

C | E | D | L | A | S

Centro de Estudios
Distributivos, Laborales y Sociales

Maestría en Economía
Universidad Nacional de La Plata



Distribución del Ingreso en América Latina: Explorando las Diferencias entre Países

Francisco Haimovich, Hernán Winkler y Leonardo
Gasparini

Documento de Trabajo Nro. 34
Marzo, 2006

Distribución del Ingreso en América Latina: Explorando las Diferencias entre Países

Francisco Haimovich *
Hernán Winkler
Leonardo Gasparini

CEDLAS¹
Universidad Nacional de La Plata

Resumen

Este trabajo caracteriza las diferencias entre las distribuciones del ingreso de las áreas urbanas de América Latina a través de descomposiciones aplicadas sobre microdatos de las encuestas de hogares de los países de la región. Los resultados indican que las diferencias entre países en los retornos a la educación formal y a factores inobservables en términos de salarios horarios dan cuenta de gran parte de las diferencias entre las distribuciones del ingreso per cápita de las economías de la región. Las diferencias en términos de horas trabajadas, empleo, fecundidad, diferencias salariales por género y edad, y aun de estructura educativa parecen tener, en promedio, un papel algo menor.

Palabras clave: distribución, ingreso, pobreza, América Latina, descomposiciones,
Códigos JEL: I3, D3, D6

* E-mails: fhaimovich@depeco.econo.unlp.edu.ar, hwinkler@depeco.econo.unlp.edu.ar y leonardo@depeco.econo.unlp.edu.ar

¹ CEDLAS es el Centro de Estudios Distributivos de la Universidad Nacional de La Plata (Argentina). www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas

1. Introducción

Existe abundante evidencia empírica que sugiere que, al compararse con el resto del mundo, las economías latinoamericanas se caracterizan por su elevado nivel de desigualdad en la distribución del ingreso (IADB, 1998, Bourguignon y Morrison, 2003, World Bank, 2005). Si bien comparten ese rasgo, las distribuciones del ingreso latinoamericanas no son todas iguales. Al interior de la región existe una significativa diversidad en la posición y forma de las distribuciones del ingreso nacionales. Mientras que el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar es 0.451 en Uruguay (ECH, 2003), resulta sustancialmente mayor en Nicaragua: 0.551 según la EMNV, 2001. Las diferencias parecen aun más marcadas al comparar pobreza: mientras que la tasa de incidencia en las áreas urbanas medida con una línea de USD 2 por día a PPP en Uruguay es de 7.4%, en Nicaragua es de 42.4%.

Las razones de estas diferencias son múltiples y complejas. La distribución del ingreso en un país es producto de la interacción de innumerables factores económicos, demográficos, sociales e institucionales. Comprender las razones profundas que moldean una distribución es una tarea enormemente compleja. Naturalmente también lo es el indagar sobre las razones de las diferencias distributivas entre países. La distribución del ingreso de Uruguay es diferente a la de Nicaragua por variadas razones, muchas de las cuales tienen una profunda raíz histórica.

Este trabajo realiza un aporte modesto al estudio de las diferencias distributivas entre países de América Latina, mediante la aplicación de ejercicios de microsimulaciones. Específicamente, el trabajo cuantifica el cambio en la distribución del ingreso en un país en la situación contrafáctica en la que ese país compartiera alguna característica del proceso de generación de ingresos promedio para la región. ¿Cómo cambiaría la distribución del ingreso en Uruguay si la distribución de años de educación fuera igual a la del promedio latinoamericano? ¿Cómo se afectaría la distribución en Nicaragua si los retornos salariales a la educación tomaran el valor promedio de la región?

Las respuestas a estas preguntas no explican por qué la distribución del ingreso de Uruguay difiere de la de Nicaragua, pero contribuyen a caracterizar esas diferencias, y por ende son un paso esencial en el largo proceso de comprensión de las mismas.

Este trabajo reporta los resultados de ejercicios de microsimulaciones semejantes a los mencionados arriba utilizando microdatos de encuestas de hogares de 17 países de América Latina realizadas mayoritariamente en el período 2000-2003.

Este no es el primer trabajo que pretende caracterizar diferencias distributivas entre países. Székely y Hilgert (2001), por ejemplo, realizan descomposiciones agregadas para un conjunto de 15 países de la región. Por su parte, Bourguignon *et al.* (2003) restringen la muestra a Brasil, México y Estados Unidos, pero profundizan el análisis, aplicando microdescomposiciones econométricas. Nuestro trabajo sigue en parte esa metodología, pero la aplica al conjunto de todos los países de la región. Adicionalmente, se estudian factores no incorporados en el trabajo de Bourguignon *et al.* (2003).

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección 2 se presentan estadísticas distributivas básicas para la muestra de encuestas de hogares de 17 países. La sección 3 delinea la metodología de microsimulaciones aplicada en el trabajo y sus limitaciones. Las secciones 4 y 5 constituyen el núcleo del artículo: en la primera se discuten las diferencias entre países respecto de varios determinantes directos de los ingresos y el número de hijos, mientras que en la segunda se presentan los resultados de los ejercicios de descomposición para cada país. Se concluye en la sección 6 con las líneas futuras de investigación y comentarios finales.

2. Las distribuciones en América Latina

Las encuestas de hogares constituyen la principal fuente de información para estudios distributivos. La gran mayoría de los países de América Latina realizan periódicamente encuestas de hogares destinadas a relevar la situación socioeconómica de sus habitantes. En este trabajo utilizamos encuestas de hogares recientes de 17 países de América Latina: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Las encuestas son parte de la base SEDLAC (Socio-economic database for Latin America and the Caribbean) de CEDLAS y el Banco Mundial, que abarca más de 100 encuestas en 21 países de América Latina y el Caribe en el período 1989-2004. En este trabajo el análisis se limita a alguna encuesta del período 1998-2003 (en general, la última disponible) en cada uno de los 17 países de América Latina. El cuadro 2.1 reporta las principales características de las encuestas usadas. Estas abarcan el período 2000-2003.² La elección de los años utilizados en cada país depende de la disponibilidad de datos y de la coyuntura económica.

Nuestro análisis se limita a las áreas urbanas de cada país. Parte de las desigualdades internas en cada país surgen de las diferencias entre las áreas urbanas y rurales, las cuales presentan características productivas bien diferenciadas. En esta etapa del proyecto, y para limitar el rango posible de interpretaciones de los resultados, nos restringimos a las áreas urbanas de los países latinoamericanos.

El trabajo analiza diferencias en la distribución del ingreso per cápita familiar entre las áreas urbanas de los países de la región. Si bien existen alternativas al uso de la distribución del ingreso per cápita, esta variable es la más utilizada tanto para hacer comparaciones de desigualdad, como para realizar comparaciones de pobreza, en particular entre países donde las encuestas de gasto/consumo no son frecuentes. Las líneas de USD1 y USD2 por día utilizadas extensamente para comparaciones entre países, y recomendadas para monitorear los Objetivos del Milenio de Naciones Unidas, se aplican sobre la distribución del ingreso per cápita (en ausencia de datos de consumo).

Las bases SEDLAC incluyen variables de ingreso construidas de manera consistente entre países. En particular, se han realizado esfuerzos para que el ingreso total familiar incluya ítems semejantes en cada país y para que la información se procese con la misma metodología. Los detalles sobre la construcción del ingreso están en la página web del SEDLAC (www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/sedlac). De cualquier forma, y pese a esos esfuerzos, dado que los cuestionarios de las encuestas de hogares y ciertos procedimientos aplicados por los Institutos de Estadística nacionales difieren entre países, las estadísticas de ingreso construidas no son perfectamente comparables. Surge entonces un trade-off entre cobertura y rigurosidad. En este trabajo hemos privilegiado la inclusión de los 17 países de la región, al precio de perder rigurosidad en la comparación.³

La distribución del ingreso en cada país es, entonces, en nuestro trabajo un vector que indica el valor del ingreso per cápita familiar de cada individuo que habita un área urbana del país. Esta distribución la representamos mediante estimaciones no paramétricas de su función de densidad, y la analizamos en dos de sus dimensiones: la desigualdad y la pobreza. En particular, y por razones de espacio, el análisis se limita a los dos indicadores más extendidos: el coeficiente de Gini como medida de desigualdad, y la tasa de incidencia

² La excepción es Ecuador, 1998.

³ El principal problema metodológico, posiblemente, es la inclusión de Chile, país en el que se ajustan los datos de la encuesta para hacerlos consistentes con Cuentas Nacionales. Este ajuste magnifica la desigualdad y reduce la pobreza registrada (ver Pizzolitto, 2005).

de la pobreza calculada con la línea de 2 dólares diarios a poder de paridad de compra (PPP) como medida de pobreza.⁴

La figura 2.1 muestra las estimaciones utilizando técnicas de kernels de la función de densidad del logaritmo del ingreso per cápita familiar en cada país (áreas urbanas). Las distribuciones difieren significativamente en términos de posición central y dispersión, lo cual naturalmente se traduce en diferencias significativas en términos de desigualdad y pobreza.

El cuadro 2.2 reporta las diferencias en desigualdad, medidas por el coeficiente de Gini, entre países. Este indicador recorre un extenso rango, desde 0.441 en Venezuela hasta 0.573 en las zonas urbanas de Brasil. La estimación del Gini es acompañada del desvío estándar, el coeficiente de variación y los intervalos de confianza. Si bien en algunos casos éstos se superponen (ej. Nicaragua y Panamá), sugiriendo diferencias no significativas entre países, en varios casos las diferencias resultan estadísticamente muy significativas.

El cuadro 2.3 repite el análisis para la tasas de incidencia de la pobreza. La pobreza urbana es relativamente baja en Uruguay, Costa Rica, Chile y Panamá, mientras que supera el 30% en países como Bolivia y Nicaragua. La diferencias entre países en muchos casos son estadísticamente significativas.

La próxima sección delinea una metodología para caracterizar parte de estas diferencias en las distribuciones de ingresos de la región.

3. Las microsimulaciones

Como se discutió en la introducción, entender con profundidad las diferencias distributivas entre países es una tarea ciclópea, dado que éstas provienen de una multiplicidad de razones históricas, institucionales, sociales y económicas. En este trabajo se contribuye a la caracterización de estas diferencias mediante la aplicación de microsimulaciones. La idea central es sencilla. Lo que se pretende estimar es el cambio en la distribución del ingreso en un país j si algún elemento en el proceso generador de ingresos de ese país tomara el valor o la estructura del promedio latinoamericano.

Este ejercicio de microsimulaciones se inserta en una literatura iniciada por Blinder (1973) y Oaxaca (1973), y continuada por Juhn, Murphy y Pierce (1993) y más recientemente en Bourguignon, Ferreira y Lustig (eds.) (2004). En particular, Bourguignon, Ferreira y Leite (2004) realizan microsimulaciones para estudiar las diferencias en las distribuciones de Brasil, Mexico y Estados Unidos.

Sea D_p la distribución del ingreso familiar per cápita (y) entre los N_p individuos de un país p

$$(1) \quad D_p = \{y_{1p}, y_{2p}, \dots, y_{N_p}\}$$

El ingreso per cápita del individuo i (y_{ip}) es el cociente entre el ingreso total familiar del hogar h al que pertenece i (Y_{hp}) y el número de integrantes de ese hogar (H_{hp}). El ingreso total familiar es la suma de los ingresos – laborales (L) y no laborales (NL) - de todos los miembros del hogar:

$$(2) \quad Y_{hp} = \sum_{\forall j \in h} (Y_{jp}^L + Y_{jp}^{NL})$$

Se asume que los ingresos no laborales están dados exógenamente. El ingreso laboral es el producto del ingreso laboral horario (w) por el número de horas trabajadas (L).

⁴ Ver Cowell (2000), Deaton (1997) y Lambert (2002) para una discusión de estas medidas e indicadores alternativos y la página del SEDLAC (www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas/sedlac) para detalles sobre su cómputo con microdatos de las encuestas de hogares de América Latina.

$$(3) \quad Y_{ip}^L = w_{ip} \cdot L_{ip}$$

Tanto w como L dependen de características observables (X_{ip}) y no observables (ε_{ip}) para el analista, y de los vectores de parámetros β_p y λ_p que determinan la forma en que las características observables afectan a los ingresos horarios y a las horas trabajadas, respectivamente, en el país p . De esta forma, el ingreso laboral del individuo i puede representarse por la ecuación (4).

$$(4) \quad Y_{ip}^L = Y(X_{ip}, \varepsilon_{ip}; \beta_p, \lambda_p)$$

El tamaño de la familia, a su vez, es determinado por ciertas características observables del hogar (Z_{hp}), por ejemplo el nivel educativo y edad del núcleo conyugal, ciertas características inobservables (e_{hp}), y el vector de parámetros η_p que describe las decisiones de fecundidad. Formalmente,

$$(5) \quad H_{hp} = H(Z_{hp}, e_{hp}; \eta_p)$$

Combinando las ecuaciones anteriores se obtiene

$$(6) \quad y_{ip} = F(\{X_{jp}\}_{j \in h}, Z_{hp}, \{\varepsilon_{jp}\}_{j \in h}, e_{hp}, \{Y_{jp}^{NL}\}_{j \in h}; \beta_p, \lambda_p, \eta_p) \quad \forall i \in h$$

donde X y Z pueden tener variables en común. Cambiando todos o algunos de los argumentos de la ecuación (6) es posible simular ingresos. Por ejemplo, la ecuación (7) representa el ingreso per cápita que un individuo del hogar h en el país p habría tenido si los parámetros que determinan los salarios horarios (β_p) hubieran tomado el valor promedio para el total de países latinoamericanos (β_{AL}), y todo lo demás quedara fijo en sus valores del país p .

$$(7) \quad y_{ip}(\beta_{AL}) = F(\{X_{jp}\}_{j \in h}, Z_{hp}, \{\varepsilon_{jp}\}_{j \in h}, e_{hp}, \{Y_{jp}^{NL}\}_{j \in h}; \beta_{AL}, \lambda_p, \eta_p) \quad \forall i \in h$$

La distribución entre individuos del ingreso per cápita simulado a través de este ejercicio (distribución simulada) viene dada por la ecuación (8).

$$(8) \quad D_p(\beta_{AL}) = \{y_{1p}(\beta_{AL}), y_{2p}(\beta_{AL}), \dots, y_{Np}(\beta_{AL})\}$$

El objetivo del ejercicio propuesto es comparar las distribuciones (1) y (8) en función de algún indicador distributivo I (pobreza o desigualdad)

$$(9) \quad I(D_p(\beta_{AL})) - I(D_p)$$

donde $I(D)$ es un indicador de alguna dimensión de la distribución D . Supongamos que I representa la tasa de incidencia de la pobreza. En ese caso la ecuación (9) se interpreta como el impacto directo sobre la pobreza de un cambio en el país p a una situación contrafáctica en la que este país compartiera el vector de parámetros β correspondiente al promedio latinoamericano. La ecuación (9) indica cuánto cambiaría la pobreza en p si ese país se pareciera al promedio latinoamericano sólo en términos del vector β . Naturalmente, si algún fenómeno generase que el país p convergiera a los parámetros β_{AL} es altamente probable que otros elementos de la función generadora de ingresos (6) también se alterasen. Estos efectos encadenados sólo pueden estudiarse en un modelo de equilibrio general computable, y están fuera del alcance de este trabajo. Los resultados deben interpretarse, entonces, como ilustrativos sólo del impacto distributivo directo del cambio en algún elemento de la función generadora de ingresos.

Para realizar las simulaciones descritas en esta sección es necesario estimar modelos de ingresos laborales y de fecundidad. En este punto el trabajo sigue la metodología de Gasparini *et al.* (2005), y Gasparini y Marchionni (2005). En particular, se estiman ecuaciones de salarios horarios y horas trabajadas en una especificación correspondiente a un modelo "Tobit Type III", i.e. se estima la ecuación de salarios por el método de Heckman máximo verosímil, usando una versión censurada de la ecuación de horas como ecuación de selección, y se estima la ecuación de horas por el método Tobit. Las decisiones de fecundidad de un hogar se modelan de acuerdo a un proceso de Poisson, a partir del cual es posible estimar consistentemente los parámetros η por el método de máxima verosimilitud.

4. Determinantes directos: una primera aproximación

Las diferencias entre los ingresos per cápita de las personas en un país p dependen de múltiples factores. Como se discutió en la sección 3 este estudio se concentra en los determinantes directos de dos componentes del ingreso per cápita: el ingreso laboral individual y el número de hijos en la familia. El ingreso laboral es dividido en sus dos componentes: salario y horas trabajadas. Este estudio se concentra sólo en unos pocos determinantes directos de salarios y horas: la educación formal, el género, la edad y factores inobservables.

Salarios

El cuadro 4.1 presenta los resultados de estimar ecuaciones de Mincer con el logaritmo del salario horario como variable dependiente, estimadas utilizando el método de Heckman para corregir por sesgo de selección.⁵ En la última columna del cuadro se reportan los coeficientes promedio (sin ponderar) para América Latina. Las variables independientes incluyen dummies educativas que captan intervalos de años de educación, donde la categoría omitida incluye a aquellos con menos de 6 años de educación formal. También se incluye la edad, edad al cuadrado, una variable binaria para indicar el género, y otra para indicar si el individuo es asalariado. Asimismo, se incluyen dos conjuntos adicionales de variables dummies: uno de ellos para reflejar el sector de actividad y otro para captar diferencias regionales en el salario horario. Además de estas variables, la ecuación de selección también incluye variables que reflejan el estado civil, el número de hijos y la asistencia a un establecimiento educativo. Siguiendo a Bourguignon *et al.* (1999) se supone que el proceso de decisión de participar en el mercado laboral tiene una forma secuencial dentro del hogar. Es decir, los cónyuges tienen en cuenta el estado ocupacional del jefe de

⁵ Por razones de espacio, el cuadro sólo presenta los resultados para los jefes de hogar. Los resultados para otros miembros del hogar están disponibles para quien lo solicite.

hogar al momento de decidir si incorporarse o no al mercado laboral. Los demás miembros del hogar tienen en cuenta tanto la condición ocupacional del jefe como la del cónyuge al momento de tomar dicha decisión.

La figura 4.1 ordena a los países según el nivel de pobreza e ilustra el salario horario esperado en cada país para un jefe de hogar hombre, con 40 años de edad y primaria completa. Así, diferencias en dicho salario se pueden atribuir únicamente a diferencias en los coeficientes de la ecuación de Mincer entre países, dado que las características del individuo se mantienen constantes. El salario esperado por este trabajador “estándar” es sustancialmente mayor en países como Argentina, Costa Rica, República Dominicana y Chile, y relativamente bajo en Bolivia, El Salvador, México y Nicaragua.

Retornos salariales a la educación

El cuadro 4.1 indica que los coeficientes estimados de las dummies educativas son positivos, significativos y crecientes en el nivel educativo para casi todas las categorías y países considerados. Es interesante notar que estos “retornos salariales a la educación” son muy heterogéneos entre los países considerados. En un extremo están países como Brasil y Guatemala, donde un jefe de hogar con 12 años de educación tiene un salario horario esperado de alrededor de un 110% mayor al de uno con menos de 6 años de educación, manteniendo todas las demás variables constantes. En el otro extremo hay países como Perú o la República Dominicana, donde dicho porcentaje asciende a sólo un 47%. En la última columna se encuentran los retornos a la educación promedio de Latinoamérica. Puede notarse que en promedio el salario horario esperado de un individuo con las características antes mencionadas es un 68% mayor que el de un individuo con menos de 6 años de educación. Por lo tanto, es de esperar que si los retornos a este nivel educativo en Brasil o Guatemala fueran iguales al promedio latinoamericano, entonces la brecha entre estos dos grupos educativos disminuya.

La figura 4.2 ordena a los países según el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso per cápita familiar, y reporta para cada uno de ellos los salarios relativos para distintos niveles educativos. Los puntos negros (blancos) indican el salario horario esperado de un jefe de hogar hombre con 40 años de edad y con más de 15 años de educación (con 12 años de educación), dividido por el salario horario esperado de un individuo con las mismas características pero con menos de 6 años de educación. Las dos líneas de puntos horizontales representan el promedio de dichos salarios relativos para América Latina. La brecha entre niveles educativos es mayor cuanto más lejos se encuentren dichos puntos del eje horizontal y/o cuanto más alejados se encuentren entre sí. Puede notarse que, en general, en los países de baja desigualdad (a la izquierda del gráfico) esta brecha es más reducida que para el promedio de la región.

Brecha salarial por género

El valor del coeficiente que acompaña a la variable binaria hombre en las ecuaciones de Mincer indican cuanto mayor es, porcentualmente, el salario esperado de un hombre en relación al de una mujer, manteniendo los demás factores constantes. Mientras que en Argentina, Venezuela y Colombia la diferencia porcentual entre el salario horario de hombres y mujeres es menor que para el promedio de América Latina, lo contrario sucede en Guatemala, Ecuador y Brasil. En principio si se impusiera al primer grupo de países la brecha salarial por género condicional promedio de Latinoamérica, entonces la desigualdad en la distribución del ingreso laboral individual aumentaría. Es, en cambio, más difícil pronosticar el impacto final en la distribución del ingreso per cápita familiar, ya que éste dependerá de la posición de las trabajadoras mujeres en la distribución del ingreso per cápita.

Retornos salariales a la experiencia/edad

En este trabajo se utiliza la edad del individuo como proxy de sus años de experiencia en el mercado laboral. Como se desprende del cuadro 4.1 el perfil de edad-salarios tiene la forma de U invertida en casi todos los países. Cuanto mayor es la pendiente de la curva salario-edad, mayor es la brecha de ingresos entre trabajadores jóvenes y viejos. Por ejemplo, de acuerdo a la figura 4.3, si Panamá compartiera los retornos a la experiencia promedio de América Latina, entonces la desigualdad en la distribución de los ingresos laborales seguramente caería, dado que la curva de salarios-edad de ese país se ubica por encima del promedio de la región. Lo contrario se esperaría en un país como Nicaragua, cuya curva de salarios-edad tiene una pendiente menor que el promedio. Como en el caso de la brecha salarial por género, el efecto final sobre la distribución del ingreso per cápita depende de la ubicación de los trabajadores jóvenes y viejos en la distribución de esa variable.

Inobservables

Las ecuaciones de salarios permiten estimar los retornos a factores observables como la educación y la experiencia. Al mismo tiempo, suele interpretarse que el término de error captura el efecto conjunto de la dotación de factores inobservables y su “precio” de mercado. Bajo los supuestos usuales sobre dicho término (normalidad, esperanza poblacional igual a cero, etc.) las diferencias entre cada país y América Latina en este aspecto pueden resumirse en la varianza del término de error. En el cuadro 4.1 se reporta el desvío estándar del término de error de las ecuaciones de salarios (“sigma”). Este término alcanza sus valores mínimos en Argentina, Costa Rica y República Dominicana, mientras que alcanza los valores más altos en Brasil, Bolivia, Nicaragua y Perú. Estas diferencias pueden apreciarse mejor en la figura 4.4. Nótese que los países menos desiguales (situados a la izquierda del gráfico) tienden a tener una dispersión en los inobservables menor al promedio regional. Si se asignara a estos países la dispersión de inobservables promedio de América Latina, la desigualdad en la distribución de sus ingresos laborales aumentaría, y con ella muy probablemente la desigualdad en la distribución del ingreso per cápita. En cambio, el efecto potencial sobre la pobreza de un cambio en la dispersión de inobservables tendría un signo ambiguo.⁶

Estructura educativa

En el cuadro 4.2 se presentan las estructuras educativas de la población entre 14 y 65 años de las áreas urbanas de América Latina. Estas estructuras son muy diferentes entre países. En un extremo se encuentran Argentina, Panamá y Uruguay, donde menos de un 35% del grupo etáreo considerado tiene menos de 8 años de educación, mientras que en Brasil, Guatemala y Nicaragua dicho porcentaje ronda el 50%. El promedio para la región es de 38.9%.

Teniendo en cuenta que la educación es uno de los componentes fundamentales del capital humano de un individuo, es de esperar que un aumento en el nivel educativo incremente la

⁶ Si a un país con una alta dispersión de inobservables como Brasil se le impusiera el desvío estándar de los inobservables de Latinoamérica se observarían cuatro situaciones distintas: (1) Individuos pobres con residuales negativos pasarían a tener residuales menores (en valor absoluto), por lo que tendrían chances de quedar por encima de la línea de pobreza, y el indicador FGT(0) podría caer; (2) Individuos pobres con residuales positivos pasarían a tener residuales menores, por lo cual el indicador FGT(0) no cambiaría; (3) Individuos no pobres con residuales positivos pasarían a tener residuales menores, por lo que tendrían chances de quedar por debajo de la línea de pobreza, y el indicador FGT(0) podría aumentar. (4) Individuos no pobres con residuales negativos pasarían a tener residuales menores (en valor absoluto), y por lo tanto seguirían estando por encima de la línea de pobreza y el indicador no cambiaría. En resumen, el efecto final sobre la desigualdad dependerá del resultado final de estos cuatro efectos. La lógica sería similar para el caso de un país con una dispersión de inobservables menor al promedio.

capacidad de generar ingresos de los individuos, y por lo tanto las oportunidades para escapar de la pobreza. De acuerdo al cuadro 4.2, si la estructura educativa de las áreas urbanas de países como Brasil, Guatemala y Nicaragua fuera similar al promedio latinoamericano, sus niveles de pobreza disminuirían.

Si bien a menudo se considera a la educación como un factor que tiende a disminuir la desigualdad en la distribución del ingreso, la relación no es tan directa como en el caso de la pobreza. Si los individuos ricos con altos niveles de educación forman parte de una minoría y sólo algunos individuos pobres logran aumentar sus niveles educativos y de ingreso, entonces es probable que la desigualdad aumente a medida que el nivel de educación promedio aumenta, al menos hasta que el grupo con niveles educativos elevados sea lo suficientemente grande.

El segundo panel del cuadro 4.2 presenta el cambio en los años de educación promedio y el cambio en la participación de cada nivel educativo si cada país tuviera la estructura educativa promedio de América Latina. Puede observarse que, por ejemplo, Guatemala y Nicaragua verían aumentados sus niveles de educación promedio, principalmente a partir de un incremento en la participación del nivel medio de educación, lo que quizás tenga como consecuencia un descenso en la desigualdad. En el caso de Uruguay caerían los años de educación promedio, principalmente a partir de una caída de la participación del nivel medio de educación, lo que posiblemente tenga el efecto de aumentar la desigualdad.

De cualquier forma, adicionalmente a estos efectos, el impacto de un cambio en la estructura educativa sobre la desigualdad depende de muchos factores, como la magnitud de los retornos a la educación y la posición de los diferentes grupos educativos en la distribución del ingreso familiar per cápita.

Empleo y horas trabajadas

Si el salario de mercado permanece constante, una mayor tasa de empleo se traduce en un incremento en el ingreso de los individuos y en un nivel de pobreza menor. El cuadro 4.3 indica que la tasa de empleo difiere significativamente en los países analizados. En general dicha tasa tiende a ser mayor en los países más pobres (ver figura 4.5 (a)). En Argentina, Chile y Costa Rica se ubica en torno al 65% (para individuos mayores de 25 años), y supera el 75% en Bolivia, Guatemala y Ecuador. Por lo tanto, se espera que la brecha de pobreza entre los países fuera mayor si no existieran diferencias en términos de tasa de actividad.

Por otro lado, para cada país considerado aisladamente, la tasa de actividad es creciente en el nivel de ingreso (ver cuadro 4.3). Sin embargo, la misma crece más fuertemente en algunos países que en otros. Las diferencias entre quintiles de ingreso son más marcadas en Chile que en Argentina o Uruguay.

En el segundo panel del cuadro 4.3 se reporta el promedio de horas trabajadas a la semana por país. Al igual que la tasa de participación, este promedio tiende a ser mayor para los países más pobres (ver figura 4.5 (b)). Por otra parte, dentro de cada país esta variable no tiene una relación clara con el nivel de ingreso. En Argentina, Brasil, República Dominicana, El Salvador, Panamá, Uruguay y Venezuela el número de horas trabajadas a las semanas es creciente en el ingreso, pero muestra patrones diferentes en el resto de los países.

Tampoco existe una relación clara entre horas trabajadas y años de educación del individuo. En la figura 4.6 se presentan los “retornos” a la educación en términos de horas trabajadas, es decir, la diferencia entre el número de horas trabajadas por los individuos con cierta cantidad de años de educación y las horas trabajadas por aquellos con menos de seis años (manteniendo el resto de los factores constantes). Dichos retornos fueron estimados empleando el método Tobit estándar para datos censurados (cuadro 4.4). Se observa que estos “retornos” son crecientes sólo en Argentina, Brasil, Chile, Panamá y Uruguay.

Factores demográficos

Otro aspecto en el que se observan importantes heterogeneidades es en las características demográficas de los países. En particular, el número promedio de hijos menores de 18 años varía sustancialmente entre los mismos. Mientras que en Bolivia y Nicaragua dicho promedio es de 2.4, en Uruguay es de 1.5 (ver cuadro 4.5).⁷

Existe evidencia que sugiere que el tamaño de los hogares se relaciona directamente con el grado de pobreza de cada país (Anand *et al*, 1996). La figura 4.7 sugiere una correlación positiva, aunque débil, entre estas variables. Mientras que en 5 de los 8 países más pobres el número promedio de hijos es superior a 2, en ningún otro país alcanza este valor.

Esta correlación también se percibe al interior de cada país. Los resultados del cuadro 4.5 indican que en todos los países el número de hijos tiende a ser menor cuanto mayor es el nivel de ingreso del hogar. Sin embargo, las diferencias son más marcadas en algunos países que en otros. En Argentina, por ejemplo, el número promedio de hijos cae con el ingreso a una tasa mucho mayor de lo que lo hace en Costa Rica.

Los fenómenos mencionados en los párrafos anteriores pueden explicar en parte las diferencias señaladas en términos de pobreza y desigualdad. Dos países con similares distribuciones del ingreso total familiar pueden diferir en la desigualdad de la distribución del ingreso per cápita familiar si, por ejemplo, el ratio entre el número de hijos de los hogares pobres y no pobres difiere en cada uno de ellos. De la misma manera, si el tamaño de las familias tiende a ser mayor en uno de estos países, probablemente también lo será el porcentaje de individuos por debajo de la línea de pobreza internacional.

Las diferencias en el número de hijos por hogar pueden deberse tanto a diferencias en las características de los hogares (en los niveles educativos de los jefes, en la estructura etárea de los mismos, etc.) como a diferencias en los parámetros que determinan las decisiones de fecundidad. Fernández y Fogli (2005) sugieren que los distintos países poseen diferentes normas y creencias sobre lo que se considera el tamaño ideal de una familia y que éstas afectan significativamente las preferencias de las mujeres sobre el número de hijos a tener.

En el segundo panel del cuadro 4.5 se simula el número de hijos promedio (por quintil de ingreso per cápita) que surgiría en cada país si los parámetros que gobiernan la distribución del número de hijos fueran similares al promedio regional.⁸ Como era de esperarse, el número promedio de hijos simulados tiende a ser menor al real en aquellos países con tasas de fecundidad (no condicionada) relativamente altas (es decir aquellos en los que el promedio de hijos supera a la mediana regional). Por otro lado, se observa que el número de hijos promedio por quintil se vuelve más homogéneo en países como Argentina, Bolivia, Ecuador, Guatemala y Nicaragua.

5. Microsimulaciones

En esta sección se describen los principales resultados del ejercicio de microsimulaciones explicado en la sección 3 en relación a los factores discutidos en la sección anterior. Los cuadros 5.1 y 5.2 resumen los principales resultados del trabajo. En ellos se reportan para

⁷ Las estadísticas calculadas en esta subsección se limitan a los hogares en los que el jefe posee entre 25 años y 45 años de edad.

⁸ Dicha simulación fue realizada empleando la metodología descrita en la sección 3. En las tablas 4.6 y 4.7 se presentan los parámetros estimados para cada país. Se percibe que, en general, los coeficientes son significativos y poseen el signo esperado. El número de hijos muestra una relación de "U" invertida respecto de la edad del jefe del hogar y su cónyuge. Prácticamente en todos los países, un mayor nivel educativo de la madre tiende a reducir el número de hijos. Respecto de la educación del padre, en general se observa la misma relación, aunque existen otros patrones.

cada país el efecto sobre el coeficiente de Gini y la tasa de incidencia de la pobreza de cambiar alguno de los factores en el proceso de generación de ingresos por su valor promedio en América Latina.

Parámetros de la ecuación de salarios

La primera columna en los cuadros 5.1 y 5.2 reporta el impacto directo de cambiar todos los parámetros de la ecuación de salarios por su promedio latinoamericano. Este efecto es uno de los de mayor impacto en la desigualdad de cada país. De hecho, el coeficiente de Gini mostraría una variación mayor o igual a un punto (en valor absoluto) en 10 de los 17 países considerados. Por ejemplo, en los dos países con mayor desigualdad urbana (Brasil y Chile), el coeficiente de Gini descendería más de 5 puntos si los retornos a las características observables de los trabajadores fueran iguales a los retornos promedio en América Latina. Este efecto es también elevado en otros países de alta desigualdad, como Colombia, Nicaragua y Guatemala, donde la caída en el coeficiente de Gini después de la simulación sería de alrededor de 3 puntos. Por el contrario, el efecto es positivo en dos países de baja desigualdad urbana como Costa Rica y Venezuela, donde el coeficiente de Gini aumentaría en alrededor de 1 y 3 puntos respectivamente. El cambio en el Gini es menor a un punto en los demás países.

Este efecto es también uno de los de mayor impacto en la tasa de pobreza de cada país. El cuadro 5.2 indica que la tasa de pobreza mostraría un cambio mayor a 5 puntos en 9 de los países considerados. Si los coeficientes de las ecuaciones de Mincer en Bolivia, Ecuador y Nicaragua fueran iguales al promedio de Latinoamérica, el porcentaje de individuos que vive con menos de 2 dólares por día caería en 12, 12.2 y 18.7 puntos porcentuales respectivamente. Dicho porcentaje también descendería significativamente, aunque en menor magnitud, en Venezuela, El Salvador y Perú. En contraste, la pobreza aumentaría principalmente en Argentina, Costa Rica y República Dominicana.

En la figura 5.1 se grafica la relación entre cada uno de los efectos y el grado de desigualdad real de cada país. En el eje horizontal se ordenan los países ordenados según su nivel de desigualdad, encontrándose los países más desiguales a la derecha. En el eje vertical se reporta la variación porcentual del coeficiente de Gini después de la simulación. La figura 5.2 repite el ejercicio con la tasa de incidencia de la pobreza.

Como se observa en la figura 5.1 el efecto parámetros de la ecuación de salarios está relacionado inversamente con el grado de desigualdad del país. Como se observa de la figura 5.2, lo mismo sucede con la relación entre la magnitud de este efecto y el nivel de pobreza de cada país.

La figura 5.3 (a) compara las distribuciones reales del ingreso de Brasil y Venezuela, las cuales resultan marcadamente diferentes, tanto en términos de la posición central, como en el grado de dispersión. El panel (b) grafica las distribuciones simuladas con el valor promedio regional de los parámetros de las ecuaciones salariales. Las dos distribuciones parecen ahora más cercanas, resultado que se refuerza al re-escalarlas para que tengan el mismo ingreso medio. Las diferencias en términos de desigualdad entre las áreas urbanas de Brasil y Venezuela parecen ser consecuencia casi exclusivamente de diferencias en los parámetros de la ecuación de salarios horarios.

Retornos a la educación en la ecuación de salarios

Los resultados del cuadro 5.1 sugieren que el efecto retornos a la educación de la ecuación de salarios es posiblemente el de mayor impacto en el nivel de desigualdad de cada país.⁹

⁹ También sugiere que es uno de los principales factores detrás del agregado del efecto parámetros en la ecuación salarial.

Los resultados son los esperados de acuerdo al análisis de la sección anterior: si los retornos a la educación de países como Brasil, Chile, Colombia, Guatemala y Nicaragua fueran iguales al promedio latinoamericano, la desigualdad del ingreso per cápita caería sustancialmente en esos países (más de 2 puntos en el coeficiente de Gini, llegando a casi 4 puntos en el caso de Brasil). Bolivia, Paraguay y Panamá también experimentarían un descenso en sus niveles de desigualdad, aunque en una menor magnitud (alrededor de un punto del coeficiente de Gini). Sólo en tres países la desigualdad aumentaría sustancialmente si los retornos a la educación fueran iguales al promedio latinoamericano. En Argentina y Uruguay el incremento en el coeficiente de Gini sería de alrededor de 1.5 puntos, y en Venezuela de casi 3 puntos.

Como se observa en la figura 5.1 la magnitud de este efecto parece estar relacionada inversamente con el nivel de desigualdad. De hecho, la relación entre estas dos dimensiones parece ser muy similar a la existente entre el efecto parámetros y el nivel de desigualdad.

En la figura 5.4 se grafican las distribuciones del ingreso reales y simuladas de Brasil y Venezuela, suponiendo que el ingreso medio es similar en ambos países. Allí puede percibirse que si los retornos a la educación fueran iguales al promedio de América Latina, la desigualdad en la distribución del ingreso tendería a ser muy parecida en ambos países.

Brecha salarial entre género y edad/experiencia

En el cuadro 5.1 se observa que si cada país “adoptara” la brecha salarial condicional entre hombres y mujeres promedio de América Latina, el cambio en la desigualdad del ingreso per cápita tendría una magnitud importante sólo en Bolivia, Chile, Colombia, Panamá y Perú, donde el coeficiente de Gini descendería en aproximadamente 1 punto. Como surge de la figura 5.1, parece no existir una relación entre la magnitud de este efecto y el nivel de desigualdad real de cada país.

Por su parte, sólo en algunos países la desigualdad mostraría un cambio sustancial si los retornos a la edad/experiencia se igualaran con el promedio latinoamericano (cuadro 5.1). El coeficiente de Gini descendería en alrededor de 1 punto en Chile, Colombia, Panamá y Perú, mientras que en Nicaragua y México aumentaría 1.5 y 0.8 puntos respectivamente. Como en el caso de género, no parece existir una relación entre la magnitud del efecto y el nivel de desigualdad real de cada país.

Inobservables

La desigualdad en el ingreso per cápita de casi la totalidad de los países cambiaría del modo esperado si la dispersión de los inobservables en la ecuación de salarios horarios tomara el valor promedio latinoamericano. El coeficiente de Gini aumentaría en alrededor de dos puntos en Argentina, República Dominicana y Costa Rica, y en alrededor de un punto en Chile, México, Uruguay y Brasil. Por el contrario, la desigualdad disminuiría en más de tres puntos en Perú, Nicaragua, Bolivia y Guatemala, lo que sugeriría la importancia de este factor a la hora de caracterizar el nivel de desigualdad de estos países.

El impacto de la simulación en la tasa de pobreza es muy reducido en casi todos los países. Sólo dos países experimentarían un descenso en sus niveles de pobreza si la dispersión de los inobservables fuera igual al promedio de Latinoamérica: Bolivia y Guatemala. En todos

los demás países la pobreza aumentaría, especialmente en Argentina, Nicaragua y República Dominicana.¹⁰

Las figuras 5.1 y 5.2 sugieren cierta relación negativa entre la magnitud de este efecto y el nivel de desigualdad y pobreza de cada país.

Estructura educativa

Como se observa en el cuadro 5.2 el efecto de compartir la estructura educativa promedio de América Latina tiene el signo esperado en la pobreza de cada país. Por ejemplo, el porcentaje de individuos que vive con menos de dos dólares por día caería en alrededor de 2 puntos en Brasil, Guatemala y Venezuela, y en casi 5 puntos en Nicaragua, en caso de alcanzar la estructura promedio de la región (pero sin variar ningún otro elemento de la función generadora de ingresos). Por el contrario, la pobreza aumentaría entre 2 y 3 puntos en las áreas urbanas de Argentina, Chile, Ecuador y Uruguay.

Como se observa en el cuadro 5.1, el efecto sobre la desigualdad es el esperado en Guatemala y Nicaragua. La desigualdad también caería sustancialmente en Panamá y Perú, aunque el modo en el que dicho efecto tomaría lugar es diferente: en estos países el nivel educativo promedio descendería, perdiendo participación los niveles medio y alto. Por lo tanto, en estos casos parecería tomar lugar la hipótesis según la cual niveles educativos más bajos (iguales al promedio regional) estarían asociados a menores niveles de desigualdad. Lo mismo parecería ocurrir en Chile y Ecuador, aunque el efecto en la desigualdad sería más reducido. Es un hecho llamativo que este efecto sólo toma valores positivos y mayores a 0.5 puntos del coeficiente de Gini en Brasil y Uruguay. En el caso de Brasil un aumento en el nivel educativo promedio está asociado a un aumento en la desigualdad del ingreso per cápita, probablemente debido a que aumentaría la participación del nivel educativo más alto, y a que los retornos a la educación en este país son los más elevados de la región. En el caso de Uruguay, donde los retornos a la educación están entre los más bajos de América Latina, el aumento de la desigualdad ocurriría a partir de un descenso en la participación de, principalmente, el nivel de educación medio y un incremento en la del nivel más bajo.

En las figuras 5.1 y 5.2 se percibe cierta relación negativa, aunque débil, entre este efecto y el nivel de desigualdad y pobreza de cada país. En la figura 5.5 se comparan las distribuciones de dos países bien diferentes en este aspecto: Uruguay y Guatemala. Comparando los gráficos (a) y (b) se percibe como la diferencia en términos de pobreza entre ambos países disminuiría si estos tuvieran la misma estructura educativa. Comparando los gráficos (c) y (d) puede observarse que las distribuciones tienden a parecerse bastante luego de la simulación.

Empleo y horas trabajadas

El efecto participación no resulta ser importante cuantitativamente a la hora de explicar las diferencias en pobreza (cuadro 5.2). El mismo tiende a reducir el porcentaje de pobres principalmente en Chile, Colombia y Venezuela y a incrementarlo en Perú, Nicaragua, Guatemala y Bolivia. Sin embargo, la variación de la pobreza no sería superior a 1.1 puntos porcentuales en ningún país.

En la figura 5.6 se percibe que el efecto participación es positivo en todos los países que superan la mediana de la tasa de actividad (69%) y negativo para el resto (la única excepción la constituye Uruguay). Dado que los países de la región con mayor tasa de

¹⁰ En principio es llamativo que la pobreza aumente en Nicaragua, teniendo en cuenta que tiene una de las dispersiones de inobservables más elevadas de la región. La explicación de este fenómeno residiría en la importancia del efecto (3) explicado en la nota al pie 6.

participación son en general los más pobres, el efecto se correlaciona positivamente con el nivel de pobreza de cada país (ver figura 5.2).

El impacto del efecto horas trabajadas es bastante similar: el mismo toma los valores superiores en países relativamente pobres (Ecuador, Guatemala y Perú) y es en general negativo para los menos pobres (ver figura 5.2). Sin embargo, este efecto posee una magnitud muy superior a la del anterior: la pobreza subiría, por ejemplo, en aproximadamente 7 puntos porcentuales en Ecuador si los parámetros de la ecuación de horas trabajadas fueran iguales al promedio regional (y todos lo demás permaneciera constante).

En términos de desigualdad, los efectos participación y horas trabajadas no parecen mostrar una correlación con el coeficiente de Gini de la distribución del ingreso per cápita de cada país. Al igual que en el caso anterior, el efecto horas trabajadas posee mayor relevancia, aunque el impacto es bastante menor que el de otros efectos. En la figura 5.6 se observa que la variación en el coeficiente de Gini posee una fuerte correlación negativa con el “retorno” de la educación en términos de horas trabajadas (para los grupos con mayores niveles educativos). El efecto tiende a incrementar la desigualdad principalmente en Bolivia y México, y a disminuirla en Argentina, Chile y Panamá.

Factores demográficos

Al aplicar los parámetros promedio regionales de las decisiones de fecundidad, el número de hijos se reduciría en los hogares más pobres de Bolivia, Guatemala, Nicaragua, Paraguay y Venezuela. *Ceteris paribus*, esto tendería a incrementar el ingreso per cápita de estos hogares y a reducir la tasa de pobreza en dichos países. Para los mismos, el porcentaje de población que vive con menos de dos dólares diarios caería entre 1 y 2.6 puntos porcentuales (ver cuadro 5.2). Lo contrario ocurriría en países como Brasil, Chile, República Dominicana y Uruguay.

En la figura 5.2 se observa que el efecto “fecundidad” se correlaciona negativamente con la pobreza: la misma tendería a subir en los países menos pobres y caer en los más pobres. Esto sugiere que las diferencias en esta dimensión se explican en parte por las diferencias en fertilidad. No obstante, este factor parecería ser cuantitativamente poco importante. En la figura 5.7 se observa que, por ejemplo, la brecha de pobreza entre Uruguay y Bolivia se reduciría muy poco.

Desde el punto de vista de la desigualdad, lo relevante es el impacto diferencial entre los estratos de ingresos. En la tabla 4.5 se advierte que si los parámetros que determinan las decisiones de fecundidad fueran similares a los “regionales”, la brecha entre el número de hijos de los hogares pobres y ricos sería mayor en Colombia, República Dominicana y Paraguay. Sin embargo, el impacto desigualador de este efecto sería bastante reducido (oscilaría entre 0.3 y 0.6 puntos del coeficiente de Gini). Lo contrario ocurriría en Argentina, Bolivia, Nicaragua y Venezuela.

6. Comentarios finales

Este trabajo constituye un primer análisis exploratorio de las diferencias entre las distribuciones del ingreso de los países de América Latina. El estudio caracteriza las diferencias distributivas entre países, simulando las distribuciones contrafácticas que surgirían si algún elemento modelable del proceso de generación de ingresos de un país tomara el valor del promedio latinoamericano.

El trabajo provee un conjunto de resultados que pueden contribuir a entender mejor las diferencias y semejanzas de cada país con el promedio de la región. En particular, se resalta la relevancia cuantitativa de los retornos a la educación y de los factores inobservables en

términos de salarios horarios como fuente de diferencias en la desigualdad de la distribución del ingreso per cápita entre países. Las diferencias en términos de horas trabajadas, empleo, fecundidad, diferencias salariales por género y edad, y aun de estructura educativa parecen tener, en promedio, un papel algo menor. De cualquier forma, no hay resultados generalizables a todos los países. Mientras que en algunos lo que los diferencia más del promedio de América Latina es su estructura educativa, en otros es el retorno salarial a la educación, en otros la dispersión de inobservables, y en otros los parámetros que gobiernan las horas trabajadas.

Referencias

- Anand, S., Morduch, J. (1996) Poverty and the "Population Problem". Mimeo.
- Blinder, A. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimate. *The Journal of Human Resources* VIII (4), 436-453.
- Bourguignon, F. and Morrison, C. (2002). Inequality among world citizens: 1820-1992. *American Economic Review* 92 (4), 727-743.
- Bourguignon, Ferreira y Lustig (eds.) (2005). *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*. New York: Oxford University Press.
- Bourguignon, F, Ferreira, F. and Leite, P. (2004). Prices, preferences or endowments? Accounting for excess inequality in Brazil. Mimeo.
- Cowell, F. (2000). Measurement of inequality. In Atkinson and Bourguignon (eds.). *Handbook of Income Distribution*. Elsevier Science B.V. 87-166.
- Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys. Microeconomic analysis for development policy*. Washington D.C.: The World Bank.
- Fernández, R., Fogli, A., Fertility: The Role of Culture and Family Experience. NBER Working Paper 11569.
- Gasparini, L., Marchionni, M. Sosa Escudero, W. (2005)". Characterization of inequality changes through microeconomic decompositions. The case of Greater Buenos Aires. En Bourguignon, F., F. Ferreira and N. Lustig (eds.) (2005).
- Gasparini, L. y Marchionni, M. (2005). Tracing out the Effects of Demographic Changes on the Income Distribution. The Case of Greater Buenos Aires 1980-2000. Documento de trabajo CEDLAS.
- IADB (1998). *América Latina frente a la desigualdad*. Banco Interamericano de Desarrollo, Washington, D.C.
- Juhn, C, Murphy, K. and Pierce, B. (1993) Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy* 101 (3), 410-442.
- Lambert, P. (2002). *The distribution and redistribution of income*. Manchester University Press.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market. *International Economic Review* 14 (3), 693-709.
- Székely, M. and Hilgert, M (2000). What drives differences in inequality across countries? IDB Working paper # 439.
- World Bank (2004). Inequality in Latin America and the Caribbean. Breaking with History? The World Bank.

Cuadro 2.1
Encuestas de hogares
Principales características

País	Año	Nombre de la Encuesta	Observaciones	
			Total	Urbano
Argentina	2000	Encuesta Permanente de Hogares (EPH)	83,399	83,399
Bolivia	2002	Encuesta de Condiciones de Vida (MECOVI)	24,933	14,448
Brasil	2002	Pesquisa Nacional Por Amostra de Domicílios	385,431	330,504
Chile	2000	Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)	252,748	148,565
Colombia	2000	Encuesta Nacional de Hogares - Fuerza de Trabajo	113,231	95,273
Costa Rica	2000	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM)	40,509	17,529
República Dominicana	2000	Encuesta Nacional de Fuerza de Trabajo (ENFT)	22,465	14,987
Ecuador	1998	Encuesta de Condiciones de Vida (ECV)	26,129	13,975
El Salvador	2003	Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples (EHPM)	71,683	35,864
Guatemala	2000	Encuesta Nacional de Empleo e Ingresos (ENEI)	37,771	16,092
México	2002	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH)	72,602	51,172
Nicaragua	2001	Encuesta Nacional de Hogares sobre Medición de Nivel de Vida (EMNV)	22,810	11,992
Panamá	2002	Encuesta de Hogares (EH)	54,500	28,908
Paraguay	2002	Encuesta Permanente de Hogares (EPH)	17,600	9,549
Perú	2002	Encuesta Nacional de Hogares (ENAHO)	83,807	50,080
Uruguay	2003	Encuesta Continua de Hogares (ECH)	55,369	55,369
Venezuela	2000	Encuesta de Hogares Por Muestreo (EHPM)	80,417	80,417

Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC.

Cuadro 2.2
Coefficientes de Gini

País	Valor	Error estándar	Coef. Var.	Intervalo 95%	
				Inferior	Superior
Argentina	0.502	0.003	0.0	0.499	0.508
Bolivia	0.539	0.007	0.0	0.524	0.551
Brasil	0.573	0.001	0.0	0.571	0.577
Chile	0.562	0.004	0.0	0.554	0.572
Colombia	0.554	0.003	0.0	0.549	0.562
Costa Rica	0.451	0.003	0.0	0.445	0.458
República Dominicana	0.524	0.005	0.0	0.512	0.532
Ecuador	0.531	0.007	0.0	0.519	0.545
El Salvador	0.473	0.005	0.0	0.465	0.483
Guatemala	0.555	0.008	0.0	0.544	0.575
México	0.478	0.005	0.0	0.468	0.489
Nicaragua	0.551	0.017	0.0	0.521	0.589
Panamá	0.522	0.003	0.0	0.517	0.529
Paraguay	0.515	0.007	0.0	0.501	0.527
Perú	0.499	0.007	0.0	0.485	0.511
Uruguay	0.451	0.002	0.0	0.447	0.454
Venezuela	0.441	0.002	0.0	0.437	0.445

Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC.

Cuadro 2.3
Tasa de incidencia de la pobreza (FGT (0))
Línea de pobreza de 2 dólares por día a PPP

País	Valor	Error estándar	Coef. Var.	Intervalo 95%	
				Inferior	Superior
Argentina	12.4	0.2	0.0	12.0	12.7
Bolivia	30.1	0.5	0.0	29.3	31.0
Brasil	17.8	0.1	0.0	17.6	17.9
Chile	7.0	0.1	0.0	6.9	7.3
Colombia	17.3	0.2	0.0	16.9	17.6
Costa Rica	6.4	0.2	0.0	6.1	6.8
República Dominicana	10.3	0.3	0.0	9.9	10.8
Ecuador	28.7	0.6	0.0	27.0	29.7
El Salvador	30.4	0.3	0.0	29.7	30.9
Guatemala	21.9	0.6	0.0	20.8	23.2
México	21.5	0.3	0.0	21.1	22.2
Nicaragua	42.4	0.6	0.0	41.0	43.5
Panamá	7.5	0.2	0.0	7.2	7.8
Paraguay	26.1	0.5	0.0	25.1	27.2
Perú	16.9	0.2	0.0	16.5	17.3
Uruguay	7.4	0.1	0.0	7.1	7.6
Venezuela	34.0	0.2	0.0	33.5	34.3

Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC.

Cuadro 4.5
Número de hijos

Quintil	Nro de Hijos						Hijos simulados					
	1	2	3	4	5	Promedio	1	2	3	4	5	Promedio
Arg	3.3	2.4	1.8	1.4	0.8	1.9	3.0	2.3	1.8	1.4	0.8	1.8
Bol	3.5	2.8	2.5	1.9	1.5	2.4	2.9	2.4	2.0	1.5	1.3	2.0
Bra	2.6	1.9	1.5	1.2	1.0	1.7	3.2	2.5	2.2	1.9	1.6	2.3
Chi	2.4	2.0	1.7	1.4	1.2	1.7	2.5	2.1	1.8	1.4	1.2	1.8
Col	2.5	2.1	1.7	1.4	0.9	1.7	3.0	2.5	2.0	1.7	1.2	2.0
Cos	2.8	2.3	1.9	1.7	2.0	2.0	2.8	2.3	1.9	1.7	1.3	2.0
Dom	2.5	2.1	1.8	1.4	1.2	1.8	2.7	2.3	2.0	1.5	1.2	1.9
Ecu	3.1	2.8	1.9	1.8	1.2	2.1	2.9	2.6	1.8	1.7	1.1	2.0
Els	2.5	2.2	1.8	1.5	1.2	1.7	2.7	2.4	2.0	1.7	1.3	1.9
Gua	3.4	3.3	2.6	2.1	1.6	2.5	2.8	2.8	2.3	1.8	1.4	2.2
Mex	3.0	2.4	2.1	1.7	1.1	2.0	2.9	2.4	2.1	1.7	1.1	2.0
Nic	3.6	3.0	2.5	2.0	1.5	2.4	3.2	2.7	2.2	1.8	1.4	2.2
Pan	2.6	2.1	1.6	1.2	0.9	1.7	2.6	2.1	1.7	1.3	0.9	1.7
Par	2.9	2.6	1.9	1.5	0.7	1.7	2.6	2.2	1.5	1.2	0.5	1.4
Per	2.9	2.4	1.9	1.6	1.1	2.0	2.9	2.4	1.9	1.6	1.1	2.0
Uru	2.5	1.9	1.5	1.1	1.6	1.5	2.8	2.2	1.8	1.5	1.2	1.9
Ven	3.3	2.6	2.1	1.8	1.2	2.2	2.9	2.4	2.0	1.7	1.2	2.0

Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Cuadro 4.6
Ecuaciones de fertilidad
Hogares monoparentales

	Arg	Bol	Bra	Chi	Col	Cos	Dom	Ecu	Els	Gua	Mex	Nic	Pan	Par	Per	Uru	Ven	Promedio
Edad	0.366**	0.528**	0.287**	0.483**	0.420**	0.334**	0.507**	0.743**	0.427**	0.384**	0.491**	0.425**	0.438**	0.083	0.441**	0.258**	0.348**	0.410
Edad2	-0.005**	-0.007**	-0.004**	-0.007**	-0.006**	-0.005**	-0.007**	-0.010**	-0.007**	-0.006**	-0.007**	-0.006**	-0.006**	-0.001	-0.006**	-0.004**	-0.005**	-0.006
Años de educación																		
[6, 7]	-0.164**	-0.213	-0.099*	-0.025	-0.088	-0.195	-0.024	-0.185	-0.104	-0.213	-0.151**	-0.286*	-0.464**	-0.039	-0.173	-0.21	-0.198**	-0.167
[8, 11]	-0.064	[0.137]	[0.039]	[0.072]	[0.060]	[0.114]	[0.137]	[0.145]	[0.073]	[0.109]	[0.072]	[0.114]	[0.135]	[0.117]	[0.102]	[0.117]	[0.048]	-0.308
[12, 12]	-0.632**	-0.275	-0.477**	-0.200**	-0.617**	-0.507**	0.098	-0.255	-0.203*	-0.365**	-0.588**	-0.442	-0.595**	-0.326*	-0.302	-0.726**	-0.794**	-0.424
[13, 15]	-0.935**	-0.896**	-0.752**	-0.423*	-0.396**	-0.580*	0.047	-0.648**	-0.317**	-0.735*	-0.780**	-0.508*	-0.562*	-0.566*	-0.454**	-0.929**	-0.853*	-0.605
[16, +]	-1.224**	-0.982**	-1.023**	-0.574**	-0.679**	-0.729**	-0.01	-0.911**	-0.194	-0.789**	-0.765**	-0.450*	-0.990**	-0.314	-0.831**	-1.053**	-0.815**	-0.725
Separar	0.487**	0.307**	0.584**	0.926**	0.303**	0.638**	0.335**	1.545**	0.112	0.443**	0.282	0.269**	0.154	0.783**	0.736**	0.198**	0.506	0.506
Jefe Mujer	1.389**	0.969**	1.367**	1.618**	1.222**	1.508**	1.227**	1.001**	1.454**	1.090**	1.539**	1.163**	1.660**	0.137	1.154**	1.679**	1.546**	1.278
Constante	-7.230**	-10.077**	-5.275**	-9.738**	-8.380**	-6.513**	-10.113**	-13.704**	-9.074**	-6.722**	-9.377**	-7.588**	-8.772**	-1.524	-8.896**	-5.882**	-6.619**	-7.970
Observaciones	2322	369	5448	2987	2698	486	616	358	1173	361	1206	287	1010	428	1192	1404	1891	

Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Cuadro 4.7
Ecuaciones de Fertilidad
Hogares completos

	Arg	Bol	Bra	Chi	Col	Cos	Dom	Ecu	Els	Gua	Mex	Nic	Pan	Par	Per	Uru	Ven	Promedio
Edad del padre	0.138**	0.102*	0.087**	0.112**	0.079**	0.068	0.142**	0.141**	0.243**	0.218**	0.213**	0.270**	0.275**	0.097	0.194**	0.074**	0.235**	0.158
Edad2 del padre	-0.002**	-0.001*	-0.001**	-0.001**	-0.001**	-0.001**	-0.001**	-0.002**	-0.002**	-0.002**	-0.002**	-0.001	-0.002**	-0.001	-0.002**	-0.001*	-0.001**	-0.001
Edad de la madre	0.225**	0.183**	0.210**	0.225**	0.201**	0.242**	0.228**	0.230**	0.126**	0.137**	0.155**	0.058	0.145**	0.111**	0.144**	0.243**	0.072**	0.172
Edad2 de la madre	-0.003**	-0.003**	-0.003**	-0.003**	-0.003**	-0.003**	-0.003**	-0.003**	-0.004**	-0.003**	-0.003**	-0.004**	-0.004**	-0.001**	-0.003**	-0.003**	-0.003**	-0.003
Años de Educación de la Madre																		
[6, 7]	-0.089**	-0.024	-0.089**	-0.025	-0.069*	-0.135*	-0.022	-0.215**	-0.083	-0.135**	-0.131**	-0.187**	-0.092	0.024	-0.041	-0.140*	-0.144**	-0.093
[8, 11]	-0.184**	-0.155**	-0.272**	-0.039	-0.199**	-0.216**	0.006	-0.288**	-0.104*	-0.246**	-0.209**	-0.331**	-0.153*	-0.322*	-0.196**	-0.253**	-0.310**	-0.206
[12, 12]	-0.350**	-0.325**	-0.372**	-0.131**	-0.249**	-0.287**	-0.058	-0.448**	-0.212**	-0.416**	-0.316**	-0.442**	-0.328**	-0.204	-0.239**	-0.419**	-0.445**	-0.308
[13, 15]	-0.431**	-0.447**	-0.384**	-0.210**	-0.385**	-0.365**	-0.199*	-0.591**	-0.332**	-0.516**	-0.261**	-0.501**	-0.350**	-0.231	-0.382**	-0.500**	-0.543**	-0.390
[16, +]	-0.551**	-0.419**	-0.476**	-0.232**	-0.409**	-0.414**	-0.231**	-0.562**	-0.468**	-0.308**	-0.438**	-0.598**	-0.465**	-0.095	-0.421**	-0.480**	-0.464**	-0.413
Años de Educación del Padre																		
[6, 7]	-0.071**	-0.036	-0.054**	-0.029	-0.013	-0.042	-0.014	-0.057	-0.002	-0.066	-0.083*	0.003	-0.116	-0.09	-0.04	-0.089	-0.057*	-0.050
[8, 11]	-0.142**	-0.059	-0.115**	-0.025	-0.084**	-0.058	-0.049	-0.11	0.019	-0.126*	-0.143**	-0.067	-0.163*	-0.13	-0.074*	-0.201**	-0.101**	-0.098
[12, 12]	-0.203**	-0.069	-0.149**	-0.042	-0.094	-0.145	-0.087	-0.054	-0.053	-0.115	-0.226**	0.01	-0.144	-0.102	-0.063	-0.299**	-0.077	-0.112
[13, 15]	-0.202**	-0.111	-0.167**	-0.044	-0.153**	-0.209*	0.039	-0.095	0.013	-0.098	-0.207**	-0.108	-0.210*	-0.372	-0.127**	-0.269**	-0.219**	-0.149
[16, +]	-0.234**	-0.189*	-0.193**	-0.028	-0.144**	-0.092	-0.05	-0.111	0.086	-0.205*	-0.185**	-0.13	-0.200**	-0.021	-0.140*	-0.269**	-0.276**	-0.139
Jefe Mujer	1.048	[0.088]	[0.031]	[0.037]	[0.042]	[0.092]	[0.079]	[0.095]	[0.067]	[0.092]	[0.045]	[0.115]	[0.088]	[0.176]	[0.049]	[0.204]	[0.051]	0
Constante	-5.297**	-4.074**	-4.234**	-5.092**	-3.879**	-4.536**	-5.702**	-5.216**	-5.501**	-5.106**	-5.296**	-4.502**	-5.301**	-2.945**	-5.184**	-4.674**	-4.147**	-4.803
Observaciones	6599	1266	33927	13148	6482	1465	1235	1249	2516	1241	4720	792	2294	382	3765	3705	5451	

Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Cuadro 5.1
Microsimulaciones
Cambios en el coeficiente de Gini

	EFECTOS (Cambio en el Gini)								
	Parametros			Retornos		Retornos a la		Estructura	
	Salarios	Horas	Participación	a la Educación	Gender gap	Experiencia	Inobservables	Educativa	Fecundidad
Arg	-0.2	-2.5	-0.4	1.5	0.1	0.0	2.0	0.1	-0.4
Bol	-1.8	2.1	-0.6	-1.0	-1.1	-0.5	-3.4	-1.8	-0.3
Bra	-5.1	-0.7	0.0	-3.8	-0.1	0.1	0.8	0.7	0.6
Chi	-5.3	-2.4	-1.7	-3.2	-0.7	-1.1	1.2	-0.1	0.1
Col	-2.6	-0.9	-1.1	-2.4	-1.0	-0.7	-0.4	-2.1	0.3
Cos	1.3	-0.3	-0.3	0.4	-0.2	-0.2	2.2	-0.4	0.0
Dom	-0.8	0.3	-0.2	-0.1	-0.1	0.4	2.4	-0.7	0.4
Ecu	-0.1	1.3	-0.4	0.3	-0.3	0.6	-1.7	-0.6	-0.2
Els	0.0	0.3	-0.5	-0.2	-0.6	-0.3	-0.6	-0.5	0.2
Gua	-2.9	0.8	-0.2	-2.8	-0.4	0.5	-3.9	-2.5	-0.4
Mex	-0.5	1.7	-0.2	0.6	-0.5	0.8	1.2	-0.9	0.0
Nic	-3.2	0.2	0.1	-2.2	-0.5	1.5	-3.4	-2.0	-0.4
Pan	-1.5	-2.4	-1.0	-1.3	-0.7	-1.5	0.4	-1.0	0.0
Par	-0.6	-0.1	-0.6	-0.7	-0.5	0.1	-1.2	-0.1	0.6
Per	-1.0	0.8	-0.9	0.2	-1.2	-0.9	-3.5	-1.9	-0.1
Uru	0.2	-0.8	0.1	1.7	0.2	0.6	0.9	0.5	-0.1
Ven	2.7	0.8	-0.3	2.8	-0.3	-0.1	0.6	0.0	-0.4

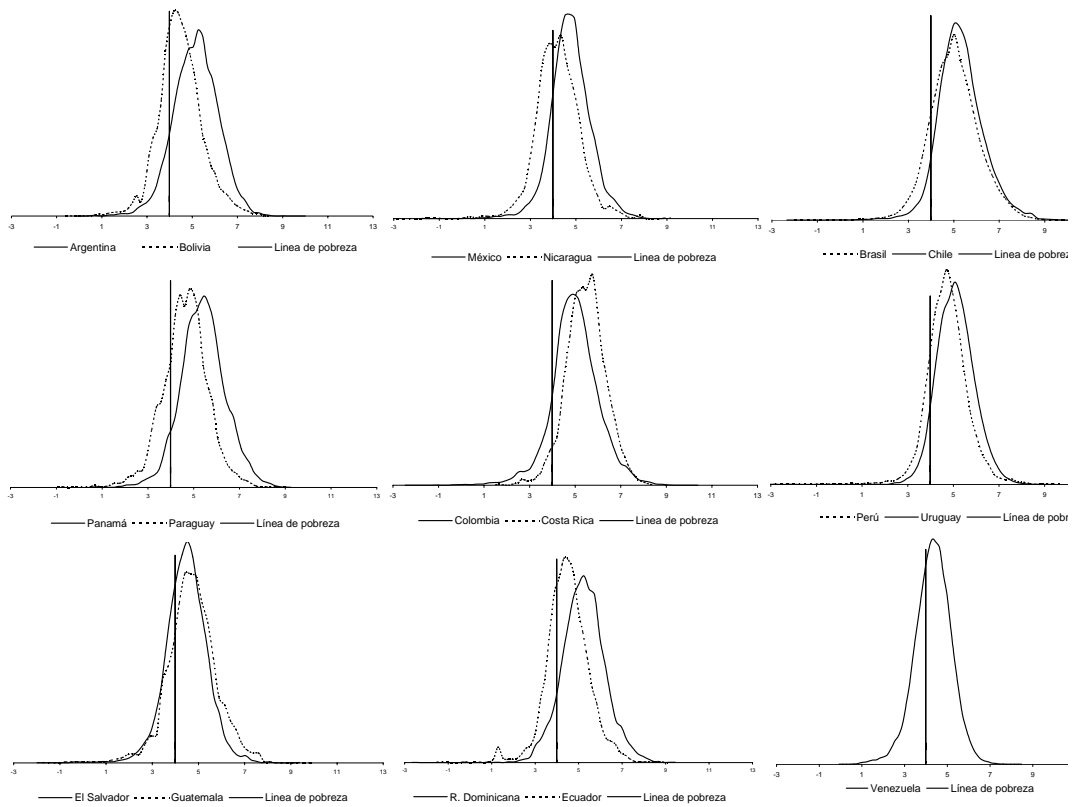
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Cuadro 5.2
Microsimulaciones
Cambios en la tasa de incidencia de la pobreza

	EFECTOS (Cambio en el FGT(0))					
	Parametros			Estructura		
	Salarios	Horas	Participación	Inobservables	Educativa	Fecundidad
Arg	6.7	-1.9	-0.2	0.8	2.5	-0.5
Bol	-12.0	6.7	0.9	-0.8	1.7	-2.6
Bra	0.7	-0.3	0.1	0.4	-2.5	1.8
Chi	2.2	-0.2	-0.6	0.5	3.1	0.4
Col	4.4	-0.5	-0.6	0.2	-0.4	0.7
Cos	7.7	0.0	-0.3	0.3	-0.2	-0.1
Dom	6.2	0.4	-0.1	1.0	0.1	0.4
Ecu	-12.2	7.1	0.7	0.0	2.9	-0.7
Els	-8.5	2.8	0.2	0.1	0.4	0.7
Gua	-2.5	5.8	0.8	-0.6	-1.6	-1.8
Mex	-2.6	4.3	0.2	0.3	1.1	-0.1
Nic	-18.7	3.2	1.1	0.9	-4.9	-1.3
Pan	3.5	-1.2	-0.5	0.5	1.1	0.0
Par	-2.1	1.0	0.3	0.1	-0.4	-1.0
Per	-7.2	4.4	1.1	0.0	1.3	-0.2
Uru	-0.7	-0.2	0.6	0.3	1.9	0.6
Ven	-5.0	-5.1	-1.1	0.2	-1.9	-1.1

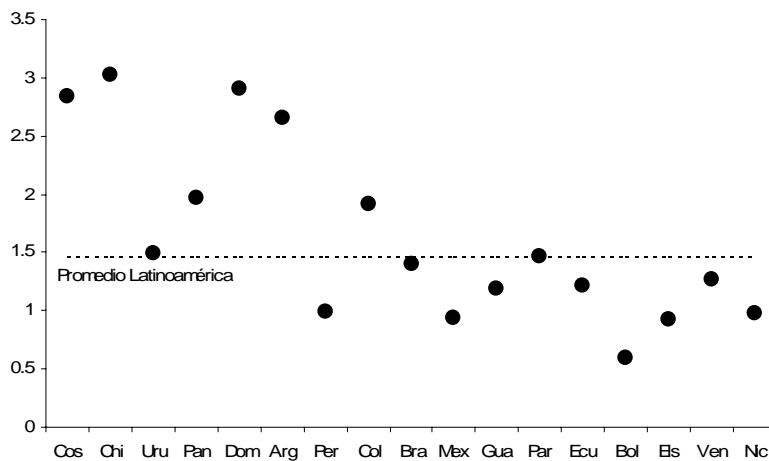
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 2.1
Distribuciones del ingreso (en logaritmo)
Estimaciones no paramétricas



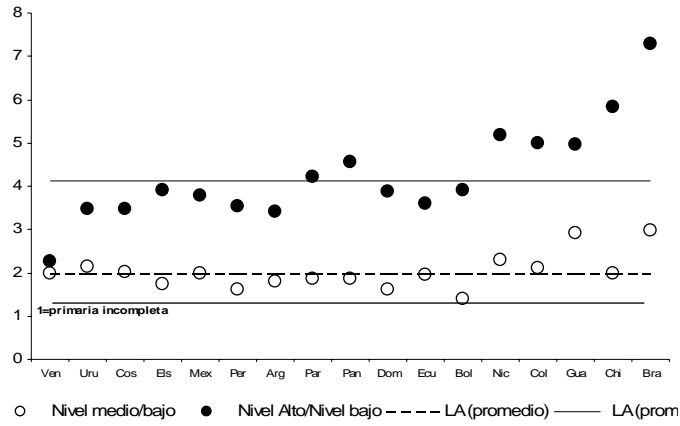
Nota: Ingresos en dólares PPP - Línea de pobreza de 2 dólares al día
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 4.1
Salario esperado
Jefe de hogar hombre de 40 años de edad



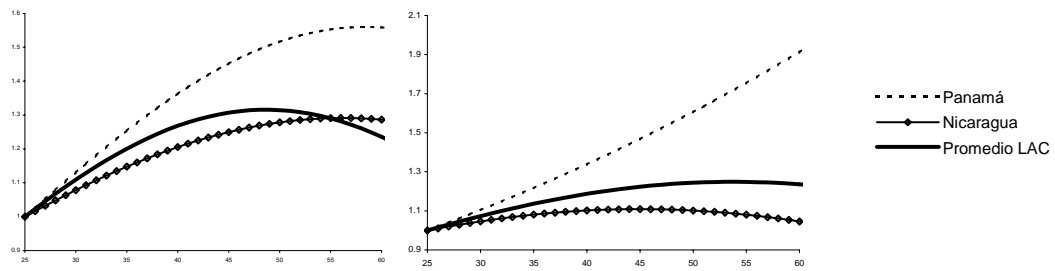
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC
Nota: Países ordenados por tasa de incidencia de la pobreza (USD 2 por día).

Figura 4.2
Retornos a la educación
Salarios relativos



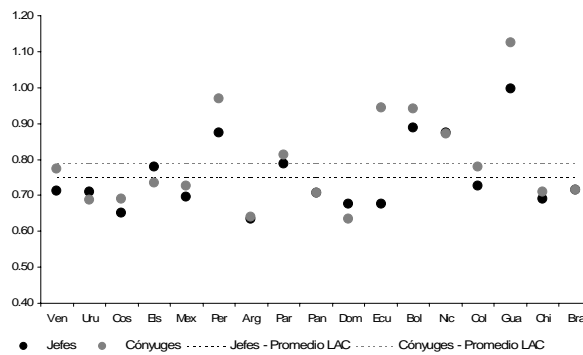
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC
Nota: Países ordenados según el coeficiente de Gini.

Figura 4.3
Perfiles de Salarios-Edad



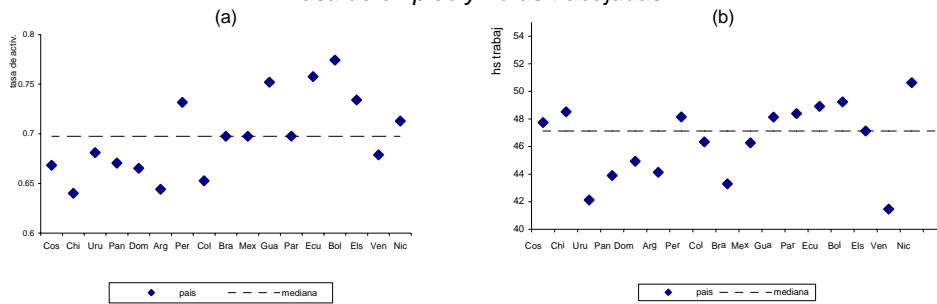
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 4.4
Dispersión de inobservables



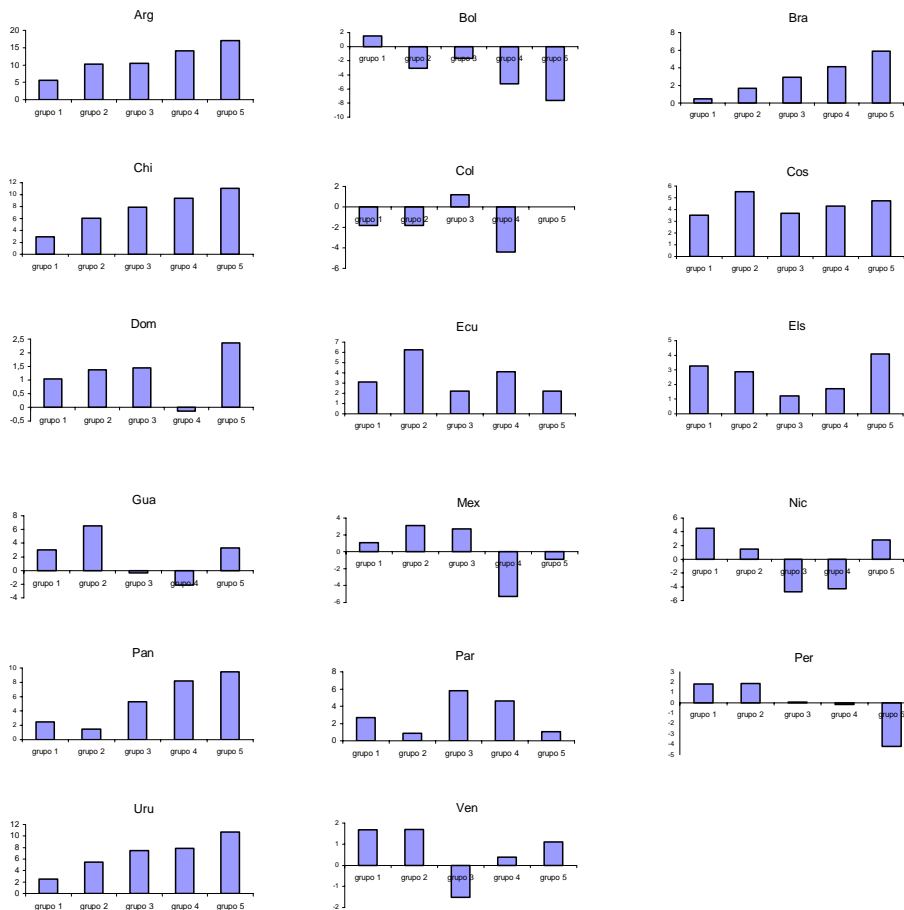
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC
Nota: Países ordenados según el coeficiente de Gini.

Figura 4.5
Tasa de empleo y horas trabajadas



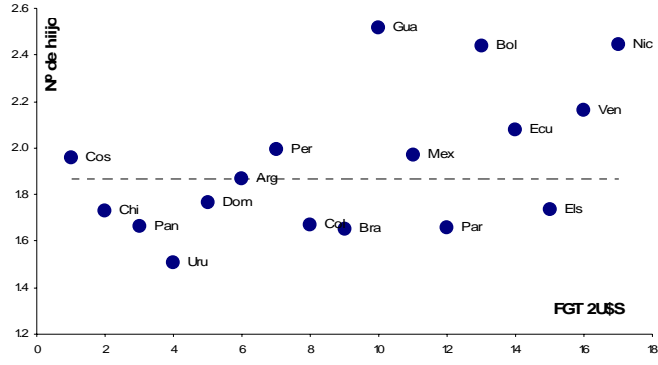
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 4.6
Retornos a la educación en horas trabajadas



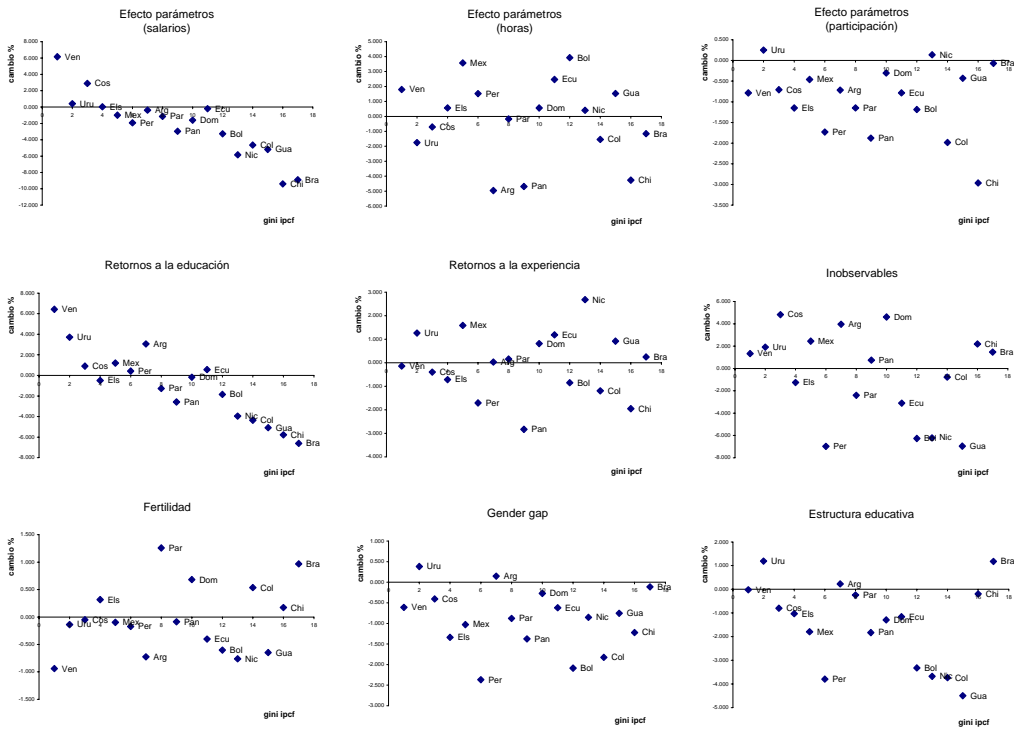
Grupo1: 6 a 7 años de educación; Grupo 2: 8 a 11 años de educación; Grupo 3: 12 años de educación; Grupo 4: 13 a 15 años de educación; Grupo 5: más de 16 años de educación. La categoría omitida son aquellos individuos con menos de 6 años de educación.
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 4.7
Número de hijos y pobreza



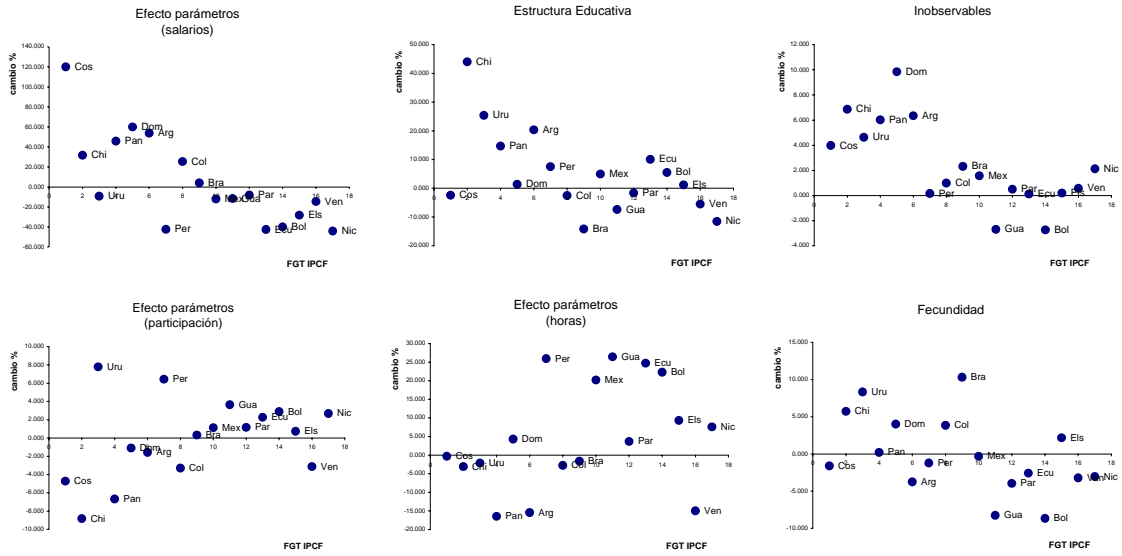
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 5.1
Microsimulaciones
Coeficiente de Gini y su cambio después de la simulación



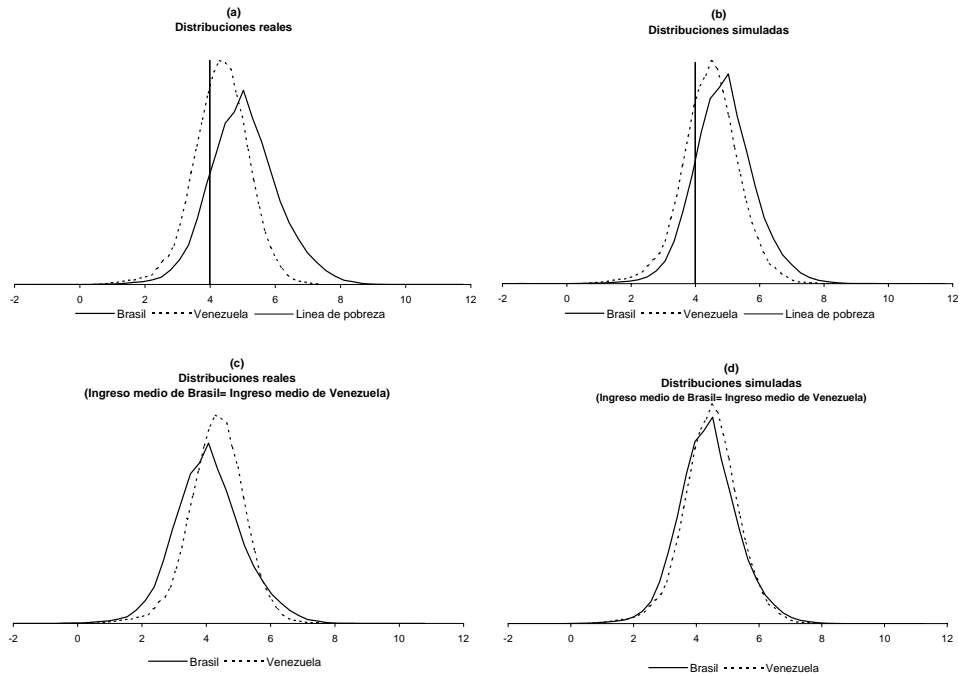
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 5.2
Microsimulaciones
Tasa de incidencia de la pobreza
y su cambio después de la simulación



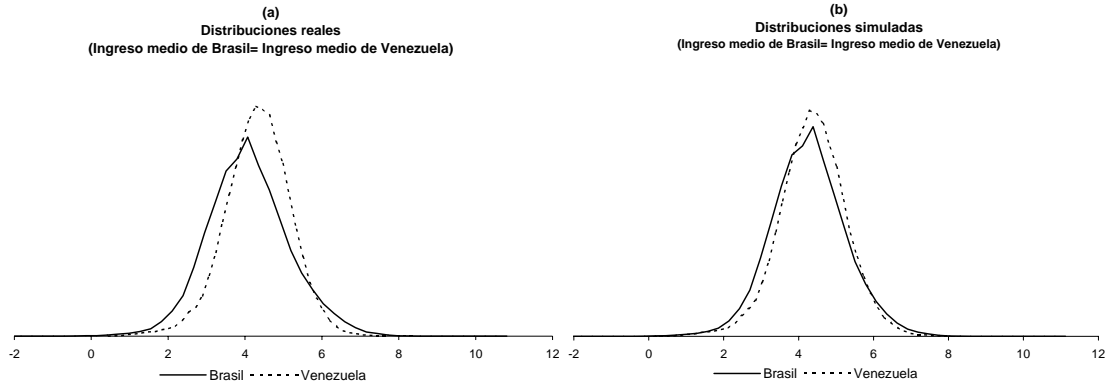
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 5.3
Microsimulaciones
Distribuciones del ingreso antes y después del efecto parámetros
sobre la ecuación de salarios



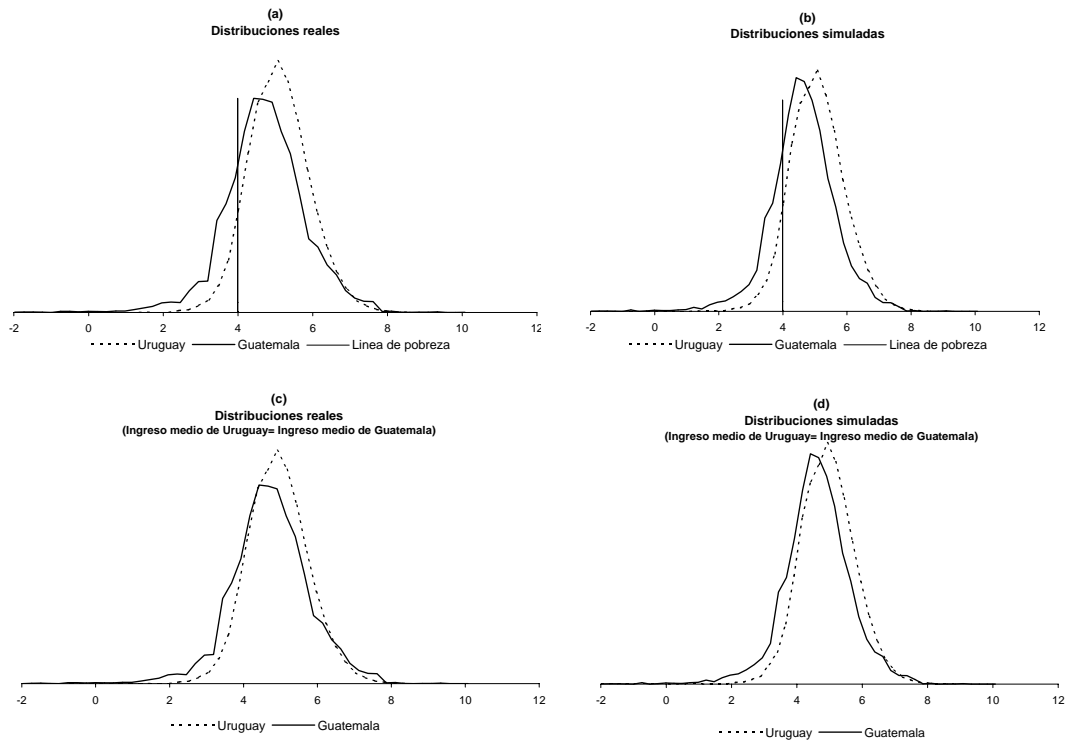
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 5.4
Microsimulaciones
Distribuciones del ingreso antes y después del efecto
retornos a la educación de la ecuación de salarios



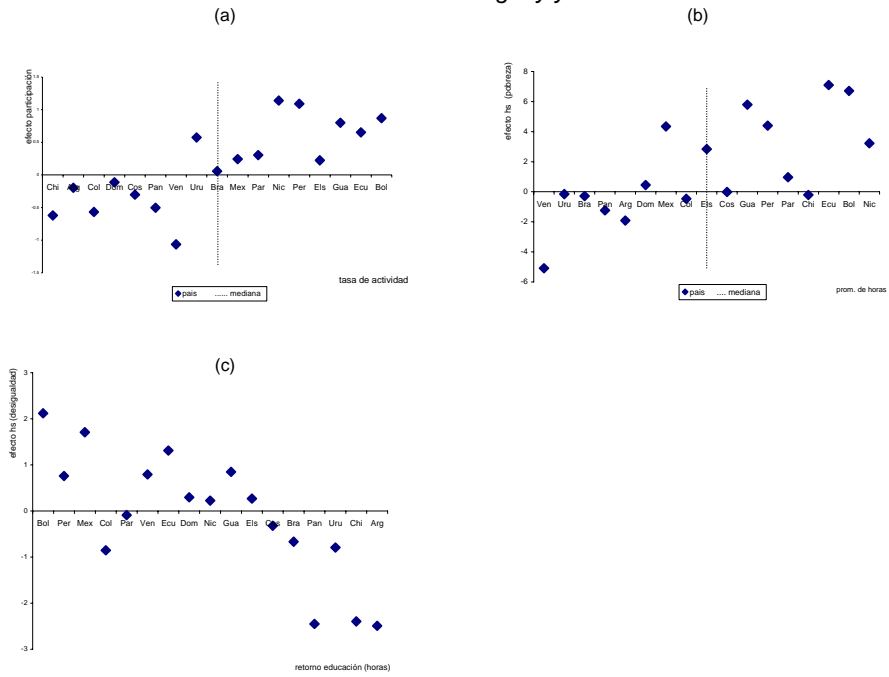
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 5.5
Microsimulaciones
Distribuciones del ingreso antes y después del efecto
estructura educativa



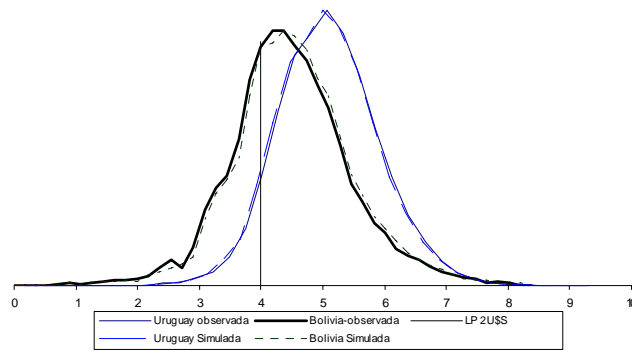
Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 5.6
Efecto fertilidad: Uruguay y Bolivia



Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

Figura 5.7
Efecto fertilidad: Uruguay vs Bolivia



Fuente: Elaboración propia en base a SEDLAC

SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO DEL CEDLAS

Todos los Documentos de Trabajo del CEDLAS están disponibles en formato electrónico en www.depeco.econo.unlp.edu.ar/cedlas.

- Nro. 34 (Marzo, 2006). Francisco Haimovich, Hernán Winkler y Leonardo Gasparini. "Distribución del Ingreso en América Latina: Explorando las Diferencias entre Países".
- Nro. 33 (Febrero, 2006). Nicolás Parlamento y Ernesto Salinardi. "Explicando los Cambios en la Desigualdad: Son Estadísticamente Significativas las Microsimulaciones? Una Aplicación para el Gran Buenos Aires".
- Nro. 32 (Enero, 2006). Rodrigo González. "Distribución de la Prima Salarial del Sector Público en Argentina".
- Nro. 31 (Enero, 2006). Luis Casanova. "Análisis estático y dinámico de la pobreza en Argentina: Evidencia Empírica para el Periodo 1998-2002".
- Nro. 30 (Diciembre, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Leopoldo Tornarolli. "Growth and Income Poverty in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
- Nro. 29 (Noviembre, 2005). Mariana Marchionni. "Labor Participation and Earnings for Young Women in Argentina".
- Nro. 28 (Octubre, 2005). Martín Tetaz. "Educación y Mercado de Trabajo".
- Nro. 27 (Septiembre, 2005). Matías Busso, Martín Cicowiez y Leonardo Gasparini. "Ethnicity and the Millennium Development Goals in Latin America and the Caribbean".
- Nro. 26 (Agosto, 2005). Hernán Winkler. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Uruguay".
- Nro. 25 (Julio, 2005). Leonardo Gasparini, Federico Gutiérrez y Guido G. Porto. "Trade and Labor Outcomes in Latin America's Rural Areas: A Cross-Household Surveys Approach".
- Nro. 24 (Junio, 2005). Francisco Haimovich y Hernán Winkler. "Pobreza Rural y Urbana en Argentina: Un Análisis de Descomposiciones".
- Nro. 23 (Mayo, 2005). Leonardo Gasparini y Martín Cicowiez. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".
- Nro. 22 (Abril, 2005). Leonardo Gasparini y Santiago Pinto. "Equality of Opportunity and Optimal Cash and In-Kind Policies".

- Nro. 21 (Abril, 2005). Matías Busso, Federico Cerimedo y Martín Cicowiez. "Pobreza, Crecimiento y Desigualdad: Descifrando la Última Década en Argentina".
- Nro. 20 (Marzo, 2005). Georgina Pizzolitto. "Poverty and Inequality in Chile: Methodological Issues and a Literature Review".
- Nro. 19 (Marzo, 2005). Paula Giovagnoli, Georgina Pizzolitto y Julieta Trías. "Monitoring the Socio-Economic Conditions in Chile".
- Nro. 18 (Febrero, 2005). Leonardo Gasparini. "Assessing Benefit-Incidence Results Using Decompositions: The Case of Health Policy in Argentina".
- Nro. 17 (Enero, 2005). Leonardo Gasparini. "Protección Social y Empleo en América Latina: Estudio sobre la Base de Encuestas de Hogares".
- Nro. 16 (Diciembre, 2004). Evelyn Vezza. "Poder de Mercado en las Profesiones Autorreguladas: El Desempeño Médico en Argentina".
- Nro. 15 (Noviembre, 2004). Matías Horenstein y Sergio Olivieri. "Polarización del Ingreso en la Argentina: Teoría y Aplicación de la Polarización Pura del Ingreso".
- Nro. 14 (Octubre, 2004). Leonardo Gasparini y Walter Sosa Escudero. "Implicit Rents from Own-Housing and Income Distribution: Econometric Estimates for Greater Buenos Aires".
- Nro. 13 (Septiembre, 2004). Monserrat Bustelo. "Caracterización de los Cambios en la Desigualdad y la Pobreza en Argentina Haciendo Uso de Técnicas de Descomposiciones Microeconómicas (1992-2001)".
- Nro. 12 (Agosto, 2004). Leonardo Gasparini, Martín Cicowiez, Federico Gutiérrez y Mariana Marchionni. "Simulating Income Distribution Changes in Bolivia: a Microeconomic Approach".
- Nro. 11 (Julio, 2004). Federico H. Gutierrez. "Dinámica Salarial y Ocupacional: Análisis de Panel para Argentina 1998-2002".
- Nro. 10 (Junio, 2004). María Victoria Fazio. "Incidencia de las Horas Trabajadas en el Rendimiento Académico de Estudiantes Universitarios Argentinos".
- Nro. 9 (Mayo, 2004). Julieta Trías. "Determinantes de la Utilización de los Servicios de Salud: El Caso de los Niños en la Argentina".
- Nro. 8 (Abril, 2004). Federico Cerimedo. "Duración del Desempleo y Ciclo Económico en la Argentina".
- Nro. 7 (Marzo, 2004). Monserrat Bustelo y Leonardo Lucchetti. "La Pobreza en Argentina: Perfil, Evolución y Determinantes Profundos (1996, 1998 Y 2001)".
- Nro. 6 (Febrero, 2004). Hernán Winkler. "Estructura de Edades de la Fuerza Laboral y Distribución del Ingreso: Un Análisis Empírico para la Argentina".

- Nro. 5 (Enero, 2004). Pablo Acosta y Leonardo Gasparini. "Capital Accumulation, Trade Liberalization and Rising Wage Inequality: The Case of Argentina".
 - Nro. 4 (Diciembre, 2003). Mariana Marchionni y Leonardo Gasparini. "Tracing Out the Effects of Demographic Changes on the Income Distribution. The Case of Greater Buenos Aires".
 - Nro. 3 (Noviembre, 2003). Martín Cicowiez. "Comercio y Desigualdad Salarial en Argentina: Un Enfoque de Equilibrio General Computado".
 - Nro. 2 (Octubre, 2003). Leonardo Gasparini. "Income Inequality in Latin America and the Caribbean: Evidence from Household Surveys".
 - Nro. 1 (Septiembre, 2003). Leonardo Gasparini. "Argentina's Distributional Failure: The Role of Integration and Public Policies".
-