

Alejo, Javier; Bérigolo, Marcelo; Carbajal, Fedora

Working Paper

Las Transferencias Públicas y su impacto distributivo: La Experiencia de los Países del Cono Sur en la década de 2000

Documento de Trabajo, No. 141

Provided in Cooperation with:

Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), Universidad Nacional de La Plata

Suggested Citation: Alejo, Javier; Bérigolo, Marcelo; Carbajal, Fedora (2013) : Las Transferencias Públicas y su impacto distributivo: La Experiencia de los Países del Cono Sur en la década de 2000, Documento de Trabajo, No. 141, Universidad Nacional de La Plata, Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS), La Plata

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/127660>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

C | E | D | L | A | S

Centro de Estudios
Distributivos, Laborales y Sociales

Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas



UNIVERSIDAD NACIONAL DE LA PLATA

**Las Transferencias Públicas y su impacto
distributivo: La Experiencia de los Países del Cono
Sur en la década de 2000**

Javier Alejo, Marcelo Bérgholo y Fedora Carbajal

Documento de Trabajo Nro. 141
Febrero, 2013

ISSN 1853-0168

Las Transferencias Públicas y su impacto distributivo: La Experiencia de los Países del Cono Sur en la década de 2000*

Versión: Octubre 2012

Javier Alejo
*CEDLAS-UNLP, CONICET***

Marcelo Bérgholo
IECON-UDELAR, CEDLAS-UNLP

Fedora Carbajal
CINVE, CEDLAS-UNLP

Resumen

En la década de 2000 la desigualdad del ingreso en América Latina se redujo. Este estudio 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 el aporte de las transferencias públicas, sobre los cambios en la desigualdad de ingresos en los 2000 en los países del Cono Sur: Argentina, Brasil, Chile y Uruguay. Los resultados sugieren que los ingresos no laborales tuvieron un aporte significativo sobre los cambios en la desigualdad y que este impacto 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 impacto sobre la desigualdad estuvo fuertemente asociada a la implementación o expansión de programas de transferencia no contributivos en la última década.

Abstract

In Latin America the inequality of income has declined in the 2000s. This study applies a variant of the non-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.

Palabras claves: desigualdad, descomposición, ingresos, transferencias públicas, países del cono sur.

Clasificación JEL: C15, D31, I38.

*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 por sus valiosos comentarios y sugerencias a las versiones preliminares. Este proyecto de investigación se benefició del financiamiento del Observatory on Structures and Institutions of inequality in Latin America, Center for Latin America Studies, University of Miami.

** E-mails: jalejo@depeco.econo.unlp.edu.ar; mbergholo@iecon.ccee.edu.uy; fcarbajal@cinve.org.uy.

1 INTRODUCCIÓN

América Latina se ha caracterizado por presentar altos niveles de 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.*, 2007; Gasparini *et al.*, 2011; López-Calva y Lustig, 2010; Lustig *et al.*, 2011). Este nuevo escenario motiva el interés de conocer cuáles fueron los principales determinantes de la reducción de la desigualdad del ingreso en la última década en los países de América Latina.

Estudios recientes señalan que dos factores podrían operar sobre 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 América Latina se han concentrado en estudiar los efectos sobre la desigualdad de los cambios en la distribución del ingreso laboral, es menos extensa la literatura que se ha enfocado 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; Larrañaga, 2007; Soares *et al.*, 2009).

El objetivo de este estudio es analizar el impacto de las fuentes de ingreso de los hogares, y en particular el aporte de las transferencias públicas, sobre los cambios en la desigualdad de ingresos en los países del Cono Sur de América Latina (CSAL) en la década de 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 América Latina.¹ Incluye uno de los países más desiguales en términos de ingreso (Brasil), dos de los países menos desiguales de América Latina (Argentina y Uruguay) y uno con niveles medios de desigualdad (Chile); dos de los países más grandes en términos de PBI y población (Argentina y Brasil) y uno de los más pequeños de la región (Uruguay); dos países de rápido

¹ La información utilizada para establecer esta clasificación proviene de la Base de Datos Socioeconómicos para América Latina y el Caribe (SEDLAC), CEDLAS- LCSP, diciembre de 2010; de *World Development Indicators* (WDI), Banco Mundial, diciembre 2010; de Gasparini *et al.* (2009) y de López-Calva y Lustig (2010).

crecimiento luego de la crisis de macroeconómica de 2001/2002 (Argentina y Uruguay) y dos países de crecimiento moderado en la década de 2000 (Chile y Brasil); un país con una fuerte caída en la desigualdad del ingreso en la década de 2000 (Argentina), dos países con una caída (en términos relativos) moderada (Brasil y Chile) y un país sin cambios significativos de la desigualdad (Uruguay). Adicionalmente, en la década de 2000 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 mayores niveles de cobertura a la población vulnerable (CEPAL, 2006).

Para evaluar el impacto de cambios en estas fuentes de ingreso sobre 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 sobre la desigualdad. A través de la metodología se evalúa no sólo la importancia de las fuentes de ingreso sobre los cambios en la desigualdad, sino que además se analizan los canales que “explican” cómo los cambios en estas fuentes afectan la distribución del ingreso. Los resultados sugieren que los ingresos no laborales tuvieron un aporte significativo sobre los cambios en la desigualdad de ingresos en los 2000 y que este impacto 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 impacto sobre la desigualdad en los países del CSAL, estuvo fuertemente asociada a la implementación o expansión de programas de transferencia no contributivos en 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 la magnitud del beneficio.

Este estudio realiza una serie de contribuciones a la literatura distributiva en América Latina. En primer lugar, aporta evidencia empírica en relación a un tópico fuertemente discutido en la región. En segundo lugar, el abordaje empírico se realiza considerando las mismas fuentes de información y utilizando la misma metodología para los cuatro países. Adicionalmente, esta metodología permite una

descomposición sobre toda la distribución del ingreso y no únicamente sobre un índice específico de desigualdad, y no requiere realizar supuestos poblacionales o paramétricos. Finalmente, los aspectos relacionados a la importancia relativa de las distintas fuentes de ingreso en la distribución del ingreso del hogar, aunque menos abordada en la literatura distributiva, son relevantes para analizar los cambios observados en la desigualdad del ingreso.

El estudio se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se presenta la descripción de los datos y los criterios utilizados para clasificar los ingresos del hogar. La sección 3 analiza los factores que pudieron haber afectado la desigualdad en la década de 2000, y la sección 4 presenta la metodología de descomposición. Los resultados se presentan en la Sección 5, mientras que la Sección 6 presenta brevemente algunos comentarios finales.

2 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 Las bases de datos contienen un amplio rango de información a nivel individual y de hogares relativa a variables que capturan 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 a nivel nacional, mientras que la EPH de Argentina y la ECH de Uruguay (hasta 2005) son encuestas representativas a nivel urbano.³

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 consistentes entre países y años, aplicando las mismas rutinas de procesamiento (véase <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/esp/>).

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.

Se consideran tres períodos de la década de 2000: uno largo que comienza a principios de 2000 y termina hacia fines de esta década; y dos sub-períodos que permiten comparar los cambios ocurridos en la primer parte de 2000 con la segunda parte de la década. 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 cápita) de los hogares. La variable ingreso total del hogar se construye en base a 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 USD PPP de 2005. Para obtener el ingreso per cápita 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 focaliza en analizar el impacto sobre la desigualdad de las fuentes de Ingreso No Laborales, en particular, el ingreso proveniente de fuentes públicas, se realiza una mayor desagregación de este componente en fuentes derivadas 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

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 sub-declaración 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 América Latina tienen limitaciones para capturar el Ingreso No Laboral proveniente de la propiedad de activos financieros y físicos. Véase Bérgholo (2011) para los detalles metodológicos sobre la definición, clasificación, y ajustes sobre el ingreso de este estudio.

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 capturan por separado las transferencias de sus principales programas públicos. Para superar esta limitación, se utiliza un procedimiento similar al aplicado por Barros *et al.*

Cuadro 1–Clasificación de los ingresos del hogar en las Categorías de ingreso utilizadas en el análisis.

Categoría de Ingresos	Definición
Ingreso Total	Suma de los ingresos laboral y no laboral para cada familia (no incluye renta imputada, ni ingresos de pensionistas, 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, cuentapropista y de los patrones.
2. Ingreso No laboral	Suma de los ingresos derivados de Fuentes Privadas (2.1) y Públicas (2.2) del hogar.
2. 1. Fuente Privada	Incluye ingreso por activos (capital, intereses, alquileres, rentas, dividendos y beneficios), ingreso por transferencias privadas (becas o donaciones privadas y remesas).
2. 2. Fuente Pública	Suma de los ingresos derivados de la Seguridad Social (2.2.1.), Transferencias de Programas Públicos (2.2.2.) y Otros Ingresos Públicos (2.2.3.)
2. 2. 1. Seguridad Social	Incluye jubilaciones y pensiones básicamente contributivas.
2. 2. 2. Transferencias de Programas Públicos	Incluye las transferencias de programas públicos, principalmente, no contributivos.
2. 2. 3. Otros Ingresos Públicos	Suma de otras fuentes públicas de ingreso en el hogar no incluidas en las categorías 2.2.1. y 2.2.2. Incluye transferencias estatales de programas de diverso tipo, seguro de desempleo, seguro de enfermedad, becas, etc.

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 el año 2009, y que se denominará como Plan Familias.⁶ Para el caso de Brasil el estudio se focaliza en dos tipos de transferencias, la primera agrupa un conjunto de programas de transferencias de ingreso condicionadas que coexisten hasta 2008, que se agrupará bajo 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 focaliza 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 a través del programa de transferencia condicionada de ingresos denominado Asignaciones Familiares. El Cuadro 2 presenta las principales características de estos programas para los cuatro países analizados.

(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. Para mayor detalle véase 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 implementado en noviembre de 2009, y las bases de microdatos disponibles al público en el período de análisis de este estudio no contaban con esta información.

Cuadro 2–Componentes considerados en la categoría Transferencias de Programas Públicos.

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

2.1 Cambios en la estructura del ingreso en los hogares y en la desigualdad

En el Cuadro 3, Panel A, B, C, D, se presenta para cada país del CSAL la evolución en el tiempo del ingreso per cápita promedio del hogar, de sus distintos componentes y la participación de éstos en el total del ingreso per cápita y en el Ingreso No Laboral. En la primer parte de la década de 2000, tanto en Argentina, Brasil y Uruguay los cambios en el ingreso per cápita reflejan el impacto de la crisis macroeconómica, mientras que en la segunda parte de la década se observa, como consecuencia de la

recuperación económica, el fuerte incremento del ingreso de los hogares en los cuatro países (que supera los niveles 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, p.p.), mientras que en Argentina y Uruguay los cambios son menos importantes. Por otro lado, 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 participación en el ingreso total del hogar en la década del 2000 en los países cuatro países analizados.

El Cuadro 4 ilustra la evolución de la desigualdad del ingreso per cápita del hogar medida a través del Coeficiente de Gini. Al considerar el período largo, a excepción de Uruguay, se observa que los países del CSAL redujeron los niveles de desigualdad siendo la caída estadísticamente significativa. Se observa que para Brasil y Argentina la caída en los niveles de desigualdad fue estadísticamente significativa tanto en la primer parte como en la segunda de la década de 2000 y la magnitud de este cambio fue similar en ambos períodos. En contraste, en Chile se observa que la caída de desigualdad en la década de 2000 estuvo asociada a una fuerte reducción del Gini entre 2003 y 2009 (cambio de alrededor de 3 p.p.).

Cuadro 3 – Composición por Fuente del Ingreso per cápita del Hogar

PANEL A - ARGENTINA

Fuentes de Ingreso	Valor per cápita (USD PPP 2005)			Variación (%)			Participación en el Ingreso Total (%)			Variación (puntos porcentuales)		
	2001	2005	2009	2001-2005	2005-2009	2001-2009	2001	2005	2009	2001-2005	2005-2009	2001-2009
Ingreso Total	307	309	384	0.5	24.3	24.9	100	100	100	-	-	-
1. Ingreso Laboral	248	252	313	1.8	24.1	26.4	80.7	81.8	81.7	1.0	-0.1	0.9
2. Ingreso No Laboral	59	56	70	-4.9	25.0	18.9	19.3	18.2	18.3	-1.0	0.1	-0.9
2. 1. Fuente Privada	14	14	14	-2.9	2.6	-0.5	4.6	4.5	3.7	-0.2	-0.8	-0.9
2. 2. Fuente Pública	45	43	56	-5.5	32.3	25.0	14.7	13.8	14.7	-0.9	0.9	0.0
2. 2. 1. Seguridad Social	44	38	53	-14.3	40.4	20.4	14.3	12.2	13.7	-2.1	1.6	-0.5
2. 2. 2. Transferencias de Programas	-	3	1	-	-67.5	-	-	1.0	0.3	-	-0.7	-
2. 2. 2. 1. Plan Familias	-	3	1	-	-67.5	-	-	1.0	0.3	-	-0.7	-
2. 2. 3. Otros Ingresos Públicos	1	2	3	50.7	36.3	105.4	0.4	0.6	0.7	0.2	0.1	0.3

PANEL B - BRASIL

Fuentes de Ingreso	Valor per cápita (USD PPP 2005)			Variación (%)			Participación en el Ingreso Total (%)			Variación (puntos porcentuales)		
	2001	2004	2008	2001-2004	2004-2008	2001-2008	2001	2004	2008	2001-2004	2004-2008	2001-2008
Ingreso Total	278	272	337	-2.1	23.9	21.3	100	100	100	-	-	-
1. Ingreso Laboral	217	208	257	-4.1	23.5	18.4	77.9	76.4	76.1	-1.6	-0.3	-1.8
2. Ingreso No laboral	61	64	81	4.8	25.3	31.3	22.1	23.6	23.9	1.6	0.3	1.8
2. 1. Fuente Privada	9	9	10	-6.2	21.5	13.9	3.3	3.2	3.1	-0.1	-0.1	-0.2
2. 2. Fuente Pública	52	56	70	6.7	25.8	34.3	18.8	20.5	20.8	1.7	0.3	2.0
2. 2. 1. Seguridad Social	51	53	66	3.5	23.8	28.1	18.5	19.6	19.5	1.1	0.0	1.0
2. 2. 2. Transferencias de Programas	1	2	4	239.0	69.3	473.9	0.3	0.9	1.2	0.6	0.3	1.0
2. 2. 2. 1. Beneficio de Prestaciones (BPC)	0	1	2	435.4	99.1	966.1	0.1	0.3	0.6	0.3	0.2	0.5
2. 2. 3. 2. Bolsa Familia	1	1	2	175.2	50.5	314.0	0.2	0.5	0.7	0.4	0.1	0.5
2. 2. 3. Otros Ingresos Públicos	0	0	0	257.9	198.4	967.9	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

PANEL C - CHILE

Fuentes de Ingreso	Valor per cápita (USD PPP 2005)			Variación (%)			Participación en el Ingreso Total (%)			Variación (puntos porcentuales)		
	2000	2003	2009	2000-2003	2003-2009	2000-2009	2000	2003	2009	2000-2003	2003-2009	2000-2009
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
2. 1. Fuente Privada	39	31	29	-19.6	-6.9	-25.2	10.1	7.9	6.1	-2.1	-1.8	-4.0
2. 2. Fuente Pública	33	36	45	8.6	25.2	36.0	8.6	9.2	9.5	0.6	0.3	0.9
2. 2. 1. Seguridad Social	29	32	33	8.5	5.2	14.1	7.6	8.1	7.0	0.5	-1.1	-0.6
2. 2. 2. Transferencias de Programas	2	3	7	10.0	172.9	200.3	0.6	0.7	1.6	0.1	0.9	0.9
2. 2. 2. 1. Subsidio Unico Familiar (SUF)	0	1	1	13.5	48.5	68.5	0.1	0.1	0.2	0.0	0.0	0.0
2. 2. 2. 2. Bono de Protección (BP)	0	0	0	-	-7.4	-	-	0.0	0.0	-	0.0	-
2. 2. 2. 3. Pensiones Asistenciales	2	2	7	6.2	210.1	229.3	0.5	0.5	1.4	0.0	0.8	0.9
2. 2. 3. Otros Ingresos Públicos	2	2	4	7.3	167.9	187.5	0.4	0.4	0.9	0.0	0.5	0.5

PANEL D - URUGUAY

Fuentes de Ingreso	Valor per cápita (USD PPP 2005)			Variación (%)			Participación en el Ingreso Total (%)			Variación (puntos porcentuales)		
	2001	2005	2009	2001-2005	2005-2009	2001-2009	2001	2005	2009	2001-2005	2005-2009	2001-2009
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
2. 1. Fuente Privada	33	32	41	-3.3	30.6	26.3	8.3	10.3	9.5	2.0	-0.8	1.3
2. 2. Fuente Pública	93	77	88	-16.8	13.7	-5.4	23.6	25.2	20.4	1.6	-4.9	-3.2
2. 2. 1. Seguridad Social	90	75	82	-16.8	8.9	-9.4	22.8	24.4	18.9	1.6	-5.5	-4.0
2. 2. 2. Transferencias de Programas	1	2	4	80.3	151.3	353.0	0.2	0.5	1.0	0.3	0.4	0.7
2. 2. 2. 1. Asignaciones Familiares	1	2	4	80.3	151.3	353.0	0.2	0.5	1.0	0.3	0.4	0.7
2. 2. 3. 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 sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), Agosto 2010.

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

Cuadro 4 – Desigualdad en países del CSAL. Coeficiente de Gini del ingreso per cápita y su variación bajo los períodos analizados

País	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 2010.

Nota: 1. Los coeficientes de Gini se encuentran multiplicados por cien.

2. (1) refiere a la variación en puntos porcentuales del coeficiente de Gini.

3. El asterisco refiere a un cambio en el coeficiente de Gini significativo al 95% de confianza. Se empleó la técnica de *bootstrap* con 200 replicaciones para construir los intervalos de confianza (entre paréntesis).

⁷ Los resultados de este estudio coinciden con las principales tendencias de desigualdad derivadas 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 implementó 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 otro lado, las estimaciones puntuales del Gini (sin Seguro de Salud) para Uruguay en este estudio son consistentes con las estimaciones de otros trabajos (Lustig *et al.*, 2011; Alves *et al.*, 2012).

3 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 concentran en analizar cuatro factores a través de 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 presentan algunas estadísticas básicas acerca de la evolución de estos factores que complementarán la interpretación de los resultados del ejercicio de descomposición.

3.1 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 lo tanto menos desigual la distribución del ingreso del hogar. En el primer bloque I. de columnas del Cuadro 5, se presentan para cada uno de los países el porcentaje de personas en hogares donde 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 período) 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 derivados de la seguridad social fueron aquellos con mayor número de perceptores en todos los países, a excepción de Chile. A su

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

vez, hacia finales de la década de 2000 se incrementó significativamente el porcentaje de personas de hogares beneficiarios Fuentes Públicas de ingreso, principalmente en Argentina, Brasil y Uruguay. En Argentina y Brasil, en la primera mitad de 2000 se observa un fuerte incremento en el porcentaje de personas que viven en hogares que reciben esta fuente de ingreso que coincide con la implementación de los programas PJJHD y Bolsa Familia, respectivamente. Sin embargo, en la segunda mitad del 2000 la tasa de cobertura de esta fuente de ingreso no cambió sustantivamente en ninguno de los países. En Uruguay, el incremento en la tasa de cobertura de la Fuente Pública de ingresos fue de casi 9 p.p. en los 2000, asociado básicamente al incremento de casi 19 p.p. que significó la ampliación en la cobertura del programa Asignaciones Familiares en todo el período (Alves *et al.*, 2012). Finalmente en Chile, la Reforma Previsional implementada en 2008 que amplió la población beneficiaria del Pensiones Asistenciales (Délano, 2010), explica el fuerte incremento en la cobertura de este programa hacia finales de la década.

3.2 Magnitud del ingreso de una fuente entre los perceptores

Aún cuando no existen variaciones en la cobertura de una fuente específica, la distribución del ingreso del hogar puede verse afectada a través de 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 el Cuadros 5, bloque II. de columnas, se presenta para los cuatro países el ingreso promedio per cápita 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 cápita en todo el período. 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 período. Si se considera que el grado

Cuadro 5 – Evolución de los factores que afectan la distribución del ingreso.

PANEL A - ARGENTINA

Fuentes de Ingreso	I. Cobertura			II. Magnitud			III. Desigualdad			IV. Asociación		
	% de Personas			Valor per cápita (USD PPP 2005)			Coeficiente de Gini			Coeficiente de Spearman		
	2001	2005	2009	2001	2005	2009	2001	2005	2009	2001	2005	2009
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
2. 1. Fuente Privada	9.3	11.1	9.7	152	124	146	65.0	69.6	72.6	-0.20	-0.12	-0.13
2. 2. Fuente Pública	23.9	38.7	41.7	188	110	135	64.6	68.0	69.3	-0.32	-0.44	-0.44
2. 2. 1. Seguridad Social	22.3	22.6	28.9	196	166	182	55.4	54.7	55.6	-0.31	-0.27	-0.33
2. 2. 2. Transferencias de Programas	-	13.6	6.7	-	23	15	29.8	27.1	31.0	-	-0.44	-0.30
2. 2. 2. 1. Plan Familias	-	13.6	6.7	-	23	15	29.8	27.1	31.0	-	-0.44	-0.30
2. 2. 3. Otros Ingresos Públicos	1.9	5.8	9.9	65	32	26	51.4	53.1	59.9	-0.08	-0.22	-0.32

PANEL B - BRASIL

Fuentes de Ingreso	I. Cobertura			II. Magnitud			III. Desigualdad			IV. Asociación		
	% de Personas			Valor per cápita (USD PPP 2005)			Coeficiente de Gini			Coeficiente de Spearman		
	2001	2004	2008	2001	2004	2008	2001	2004	2008	2001	2004	2008
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
2. 1. Fuente Privada	8.2	8.5	8.6	112	101	122	71.2	69.5	72.4	0.02	0.00	-0.01
2. 2. Fuente Pública	34.7	46.4	47.9	150	120	146	62.8	68.0	64.6	-0.25	-0.36	-0.38
2. 2. 1. Seguridad Social	29.9	29.9	31.5	172	178	209	58.6	56.8	54.7	-0.20	-0.20	-0.22
2. 2. 2. Transferencias de Programas	6.2	21.0	20.9	12	12	20	50.2	55.5	48.7	-0.22	-0.45	-0.48
2. 2. 2. 1. 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
2. 2. 3. 2. Bolsa Familia	5.8	19.6	18.9	9	8	12	44.0	42.1	26.5	-0.21	-0.45	-0.48
2. 2. 3. Otros Ingresos Públicos	0.0	0.0	0.0	56	89	85	23.7	57.4	52.6	0.00	0.00	0.01

PANEL C - CHILE

Fuentes de Ingreso	I. Cobertura			II. Magnitud			III. Desigualdad			IV. Asociación		
	% de Personas			Valor per cápita (USD PPP 2005)			Coeficiente de Gini			Coeficiente de Spearman		
	2000	2003	2009	2000	2003	2009	2000	2003	2009	2000	2003	2009
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
2. 1. Fuente Privada	45.2	43.4	40.3	86	72	72	64.2	72.4	69.0	0.26	0.27	0.38
2. 2. Fuente Pública	58.7	62.5	67.8	56	58	67	77.9	72.8	66.3	-0.36	-0.38	-0.43
2. 2. 1. Seguridad Social	17.2	24.6	24.6	170	129	135	50.9	51.4	50.0	-0.12	-0.16	-0.21
2. 2. 2. Transferencias de Programas	16.0	16.2	21.8	15	17	34	56.4	55.3	55.3	-0.42	-0.42	-0.35
2. 2. 2. 1. Subsidio Unico Familiar (SUF)	11.1	11.1	11.6	4	5	7	28.5	29.2	28.4	-0.40	-0.39	-0.27
2. 2. 2. 2. Bono de Protección (BP)	-	1.1	1.3	-	5	4	-	24.2	28.4	-	-0.12	-0.10
2. 2. 2. 3. Pensiones Asistenciales	6.5	6.4	11.1	30	33	59	34.5	34.7	34.1	-0.22	-0.22	-0.25
2. 2. 3. Otros Ingresos Públicos	37.9	38.0	48.5	4	4	9	35.7	40.0	40.9	-0.09	-0.12	-0.34

PANEL D - URUGUAY

Fuentes de Ingreso	I. Cobertura			II. Magnitud			III. Desigualdad			IV. Asociación		
	% de Personas			Valor per cápita (USD PPP 2005)			Coeficiente de Gini			Coeficiente de Spearman		
	2001	2005	2009	2001	2005	2009	2001	2005	2009	2001	2005	2009
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
2. 1. Fuente Privada	33.8	57.8	43.1	97	55	95	65.0	69.6	72.6	-0.17	-0.31	-0.17
2. 2. Fuente Pública	55.8	63.8	64.6	167	121	136	64.6	68.0	69.3	-0.38	-0.49	-0.56
2. 2. 1. Seguridad Social	40.9	40.9	34.9	220	183	234	55.4	54.7	55.6	-0.34	-0.38	-0.37
2. 2. 2. Transferencias de Programas	18.6	30.6	37.2	5	5	11	29.8	27.1	31.0	-0.31	-0.51	-0.60
2. 2. 2. 1. Asignaciones Familiares	18.6	30.6	37.2	5	5	11	29.8	27.1	31.0	-0.31	-0.51	-0.60
2. 2. 3. 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 sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), Agosto 2010.

de cobertura de las Transferencias de Programas Públicos en los cuatro países es significativo, al menos en términos relativos, seguramente el bajo monto promedio de la transferencia monetaria explique la reducida participación observada de esta fuente en el ingreso total del hogar en los cuatro países.⁹ Aún así, en el período 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.

3.3 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 el Cuadro 5, bloque III, 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 período analizado. Entre las Fuentes Públicas, los ingresos derivados 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 de la década de 2000, que principalmente se explica por la fuerte caída en la desigualdad

⁹ Debe considerarse que el impacto de cambios en una fuente de ingreso sobre 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 lo 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 impacto significativo sobre 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.

de esta fuente en la segunda mitad de 2000. Por otro lado, el grado de desigualdad entre los perceptores de ingresos no laborales (en su conjunto) aumentó en la década de 2000, a excepción de Chile. En general, a lo largo de este período la desigualdad entre los perceptores de Fuentes Privadas de ingresos aumentó, mientras que los componentes de la Fuente Pública de ingresos no han mostrado un patrón homogéneo entre países, ni a lo largo del período analizado.

3.4 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 períodos analizados (véase Cuadro 5, bloque IV.).¹²

En todos los países del CSAL se observa una correlación de orden negativa entre fuentes laborales y no laborales en la década de 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 cero y positiva, respectivamente, mientras que la correlación de la Fuente Pública con resto de las Fuentes del hogar (Privada y Laboral) es negativa en ambos casos. Al analizar los componentes de las Fuentes Públicas de

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, indicando asociaciones negativas y positivas respectivamente, y un valor igual 0 indica no correlación. El coeficiente se computa para cada fuente de ingreso específica en relación a (la suma de) todas las demás fuentes que conforman el ingreso total del hogar.

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 ésta 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 la década de 2000 la asociación entre la Fuente Pública No Laboral de ingresos y otras fuentes se redujo en los cuatro países.

4 Metodología

Para evaluar el impacto de variaciones en las fuentes de ingreso del hogar – a través de los cuatro factores presentados en la sección 3, sobre cambios en la desigualdad del ingreso, se aplica y extiende la metodología de descomposición no-paramétrica propuesta por Barros *et al.* (2006, 2007).¹³

4.1 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, donde y_t^j es la j -ésima fuente y $y_t^{M(-j)}$ (por simplicidad) representa el ingreso de las restantes fuentes de ingreso (o complemento)

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

donde N representa la población total. Por lo 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.

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

¹³ Barros *et al.* (2007) utilizan esta metodología para evaluar el impacto de cambios en los Ingreso No Laborales sobre 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 Taiwan en el período 1974-1994.

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 $A(\tau)_t^{Y^j, Y^{M(-j)}}$. Donde $A(\tau)_t^{Y^j, Y^{M(-j)}}$, 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:

$$(3) F^y(y_{it}^j, y_{it}^{M(-j)}) = D_t^y = \Phi(Y_t^{Y^j}, A(\tau)_t^{Y^j, Y^{M(-j)}}, Y_t^{M(-j)})$$

La distribución marginal Y_t^j , puede obtenerse a partir de dos características: una que separa los individuos que reciben (perceptores de) esta fuente de ingreso de quienes no la reciben; y otra relacionada a su distribución entre los perceptores (Barros *et al.*, 2007). En términos formales,

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

donde $q_t^{y^j}$ 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 períodos de tiempo. Adicionalmente, 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:

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

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

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

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: (a) cambios en el grado de asociación con las demás fuentes de ingreso ($\Delta A(\tau)^{Y^j, Y^{M(-j)}}$); (b) cambios en su propia distribución marginal (ΔY^j) como consecuencia de variaciones en los tres factores que la caracterizan: (b.i) la proporción de individuos que reciben la fuente (Δq^{y^j}), (b.ii) el valor medio de la fuente entre los perceptores ($\Delta \mu^{y^{j+}}$) y (b.iii) 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.

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

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

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

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 Adicionalmente, (8) no provee de 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

¹⁴ Esta característica (que también comparte la familia de descomposiciones paramétricas) se conoce en la literatura como *path dependence* e implica que las simulaciones no son independientes del período 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 sobre la cual el cambio se produce. Ésta 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 literatura, 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.

4.2 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 (o *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 $R(\tau)^{Y^j} = \#\{\tau : y^j(\tau) \leq y^j(\tau)\}$ 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:

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

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, $R(\tau)^{Y^{M(-j)}}$, a través de una función de asociación

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

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 pueden realizar dos tipos de simulaciones. Por un lado, pueden modificarse los ingresos de una fuente sin alterar las posiciones que ocupan los individuos en

su distribución, y por lo 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 sección 4.2.1). Por otro lado, 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 sección 4.2.2).

4.2.1 Distribución marginal contrafactual de una fuente de ingreso

El contrafactual de una fuente de ingresos puede obtenerse aplicando (9) de la siguiente manera:

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

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 sub-secciones explican los ejercicios contrafactuales que permiten aislar el efecto de los tres factores (b.i)-(b.iii) 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 q^{y^j} , 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 ($\mu_t^{y^{j+}}, L_t^{y^{j+}}$).

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

De esta simulación se deriva una distribución marginal contrafactual de y^j donde 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 a través de (8) se computa el efecto de este factor sobre 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 re-escalados por el ratio $\frac{\mu_t^{y^{j+}}}{\mu_t^{y^{j+}}}$.

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

$$(13) \quad y_{ic}^j = \begin{cases} 0 & \text{si } y_{it}^j = 0 \\ y_{ic}^{j+} \cdot \frac{\mu_t^{y^{j+}}}{\mu_t^{y^{j+}}} & \text{en otro caso} \end{cases} \quad \text{con } y_{ic}^{j+} = Y_t^{j+-1}(Y_t^{j+}(\tau))$$

Mientras que la distribución que surge de aplicar $y_{ic}^{j+} = Y_t^{j+-1}(Y_t^{j+}(\tau))$ está afectada por $\mu^{y^{j+}}$ y $L^{y^{j+}}$ en t' , estimar el efecto de esta última característica requiere construir una distribución contrafactual donde

$\mu^{y^{j+}}$ permanezca inalterada como en t . Para solucionar este problema se re-escala y_{iC}^{j+} 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 $L^{y^{j+}}$ entre t' y t sobre la desigualdad.

4.2.2 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 forma 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 , de tal manera de 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 sobre la desigualdad.

5 Resultados

Esta sección presenta los resultados de aplicar la metodología de descomposición para analizar el impacto que tuvieron los cambios en las fuentes de ingreso de los hogares sobre las variaciones en la desigualdad en la década de 2000 para los países del CSAL. Como ya fuera mencionado, los resultados del ejercicio de descomposición son sensibles al año base, por lo que para obtener una mayor robustez las estimaciones se computan utilizando como año base t y t' , alternativamente. Los Cuadros 6 y 7 reportan el promedio de los resultados utilizando como base los años t y t' . Los resultados se resaltan con negro 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 donde se reporta la estimación del cambio total del Gini observado en el período. Las columnas descomponen el efecto de cada fuente de ingreso sobre el cambio total en el coeficiente de Gini.¹⁶

5.1 Argentina

De acuerdo a la información que surge del Cuadro 6, Panel 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 la década de 2000. El efecto del cambio en la distribución marginal del Ingreso Laboral sobre la desigualdad total del ingreso en el período 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 p.p., si únicamente la distribución marginal de la fuente laboral de ingresos hubiera cambiado en ese período. Esta cifra refleja que el cambio en la distribución marginal del Ingreso Laboral tuvo un efecto igualador sobre 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

¹⁶ En los casos donde una fuente de ingreso no existe en el primer punto del tiempo del período analizado, únicamente se computa el efecto sobre 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.

este efecto es básicamente explicado por una mejora en el nivel de 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. Especialmente los cambios en su distribución marginal a través de un fuerte efecto igualador de variaciones en la cobertura de esta fuente. Este efecto es explicado por mejoras en la cobertura de los ingresos derivados de la Seguridad Social, principalmente en el período 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 del importante aporte 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 rol poco significativo. La caída observada en la cobertura de estos programas luego de la recuperación económica de la crisis del 2001/2002 tuvo un efecto desigualador en la segunda parte de la década de 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). Adicionalmente, la caída del beneficio promedio en los hogares donde al menos hay un perceptor de estas transferencias tuvo un impacto desigualador sobre 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 implementación de la AUH hacia fines de 2009 probablemente haya revertido esta tendencia (Cruces y Gasparini, 2010).¹⁷

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 sobre la distribución del ingreso en Argentina, de entre 1 p.p y 2 p.p del Gini en 2009 (45.5 p.p. según sus estimaciones).

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

5.2 Brasil

Los resultados del Cuadro 6, Panel 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 la década de 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 período 2001-2008 como en los dos sub-períodos.

Los cambios en la distribución marginal del Ingreso No Laboral también tuvieron un efecto igualador significativo sobre la distribución del ingreso del hogar en los 2000, incluso siendo tan importante como el aporte del Ingresos Laboral para explicar la caída de la desigualdad en el período 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 aporte tuvo entre el Ingresos No Laboral y si se considera el período 2001-2008, representa casi 3/4 partes del efecto observado en el Ingreso Laboral.

Al analizar la Fuentes 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, el aporte 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

Cuadro 6– Descomposición del cambio en el coeficiente de Gini: aporte de cada fuente de ingreso en el hogar a las variaciones en la desigualdad. Resultados promedio de cambiar el año base.

PANEL A - ARGENTINA

	Período 2001-2005					Período 2005-2009					Período 2001-2009				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	Cambios Asociación con otras fuentes de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente (ΔY^j)			Cambios Asociación con otras fuentes de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente (ΔY^j)			Cambios Asociación con otras fuentes de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente (ΔY^j)		
			Cobertura de la fuente de ingreso	Magnitud del ingreso entre los perceptores	Desigualdad entre los perceptores			Cobertura de la fuente de ingreso	Magnitud del ingreso entre los perceptores	Desigualdad entre los perceptores			Cobertura de la fuente de ingreso	Magnitud del ingreso entre los perceptores	Desigualdad entre los perceptores
$(\Delta A^{Y_i, YM^j})$	(ΔY^j)	(Δq^{ij})	$(\Delta \mu^{ij*})$	(ΔL^{ij*})	$(\Delta A^{Y_i, YM^j})$	(ΔY^j)	(Δq^{ij})	$(\Delta \mu^{ij*})$	(ΔL^{ij*})	$(\Delta A^{Y_i, YM^j})$	(ΔY^j)	(Δq^{ij})	$(\Delta \mu^{ij*})$	(ΔL^{ij*})	
<i>Efecto según Fuente de Ingreso</i>															
1. Ingreso Laboral	-0.6	-1.5	-0.1	0.1	-1.3	-0.3	-3.0	-0.3	0.3	-3.1	-0.8	-4.7	-0.4	0.3	-4.5
2. Ingreso No Laboral	0.1	-1.4	-2.2	0.4	0.4	-0.1	-0.3	-0.2	-0.3	0.1	-0.1	-1.6	-2.3	0.2	0.5
2. 1. Fuente Privada	0.2	-0.3	-0.3	0.0	0.0	-0.1	0.2	0.1	0.0	0.1	0.1	-0.1	-0.2	0.0	0.1
2. 2. Fuente Pública	0.0	-1.2	-2.1	0.6	0.5	-0.1	-0.6	-0.2	-0.4	0.1	-0.1	-1.6	-2.3	0.3	0.6
2. 2. 1. Seguridad Social	0.2	-0.5	-0.2	0.1	-0.4	-0.2	-0.7	-0.8	-0.1	0.2	0.1	-1.3	-1.0	0.0	-0.3
2. 2. 2. Transferencias de Programas	-0.1	-0.5	-	-	-	0.1	0.5	0.3	0.2	0.0	0.0	-0.2	-	-	-
2. 2. 2. 1. Plan Familias	-0.1	-0.5	-	-	-	0.1	0.5	0.3	0.2	0.0	0.0	-0.2	-	-	-
2. 2. 3. Otros Ingresos Públicos	0.0	-0.2	-0.4	0.2	0.1	0.0	-0.1	-0.2	0.1	0.0	-0.1	-0.3	-0.5	0.3	0.1
<i>Cambio total observado en el Gini</i>			-3.8					-4.2					-8.0		

PANEL B - BRASIL

	Período 2001-2004					Período 2004-2008					Período 2001-2008				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
	$(\Delta A^{Y_i, YM^j})$	(ΔY^j)	(ΔY^j)			$(\Delta A^{Y_i, YM^j})$	(ΔY^j)	(ΔY^j)			$(\Delta A^{Y_i, YM^j})$	(ΔY^j)	(ΔY^j)		
			(Δq^{ij})	$(\Delta \mu^{ij*})$	(ΔL^{ij*})			(Δq^{ij})	$(\Delta \mu^{ij*})$	(ΔL^{ij*})			(Δq^{ij})	$(\Delta \mu^{ij*})$	(ΔL^{ij*})
$(\Delta A^{Y_i, YM^j})$	(ΔY^j)	(Δq^{ij})	$(\Delta \mu^{ij*})$	(ΔL^{ij*})	$(\Delta A^{Y_i, YM^j})$	(ΔY^j)	(Δq^{ij})	$(\Delta \mu^{ij*})$	(ΔL^{ij*})	$(\Delta A^{Y_i, YM^j})$	(ΔY^j)	(Δq^{ij})	$(\Delta \mu^{ij*})$	(ΔL^{ij*})	
<i>Efectos según Fuentes de Ingreso</i>															
1. Ingreso Laboral	-0.5	-0.8	0.2	0.0	-1.0	-0.4	-1.3	0.1	0.0	-1.4	-0.8	-2.2	0.3	-0.1	-2.4
2. Ingreso No laboral	-0.3	-0.8	-1.4	-0.1	0.7	-0.3	-0.7	-0.1	0.0	-0.6	-0.6	-1.3	-1.5	0.0	0.2
2. 1. Fuente Privada	-0.1	-0.1	0.0	0.0	-0.1	0.1	0.2	0.0	0.1	0.1	0.0	0.1	0.0	0.0	0.0
2. 2. Fuente Pública	-0.2	-0.7	-1.5	0.0	0.8	-0.2	-0.9	-0.1	-0.1	-0.7	-0.5	-1.5	-1.7	0.0	0.2
2. 2. 1. Seguridad Social	-0.1	-0.3	0.0	0.0	-0.3	-0.2	-0.4	-0.2	0.1	-0.3	-0.3	-0.8	-0.2	0.1	-0.6
2. 2. 2. Transferencias de Programas	0.0	-0.5	-0.5	0.0	0.0	0.0	-0.5	0.0	-0.5	0.0	-0.1	-0.8	-0.5	-0.3	0.0
2. 2. 2. 1. Beneficio de Prestaciones (BPC)	0.0	-0.2	-0.2	0.0	0.0	0.0	-0.2	-0.1	-0.1	0.0	0.0	-0.3	-0.2	-0.1	0.0
2. 2. 3. 2. Bolsa Familia	0.0	-0.3	-0.3	0.1	0.0	0.0	-0.3	0.0	-0.3	0.0	-0.1	-0.4	-0.3	-0.1	0.0
2. 2. 3. Otros Ingresos Públicos	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
<i>Cambio total observado en el Gini</i>			-2.1					-2.4					-4.5		

Fuente: elaboración propia sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), Agosto 2010.

Nota: 1. El cambio observado en el coeficiente de Gini se encuentra multiplicado por cien.

2. El aporte de cada factor al cambio en la desigualdad se encuentra medido en puntos porcentuales del Gini.

3. Los valores en negrita corresponde a un efecto no robusto a cambios en el año base

4. Los cambios observados en el coeficiente de Gini del ingreso per cápita resultaron significativos al 95% de confianza. Se empleó la técnica de bootstrap con 200 replicaciones para construir los intervalos de confianza.

efecto igualador sobre la distribución del ingreso del hogar. El rol 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 el aporte del Bolsa Familias fue el cambio en el beneficio medio de este programa entre sus perceptores. Estos resultados confirman el fuerte impacto sobre la reducción de la desigualdad en la década de 2000 de las mejoras documentadas en la sección 3.1 y 3.2, tanto en la cobertura como en valor promedio per cápita del beneficio de las Transferencias de Programas Públicos.

Respecto al programa Bolsa Familias, es importante notar que más allá de que su participación en el ingreso total del hogar en 2008 era más de 100 veces menor en relación al Ingreso Laboral, la magnitud del efecto de cambios en la distribución de este último componente entre 2001 y 2008 ha sido sólo 5.5 veces mayor en relación al impacto del Bolsa Familias.

Finalmente, al igual que en Argentina los cambios en la asociación entre fuentes de ingreso tuvieron un efecto igualador sobre la distribución del ingreso del hogar en el período 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 2000 (véase sección 3.4). Este resultado podría sugerir mejoras en la “focalización” de las Transferencias de Programas Públicos.

5.3 Chile

El Cuadro 7, Panel 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 período 2000-2009. Este efecto fue más fuerte en magnitud en el período 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 sobre la

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

distribución del ingreso entre 2000 y 2009, contrarrestando el efecto desigualador de los cambios observados en su cobertura y el valor medio per cápita. El cambio en la distribución marginal del Ingreso No Laboral contribuyó positivamente a la caída de la desigualdad en la década de 2000, que es básicamente explicado por cambios en la distribución de la fuente pública de ingresos en el período. Este factor ha tenido un fuerte efecto igualador sobre la distribución del ingreso del hogar, siendo casi tan importante en magnitud como el efecto derivado 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 sobre la distribución del ingreso del hogar de cambios en el valor medio del beneficio entre los perceptores.

Al focalizarnos 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 sobre el agregado. El efecto de este factor ha sido fuertemente igualador sobre la distribución del ingreso del hogar en la década de 2000, en particular en el período 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 de la década. Como se discutió en la sección 3.1 y 3.2 estos resultados pueden estar relacionados a los cambios sobre estos dos parámetros (cobertura y monto del beneficio) del programa Pensiones Asistenciales introducidos en la Reforma Previsional del año 2008. En contraste, el aporte del SUF y del BP no tuvo efectos significativos sobre la dinámica de la desigualdad del ingreso en toda la década.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 ingresos del hogar (Agostini y Brown 2011; Larrañaga, 2007).

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

Los cambios en la asociación entre fuentes de ingreso tuvieron un efecto igualador sobre la distribución del ingreso del hogar en el período 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 sección 3.4).

5.4 Uruguay

En Uruguay los cambios en la distribución marginal del Ingreso Laboral tuvieron un efecto desigualador sobre la distribución del ingreso del hogar entre 2001 y 2005, y un efecto igualador en el período 2005-2009 (Cuadro 7, Panel D). Considerando toda la década de 2000, los cambios en esta fuente de ingresos fueron igualadores, pero a diferencia de lo observado en los otros países del CSAL, su aporte fue menos importante en relación al 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 jugaron un rol importante en la dinámica de la desigualdad del ingreso total. Este factor tuvo un efecto desigualador sobre la distribución del ingreso del hogar en el período 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 sobre 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, donde 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.

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 sobre la distribución del ingreso del hogar entre 2001 y 2009. Aunque este efecto parece concentrarse en la segunda mitad de la década. Por otro lado, los cambios en la distribución de las Transferencias de Programas Públicos tuvieron un fuerte impacto igualador. Mientras que el Gini observado aumentó 0.4 p.p. en el período 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 p.p. 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 este período. Estos efectos son particularmente importantes en el período 2005-2009, donde los cambios en el programa de Asignaciones Familiares tuvieron un fuerte impacto sobre la desigualdad total.²⁰

El incremento de casi 100% entre 2005 y 2009 en el monto promedio per cápita (en USD PPP05) en hogares con al menos un perceptor del Asignaciones Familiares fue el factor más importante a través del cual los cambios en la distribución de esta fuente de ingreso afectó la desigualdad total (véase sección 3.2). Como se señaló anteriormente, 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 diseño en el año 2008. A partir de entonces, la política de transferencias de ingreso a los hogares vulnerables básicamente se ha canalizado a través del sistema de Asignaciones Familiares (Arim *et al.*, 2009).

²⁰Si 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 p.p. en el Gini en el período 2001-2009. Para mayor detalle véase Bérgho (2011).

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

PANEL A - CHILE

	Período 2001-2005					Período 2005-2009					Período 2001-2009				
	(1)	(2)	(3) (4)		(5)	(6)	(7)	(8) (9)		(10)	(11)	(12)	(13) (14)		(15)
	Cambios Asociación con otras fuentes de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente (ΔY^j)		Desigualdad entre los perceptores	Cambios Asociación con otras fuentes de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente (ΔY^j)		Desigualdad entre los perceptores	Cambios Asociación con otras fuentes de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente de ingreso	Cambios Distribución Marginal de la fuente (ΔY^j)		Desigualdad entre los perceptores
($\Delta A^{Yj,YMj}$)	(ΔY^j)	(Δq^{Yj})	($\Delta \mu^{Yj+}$)	(ΔL^{Yj+})	($\Delta A^{Yj,YMj}$)	(ΔY^j)	(Δq^{Yj})	($\Delta \mu^{Yj+}$)	(ΔL^{Yj+})	($\Delta A^{Yj,YMj}$)	(ΔY^j)	(Δq^{Yj})	($\Delta \mu^{Yj+}$)	(ΔL^{Yj+})	
<i>Efectos según Fuentes de Ingreso</i>															
1. Ingreso Laboral	-0.2	1.4	0.6	0.1	1.1	-0.8	-4.2	0.4	0.4	-5.1	-1.0	-2.9	1.1	0.5	-4.1
2. Ingreso No laboral	-0.1	0.0	-0.2	0.0	0.2	-0.4	-1.4	0.2	0.0	-1.3	-0.6	-1.4	0.0	-0.1	-1.1
2.1. Fuente Privada	0.1	0.5	-0.1	0.0	0.6	0.6	-0.5	0.2	-0.3	-0.3	0.5	0.0	0.2	-0.3	0.2
2.2. Fuente Pública	0.0	-0.7	-0.2	-0.1	-0.4	-0.3	-1.6	-0.3	-0.6	-0.7	-0.2	-2.2	-0.4	-0.7	-1.1
2.2.1. Seguridad Social	-0.1	-0.6	-0.8	0.2	0.0	-0.2	-0.3	0.0	-0.1	-0.2	-0.3	-0.8	-0.8	0.1	-0.1
2.2.2. Transferencias de Programas	0.0	-0.1	0.0	-0.1	0.0	0.1	-0.7	-0.1	-0.6	0.0	0.1	-0.8	-0.1	-0.7	0.0
2.2.2.1. Subsidio Unico Familiar (SUF)	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.1	0.0	0.0	-0.1	0.0	-0.1	0.0
2.2.2.2. Bono de Protección (BP)	0.0	0.0	-	-	-	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-	-	-
2.2.2.3. Pensiones Asistenciales	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	-0.7	-0.3	-0.4	0.0	0.0	-0.8	-0.3	-0.5	0.0
2.2.3. Otros Ingresos Públicos	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.5	-0.2	-0.3	0.0	0.0	-0.5	-0.2	-0.4	0.0
<i>Cambio total observado en el Gini</i>			-0.9					-2.8					-3.6		

PANEL B - URUGUAY

	Período 2001-2005					Período 2005-2009					Período 2001-2009				
	(1)	(2)	(3) (4)		(5)	(6)	(7)	(8) (9)		(10)	(11)	(12)	(13) (14)		(15)
	($\Delta A^{Yj,YMj}$)	(ΔY^j)	(Δq^{Yj})	($\Delta \mu^{Yj+}$)	(ΔL^{Yj+})	($\Delta A^{Yj,YMj}$)	(ΔY^j)	(Δq^{Yj})	($\Delta \mu^{Yj+}$)	(ΔL^{Yj+})	($\Delta A^{Yj,YMj}$)	(ΔY^j)	(Δq^{Yj})	($\Delta \mu^{Yj+}$)	(ΔL^{Yj+})
<i>Efectos según Fuentes de Ingreso</i>															
1. Ingreso Laboral	-0.6	1.6	0.4	0.1	1.1	1.2	-1.7	-0.6	0.1	-1.1	0.6	-0.3	-0.2	0.0	0.0
2. Ingreso No laboral	-0.7	-1.3	-1.2	-0.1	0.0	1.1	0.9	-0.4	0.0	1.3	0.5	-0.2	-1.4	0.0	1.2
2.1. Fuente Privada	-0.2	-1.0	-1.3	0.1	0.3	0.5	1.0	0.7	0.0	0.3	0.4	0.0	-0.4	0.0	0.5
2.2. Fuente Pública	-0.5	-0.3	-0.9	-0.2	0.8	-0.2	0.3	-0.3	0.0	0.6	-0.7	0.2	-1.1	0.1	1.3
2.2.1. Seguridad Social	-0.5	-0.3	0.0	-0.2	-0.1	0.0	1.1	0.8	0.2	0.1	-0.5	0.8	0.8	0.0	0.0
2.2.2. Transferencias de Programas	-0.1	-0.2	-0.1	0.0	0.0	0.0	-0.7	-0.1	-0.5	0.0	-0.1	-0.6	-0.3	-0.4	0.0
2.2.2.1. Asignaciones Familiares	-0.1	-0.2	-0.1	0.0	0.0	0.0	-0.7	-0.1	-0.5	0.0	-0.1	-0.6	-0.3	-0.4	0.0
2.2.3. Otros Ingresos Públicos	0.0	0.2	0.2	0.0	0.0	-0.1	-0.3	-0.5	0.4	0.1	-0.1	0.0	-0.4	0.3	0.1
<i>Cambio total observado en el Gini</i>			-0.5					0.9					0.4		

Fuente: elaboración propia sobre la base de SEDLAC (CEDLAS y Banco Mundial), Agosto 2010.

Nota: 1, 2, 3 igual a Cuadro 6.

4. Los cambios observados en el coeficiente de Gini del ingreso per cápita resultaron significativos al 95% de confianza para los períodos 2005-2009, y 2001-2009 en Chile; y 2005-2009 en Uruguay. Se empleó la técnica de bootstrap con 200 replicaciones para construir los intervalos de confianza.

6 Comentarios Finales

La década de 2000, a excepción de Uruguay, reflejó una clara reducción en los niveles de desigualdad de ingresos de los países del CSAL, logrando revertir en algunos de ellos la tendencia negativa observada en la década anterior. Durante este período, las fuentes de ingreso han modificado su participación en el ingreso total del hogar. Se ha constatado que la participación de las fuentes públicas en el Ingreso No Laboral se incrementó en los cuatro países, lo cual ha estado fuertemente vinculado al aumento en las transferencias de los programas públicos en los que este estudio se ha focalizado.

Aplicando una metodología de descomposición no-paramétrica se ha evaluado la importancia de cambios en las fuentes de ingreso del hogar sobre la dinámica de la desigualdad observada en la década de 2000. Los resultados de este análisis sugieren que los cambios en la distribución marginal del ingreso laboral han sido la principal fuerza que explica las variaciones en la desigualdad en la década de 2000, para los países del CSAL, excepto en Uruguay. Esto es esperable debido a la importante participación de esta fuente en el ingreso total de los hogares. El principal factor que explica este efecto es la caída (especialmente, en la segunda mitad de la década) en el grado de desigualdad entre los perceptores de esta fuente de ingreso.

Por otro lado, los resultados de este estudio han aportado evidencia del importante rol igualador que tuvieron las transferencias estatales en los cambios de la distribución del ingreso en la década de 2000 en estos países. La evidencia muestra que los cambios en la distribución del Ingreso No Laboral tuvieron un aporte significativo a la dinámica de la desigualdad en los 2000 y que este impacto fue explicado principalmente por el efecto igualador de la expansión de la cobertura sobre la distribución del ingreso. La dinámica de los cambios en esta fuente de ingreso y su impacto sobre la desigualdad parece haber estado fuertemente asociado a la implementación 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 concentró en la primer parte de los 2000 (Plan Familias), en Chile (Pensiones

Asistenciales) y Uruguay (Asignaciones Familiares) lo hizo en la segunda parte de esta década. Por otro lado, 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 sobre la desigualdad en todos los países del CSAL, a excepción de Uruguay.

Estos resultados parecerían señalar que políticas tendientes a ampliar los tradicionales Sistemas de Protección Social, en particular a través de la implementación de programas de transferencias contributivos, representan una interesante estrategia para abordar simultáneamente dos objetivos importantes en términos de bien-estar: brindar mayor protección a la población vulnerable y mejorar la distribución del ingreso. Igualmente, por sí solas las políticas de transferencia de ingresos parecen ser aún insuficientes para reducir la fuerte desigualdad de ingresos en los países de América Latina y en particular, para romper con la persistente desigualdad de oportunidades que caracteriza a esta región (Bourguignon *et al.*, 2007).

7 Bibliografía

- Alves, G., V. Amarante, G. Salas, A. Vigorito (2012). “La desigualdad del ingreso en Uruguay entre 1986 y 2009. Documento de Trabajo 04/12 del IECON, UDELAR, Montevideo.
- Agostini, C., P. Brown (2011). “Cash Transfers and Poverty in Chile”. *Journal of Regional Science* 51(3): 604-625.
- Arim, R. , G. Cruces, A. Vigorito (2009). “Programas sociales y transferencias de ingresos en Uruguay: los beneficios no contributivos y las alternativas para su extensión.” Serie de Políticas Sociales No146, División de Desarrollo Social-CEPAL, Santiago de Chile.

- Barros, Ricardo, M. de Carvalho, S. Franco, R. Mendonça (2006). “Uma análise das principais causas da queda recente na desigualdade de renda brasileira”. *Econômica*, UFF, v. 8, n. 1: 117-147. Brasília.
- _____ (2010). “Markets, the state and the dynamics of inequality: Brazil’s case study”. En Lopez-Calva, L. F., N. Lustig (Eds.). *Declining Inequality in Latin America. A decade of Progress?*, Brookings Institution Press and United National Development Programme, Washington D.C.
- Barros, R., M. de Carvalho, S. Franco (2007). “O papel das transferências públicas para a queda recente da desigualdade de renda brasileira”. En Barros R., M. Foguel, y G. Ulysea (Eds.). *Desigualdade de Renda no Brasil: uma análise da queda recente*. Cap. 16, Volume 2: 41-86. 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 No 30. Observatory on Structures and Institutions of Inequality in Latin America, University of Miami.
- Bourguignon F., F. Ferreira, N. Lustig (2004). *The microeconomics of income distribution dynamics in East Asia and Latin America*. Washington, The World Bank.
- Bourguignon, F., F. Ferreira, M. Walton (2007). “Equity, Efficiency and Inequality Traps: A Research Agenda”, *Journal of Economic Inequality* 5 (2), pp. 235–256.
- CEPAL (2006), *La protección social de cara al futuro: Acceso, financiamiento y solidaridad*, Santiago, CEPAL.
- Cruces, G. y L. Gasparini (2008). “Programas sociales en Argentina: Alternativas para la ampliación de la cobertura”, Documento de Trabajo No 77, CEDLAS, Universidad de La Plata.
- Cruces, G., L. Gasparini (2010). “Las asignaciones universales por hijos en Argentina. Impacto, discusión y alternativas”, *Económica*, Vol. LVI, Enero-Diciembre 2010:105-146..
- 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): 381-403.

- Gasparini, L., F. Gutiérrez, L. Tornarolli (2007). "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: evidence from household surveys". *Review of Income and Wealth* 53 (2): 209-245.
- Gasparini L., Cruces G., L. Tornarolli (2011). "Recent Trends in Income Inequality in Latin America". *Economia* 11(2): 147-190.
- Larrañaga, O. (2007). "Qué puede esperarse de la política social en Chile". Series de Documento de trabajo, SDT 245, Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Larrañaga, O., R. Herrera (2008). "Los recientes cambios en la desigualdad y la pobreza en Chile". *Estudios Públicos* 109: 149- 186.
- López-Calva, L.F., N. Lustig (2010). *Declining Inequality in Latin America. A decade of Progress?*, Brookings Institution Press and United National Development Programme, Washington D.C.
- Lustig , N., L. F. Lopez-Calva, E. Ortiz-Juarez (2011). "The Decline in Inequality in Latin America: How Much, Since When and Why". Tulane University Economics Working Paper 1118, Tulane University.
- Soares, S., R. Osorio, F. Soares, M. Medeiros, E. Zepeda (2009), "Conditional Cash Transfers in Brazil, Chile and Mexico: Impacts upon Inequality", *Estudios Económicos*, número extraordinario: 207-224.