientras que el Gini observado aumentó 0.4 pp en el periodo 2001-2009, si el único componente que hubiera cambiado hubiera sido la distribución de las transferencias de programas públicos, esto es las transferencias de ingreso del programa asignaciones familiares, se habría observado una caída del Gini de 0.6 pp. Tanto los cambios en la cobertura como en el beneficio promedio entre los perceptores de esta fuente, contribuyeron significativamente a la caída de la desigualdad del ingreso en ese periodo. Estos efectos son particularmente importantes en el periodo 2005-2009, en el que los cambios en el programa de asignaciones familiares tuvieron un gran efecto en la desigualdad total.²⁰

El incremento de casi 100% entre 2005 y 2009 en el monto promedio *per capita* (en dólares de la PPA05) en hogares con al menos un perceptor del asignaciones familiares fue el factor más importante por el cual los cambios en la distribución de esta fuente de ingreso afectó la desigualdad total (véase la sección II.2). Como se señaló líneas arriba, en parte este efecto es resultado de la importante mejora en el monto de la transferencia de este programa luego de los cambios en su elaboración en 2008. A partir de entonces, la política de transferencias de ingreso a los hogares vulnerables básicamente se ha canalizado por medio del sistema de asignaciones familiares.

CONCLUSIONES

El decenio de los 2000, a excepción de Uruguay, reflejó una clara reducción en la desigualdad de ingresos de los países del CSAL, logrando revertir en algunos de ellos la tendencia negativa observada en el decenio anterior. Durante ese periodo se ha constatado que la participación de las fuentes públicas de ingreso se incrementó en los cuatro países, lo cual ha estado fuertemente

²⁰ Si se incluyera el seguro de salud a los hijos de los trabajadores registrados como una transferencia en especie al hogar (tal como lo realiza el INE), el efecto de este componente hubiera sido fuertemente igualador, manteniendo el resto constante. En efecto, el cambio en las transferencias del seguro de salud hubiera significado una caída de aproximadamente 1.7 pp en el Gini en el periodo 2001-2009. Véase mayores pormenores en Bérigolo (2011).

vinculado al aumento en las transferencias de los programas públicos en los que este estudio se ha centrado.

Aplicando una metodología de descomposición no paramétrica se ha evaluado la importancia de cambios en las fuentes de ingreso del hogar en la dinámica de la desigualdad observada en el decenio de los 2000 para los países del CSAL. Los resultados de este análisis sugieren que (a excepción de Uruguay) los cambios en la distribución marginal del ingreso laboral han sido la principal fuerza que explica las variaciones en la desigualdad en los años 2000, dando cuenta de entre 55 y 75% aproximadamente del cambio total en la desigualdad.²¹ El principal factor que explica este efecto es la caída (sobre todo, en la segunda mitad del decenio) en el grado de desigualdad entre los perceptores de esta fuente de ingreso. Estos resultados están en línea con estudios recientes que encuentran pruebas de un cambio igualador en los rendimientos a la educación, en varios países de la América Latina en los años 2000, entre ellos los países del CSAL (Gasparini *et al*, 2010 y 2011). Los trabajos sugieren que la caída en el la prima de los trabajadores más calificados (*skill premium*) podría estar explicada por una combinación de componentes de demanda y oferta: *i*) incremento en la demanda relativa de trabajadores no calificados consecuencia del crecimiento de las economías y el empleo; *ii*) cambios hacia sectores más intensivos en trabajo no calificado consecuencia del incremento del precio de los bienes primarios (*commodities*) y *iii*) factores institucionales, como incremento en los salarios mínimos y mayor poder de negociación de los sindicatos.

Por otra parte, los resultados de la descomposición muestran que en los países del CSAL los cambios en la distribución del ingreso no laboral tuvieron también una aportación significativa a la dinámica de la desigualdad en el decenio (dando cuenta entre 25 y 45% aproximadamente del cambio total en la desigualdad), en particular, las variaciones en la distribución marginal de las transferencias públicas. La dinámica de los cambios en esta fuente de ingreso y su efecto en la desigualdad parece haber estado muy asociado a la aplicación o expansión de los programas de transferencia contributivos y no contributivos analizados. Mientras que en Argentina el efecto igualador de cambios en la distribución de esta fuente se centró en la primer parte de

²¹ Estos porcentajes calculados de manera simple (a partir de las estimaciones en los cuadros 6 y 7) tienen por objetivo únicamente brindar una idea aproximada de la importancia relativa de cada uno de los factores para explicar los cambios en la desigualdad. Sin embargo, estos deben interpretarse con cuidado ya que como se líneas arriba, la suma de los efectos estimados no forzosamente suma el cambio total observado en la desigualdad.

los años 2000 (Plan Familias), en Chile (pensiones asistenciales) y Uruguay (asignaciones familiares) lo hizo en la segunda parte de ese decenio. Por otra parte, en Brasil (Bolsa Familias) el aporte de las transferencias de estos programas a la caída de la desigualdad se observó en toda la década de 2000. En los cuatro países, se encontró evidencia de que los principales factores que explicaron este efecto fueron tanto el incremento de la cobertura de los programas como del valor promedio del beneficio. Por otro lado, los cambios en la distribución de los ingresos derivados de la seguridad social (básicamente jubilaciones y pensiones contributivas) tuvieron un efecto igualador en la desigualdad en todos los países del CSAL, a excepción de Uruguay. Estos resultados coinciden con la prueba encontrada en otros estudios en cuanto al papel igualador que tuvo la expansión de las transferencias estatales en varios países de la América Latina (Lustig *et al*, 2012).

Los resultados sugieren que las políticas tendientes a ampliar los tradicionales sistemas de protección social ha resultado una opción viable para reducir la desigualdad en los países del CSAL. La aplicación de programas de transferencias no contributivos representan una interesante estrategia para abordar simultáneamente en el futuro dos objetivos importantes en términos de bienestar: brindar mayor protección a la población vulnerable y mejorar la distribución del ingreso. Si bien las políticas de transferencia de ingresos por sí solas parecen ser aún insuficientes para reducir la fuerte desigualdad de ingresos en los países de la América Latina, estudios recientes resaltan la potencial mejora en términos distributivos que se obtendría de expandir los programas de transferencias condicionadas vigentes para poblaciones específicas (Cruces y Gasparini, 2012). Evidentemente, para llevar adelante cualquiera de las opciones de política por parte del Estado, deberá tenerse en cuenta el margen fiscal que exista en cada economía y la posible interacción de las mismas con los factores de mercado. Considerando que en la segunda etapa del periodo las fuerzas de mercado que predominaron en los países de la región fueron favorables, en el futuro debería evaluarse conjuntamente tanto la tendencia del dinamismo en la economía como el margen fiscal para continuar con la expansión de las políticas públicas redistributivas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alves, G., V. Amarante, G. Salas y A. Vigorito (2012), “La desigualdad del ingreso en Uruguay entre 1986 y 2009”, Documento de Trabajo 04/12 del IECON, UDELAR, Montevideo.

- Agostini, C., y P. Brown (2011), “Cash Transfers and Poverty in Chile”, *Journal of Regional Science* 51, 3, pp. 604-625.
- Barros, Ricardo, y M. de Carvalho, S. Franco y R. Mendonça (2006), “Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira”, *Econômica*, UFF, 8, 1, pp. 117-147.
- Barros, Ricardo, M. de Carvalho (2010), “Markets, the State and the Dynamics of Inequality: Brazil’s Case Study”, L. F. López-Calva y N. Lustig (comps.), *Declining Inequality in Latin America. A decade of Progress?*, Brookings Institution Press and United National Development Programme, Washington [existe versión en castellano en la Serie de Lectura 103 de EL TRIMESTRE ECONÓMICO].
- _____, ____ y S. Franco (2007), “O papel das transferências públicas para a queda recente da desigualdade de renda brasileira”, R. Barros, M. Foguel y G. Ulyseia (comps.), *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*, cap. 16, volume 2, IPEA, Brasília.
- Bérgolo, M. (2011), “Impacto distributivo de las transferencias públicas en la década de 2000: La experiencia de los países de Cono Sur”, Working Papers Series núm. 30, Observatory on Structures and Institutions of Inequality in Latin America, University of Miami.
- Bourguignon F., F. Ferreira y N. Lustig (2004), “The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America”, Washington, El Banco Mundial.
- CEPAL (2006), “La protección social de cara al futuro: Acceso, financiamiento y solidaridad”, Chile.
- Cruces, G., y L. Gasparini (2008), “Programas sociales en Argentina: Alternativas para la ampliación de la cobertura”, Documento de Trabajo núm. 77, CEDLAS, Universidad de La Plata.
- _____, ____ (2010), “Las asignaciones universales por hijos en Argentina. Impacto, discusión y alternativas”, *Económica*, vol. LVI, enero-diciembre, pp. 105-146.
- _____, ____ (2012), “Propuesta y proyecciones para reducir pobreza y desigualdad”, Premio Fundación Vidanta, México.
- Délano, M. (2010), “Reforma previsional en Chile: Protección social para todos”, Oficina Internacional del Trabajo (OIT), Santiago.
- Fournier, M. (2001), “Inequality Decomposition by Factor Component: a ‘Rank-Correlation’ Approach Illustrated on the Taiwanese Case”, *Louvain Economic Review*, 67, 4, pp. 381-403.
- Gasparini, L., y G. Cruces (2010), “A Distribution in Motion: The Case of Argentina”, L. F. López-Calva y N. Lustig (eds.), *Declining Inequality in Latin America. A decade of Progress?*, Brookings Institution Press and United National Development Programme, Washington [versión en castellano en Serie de Lecturas 103 de EL TRIMESTRE ECONÓMICO].

- Gasparini, L., y G. Cruces y L. Tornarolli (2011), "Recent Trends in Income Inequality in Latin America", *Economía*, 11, 2, pp. 147-190.
- _____, S. Galiani, G. Cruces y P. Acosta (2011), "Educational Upgrading and Returns to Skills in Latin America. Evidence from a Supply-Demand Framework, 1990-2010", IZA DP núm. 6244.
- Larrañaga, O. y R. Herrera (2008), "Los recientes cambios en la desigualdad y la pobreza en Chile", *Estudios Públicos*, 109, pp. 149-186.
- López-Calva, L. F., y N. Lustig (2010), "Declining Inequality in Latin America. A decade of Progress?", Brookings Institution Press and United National Development Programme, Washington [versión en castellano en Serie de Lecturas de EL TRIMESTRE ECONÓMICO].
- Lustig, N., L. F. Lopez-Calva y E. Ortiz-Juarez (2012), "Declining inequality in Latin America in the 2000s: The Cases of Argentina, Brazil, and Mexico", *World Development* (en prensa).
- Soares, S., R. Osorio, F. Soares, M. Medeiros y E. Zepeda (2009), "Conditional Cash Transfers in Brazil, Chile and Mexico: Impacts upon Inequality", *Estudios Económicos*, núm. extraordinario, pp. 207-224.