

---

# El efecto de los cambios en el *stock* educativo sobre las pautas de desigualdad económica en diferentes países latinoamericanos. Un análisis mediante técnicas de microsimulación

Jorge Calero y Josep-Oriol Escardíbul<sup>1</sup>

## 1. Introducción. Objetivos

La evolución de la desigualdad económica depende de una serie compleja de factores que se interrelacionan. Algunos de estos factores, específicamente el *stock* de cualificaciones educativas, pueden ser regulados desde el interior del sistema educativo; otros dependen del funcionamiento de los mercados de trabajo (es el caso del nivel de actividad, ocupación, número de horas trabajadas, niveles salariales, etc.). El objetivo de este trabajo es el análisis, utilizando técnicas de microsimulación, del efecto diferenciado de este conjunto de variables sobre los niveles de desigualdad económica en dos países latinoamericanos (Brasil y Chile); dentro de este objetivo general se presta especial atención al efecto «aislado» de dos factores relacionados con la educación: por una parte, el *stock* de cualificaciones educativas y, por otra, las diferencias salariales vinculadas a la posesión de mayores niveles educativos (prima salarial educativa).

Para esta exploración de las posibilidades que proporciona la microsimulación en este terreno han supuesto un recurso metodológico fundamental las aportaciones del excelente trabajo de Altimir *et al.* (2002). La aproximación metodológica utilizada corresponde, como se verá, a la microsimulación *ex post*, si bien en la línea de investigación que estamos desarrollando se tiene previsto aplicar en el futuro aproximaciones *ex ante* (véase el apartado 2).

Los casos elegidos para este análisis son Brasil y Chile; el ámbito temporal abarcado es la década de 1990. En ambos casos estamos ante economías que crecieron durante el período: en términos reales por habi-

tante la década de 1990 dejó un 12,8 % de crecimiento en Brasil y un 55,8 % en Chile (fuente: CEPAL, 2002). En los dos países también se produjo durante el período analizado una mejora del *stock* educativo, incrementándose el número medio de años de escolarización de la población.

El caso de Brasil resulta especialmente interesante debido a dos motivos: en primer lugar, en Brasil los niveles de desigualdad económica se sitúan entre los mayores del mundo, habiéndose incrementado, además, en la década considerada (índice de Gini de 0,600 en 1990 y de 0,613 en 1999). En segundo lugar, trabajos anteriores (véase Calero y Escardíbul, 2004) apuntaban a la existencia de un comportamiento atípico de la prima salarial educativa en Brasil con respecto al resto de países latinoamericanos. En un análisis bivalente, mediante indicadores, Brasil aparecía como una excepción, en tanto que las diferencias salariales entre niveles educativos no se incrementaban, en la década de 1990, como sí sucedía (y de forma intensa) en el resto de países analizados; veremos cómo el análisis multivalente confirma la existencia de una ligera caída de la prima salarial educativa y comprobaremos cuáles son las repercusiones de todo ello sobre los niveles de desigualdad.

El caso de Chile resulta asimismo muy interesante. Los niveles de desigualdad son también elevados (aunque inferiores a los de Brasil) y crecientes: 0,554 en 1990 y 0,556 en 1998; la prima salarial educativa, en este caso, ha aumentado. Se trata del país latinoamericano con un crecimiento económico más fuerte durante la década analizada y, también, aquel donde mayor incidencia han tenido las reformas estructurales.

Los contenidos de este trabajo se organizan del siguiente modo: en el apartado 2 se presentan y debaten las diferentes posibilidades que ofrecen las metodologías de microsimulación; en el apartado 3 exponemos el origen y las características de los datos con los que se realiza el trabajo empírico; en el apartado 4 describimos los diferentes pasos que se han dado en esta aplicación concreta de la microsimulación. En el apartado 5 se muestran los cambios acaecidos en las variables que hemos analizado, mientras que en el apartado 6 se presentan los resultados de la microsimulación, para concluir en el apartado 7.

## 2. Metodologías de microsimulación

Mediante microsimulación es posible analizar el impacto de alteraciones motivadas por cambios en las políticas económicas o sociales o por cambios autónomos de los mercados, a través de la creación de poblaciones «hipotéticas». Estas poblaciones «hipotéticas» son el resultado de combinar la información real contenida en bases de microdatos (de encuestas de hogares, por ejemplo) con los cambios simulados y sus efectos. En el caso de que los cambios simulados incorporen únicamente las alteraciones a corto plazo de algunas variables (la renta de los individuos, por ejemplo) permaneceríamos en el ámbito de la microsimulación estática. Cuando los cambios simulados incorporan además hipótesis relativas a cómo varía el comportamiento de los individuos ante las alteraciones añadidas al modelo pasamos al ámbito de la microsimulación dinámica. Un ejemplo característico de estos dos tipos de análisis se encuentra en las microsimulaciones de reformas en el impuesto sobre la renta. Éstas pueden ser estáticas o, cuando se incorporan hipótesis acerca de las reacciones de la oferta de trabajo ante la reforma, dinámicas.

El terreno en el que la microsimulación empezó a aplicarse, y aquel donde más desarrollo ha tenido, es el correspondiente al análisis del impacto distributivo de las prestaciones en efectivo y de determinados impuestos;<sup>2</sup> su aplicación al análisis de las políticas de gasto en especie está menos extendida. En cualquier caso, la microsimulación es un excelente recurso para analizar en profundidad no sólo el efecto agregado de un cambio de las políticas o de los mercados, sino también (y quizá de forma más relevante) quiénes son los ganadores y los perdedores en tales cambios.

La mayor parte de los trabajos de microsimulación han tenido, hasta el momento, un carácter *ex ante*: se analizan los efectos que tendrían lugar en el futuro a partir de datos del presente. La aproximación *ex post*, aunque menos extendida, resulta también valiosa, en tanto que permite evaluar los resultados de una determinada política ya aplicada.<sup>3</sup>

Entre las experiencias internacionales de aplicación de modelos de microsimulación al ámbito de la evaluación de políticas públicas destacamos a continuación algunas de las más notables. EUROMOD (European Tax-Benefit Model) es un modelo aplicado a los países de la Unión Europea que se ha desarrollado a partir de varios proyectos europeos; en la actualidad estos proyectos están coordinados, desde la Universidad de

Essex, por el profesor Sutherland.<sup>4</sup> TAXBEN es el modelo de microsimulación de impuestos y prestaciones en efectivo del Institute for Fiscal Studies, en el Reino Unido. FAMSIM (Family Microsimulation Model) es un modelo dinámico destinado a la microsimulación de las interacciones, a lo largo de la vida, entre educación, trabajo y organización familiar en distintos países europeos; este proyecto ha sido desarrollado desde el Instituto Austríaco de Estudios de Familia. Finalmente existe una iniciativa conjunta de los profesores François Bourguignon (Banco Mundial) y Amedeo Spadaro (DELTA-París) para crear un proyecto de microsimulación de evaluación *ex ante* sobre programas sociales (Bourguignon y Spadaro, 2005).

La aplicación en España de las técnicas de microsimulación tiene dos hitos destacables, ambos en el terreno de la microsimulación de los ingresos públicos y de las prestaciones públicas en efectivo. En primer lugar, dentro de la Unidad de Microsimulación del Instituto de Estudios Fiscales, se han diseñado el SINDIEF (Simulador de Imposición Indirecta del IEF) y el SIRPIEF (Simulador del Impuesto sobre la Renta Personal del IEF). En segundo lugar, en la Universitat Autònoma de Barcelona, bajo la dirección de la profesora Mercader, se desarrolló ESPASIM, un modelo estático de microsimulación de políticas impositivas y subsidios.<sup>5</sup>

Una revisión de la literatura permite comprobar cómo las metodologías de microsimulación han sido, por el momento, aplicadas de una forma muy limitada al análisis de las políticas educativas. Únicamente pueden señalarse diversas evaluaciones *ex ante* y *ex post* referidas a programas de gasto público destinado a prestaciones a las familias condicionadas a la participación de los hijos/as en la escuela.<sup>6</sup> Sin embargo, existen estudios, entre los que destacaremos el excelente trabajo de Altmir *et al.* (2002), en los que se incorporan variables educativas en microsimulaciones *ex post* de la distribución de la renta.

### 3. Los datos utilizados en el análisis empírico

Las bases de datos utilizadas en este estudio corresponden a encuestas de hogares de Brasil y Chile. Las cuatro bases de datos utilizadas (especialmente las variables relativas a las rentas del hogar) han sido estandarizadas previamente por la División de Estadística y Proyecciones Económi-

cas de la CEPAL.<sup>7</sup> Las características de cada una de ellas se exponen a continuación.

Brasil (Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios): encuestas de los años 1990 y 1999. La encuesta de 1990 —cuarto trimestre— está aplicada a 73.200 hogares (con 306.493 individuos), que representan a una población de 147,3 millones de personas. Por su parte, la encuesta de 1999 —septiembre— está aplicada a 93.959 hogares (352.393 individuos), que representan a una población de 160,3 millones de personas.

Chile (Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional —CASEN—): encuestas de los años 1990 y 1998. La encuesta de 1990 —noviembre— está aplicada a 25.127 hogares (con 102.412 individuos), que representan a una población de 12.934.650 personas. La encuesta de 1998 —noviembre y diciembre— está aplicada a 48.103 hogares (con 188.348 individuos), que representan a una población de 14.623.269 personas.

#### 4. Metodología del análisis empírico

Como se ha indicado en la introducción, este estudio pretende conocer los efectos de los cambios en diversos factores socioeconómicos sobre la desigualdad de rentas (calculada mediante el índice de Gini) en la década de 1990. Dichos factores son los siguientes: tasa de actividad, tasa de desempleo, nivel educativo (en años de escolarización) y remuneraciones laborales (salarios).

El análisis del efecto de los cambios en cada uno de los factores enumerados sobre la desigualdad se realiza mediante una microsimulación *ex post* (véase el apartado 2) de tipo acumulativo, es decir, en primer lugar se analiza el efecto del cambio de la tasa de actividad laboral, en la década de 1990, sobre el índice de Gini; en segundo lugar se considera, desde la situación anterior, el cambio en la tasa de desempleo sobre dicho índice; posteriormente se añade el efecto de la variación en los años de escolarización; y, finalmente, las alteraciones en los salarios. Los cambios en los factores considerados se refieren sólo a la población entre 25 y 65 años de edad (población activa con estudios terminados), si bien el índice de Gini se calcula para el conjunto de la población. A continuación se detallan las particularidades metodológicas del proceso.

*Paso 1: efecto del cambio en la tasa de actividad sobre la desigualdad de rentas*

En primer lugar se calcula el índice de Gini ( $t$ ) para la población del primer año del análisis —Brasil (1990) y Chile (1990)—. Posteriormente se altera la tasa de actividad laboral de las muestras de individuos suponiendo que éstas fueran la de los años finales del estudio —1999 en Brasil y 1998 en Chile—. El proceso contiene las siguientes etapas:

- 1.1. Para cada sexo, y considerando el intervalo de edad entre 25 y 65 años, se calcula la probabilidad que tienen los individuos de estar activos en el año inicial ( $t$ ). Dicho cálculo se lleva a cabo mediante un modelo de regresión logístico (ya que la variable dependiente es de naturaleza dicotómica, con valor 1 cuando los individuos se declaran activos y 0 en caso contrario). Las variables explicativas son las siguientes: cabeza de familia (variable dicotómica que toma valor 1 en caso afirmativo y 0 en caso contrario), edad (dividida en cuatro intervalos: 25-34 años; 35-44; 45-54; 55-65), urbano (con valor 1 si los individuos viven en un ámbito urbano y 0 si éste es rural), presencia de hijos menores de 16 años (dicotómica), así como los años de escolarización.
- 1.2. Se ordena a los individuos según la probabilidad de estar activos, calculada en el paso anterior en función de las características personales de los mismos, considerando por separado hombres y mujeres.
- 1.3. De la muestra anterior se define como activo un porcentaje de población igual a la tasa de actividad (de hombres y mujeres) del año final del estudio ( $t + k$ ).
- 1.4. Se calcula la probabilidad de estar ocupado siguiendo el mismo procedimiento econométrico descrito en el punto 1.1, si bien la variable dependiente se refiere a si los individuos están ocupados en el año inicial del estudio ( $t$ ).
- 1.5. Se asignan remuneraciones a aquellos que pasan a considerarse activos tras la simulación (cambio conocido a partir del punto 1.3) y se encuentran ocupados (punto 1.4). Así, la muestra mantiene la tasa de ocupación de principios de la década analizada ( $t$ ) pero la tasa de actividad es la de finales de la misma ( $t + k$ ). La asignación de salarios se efectúa del siguiente modo: se esti-

ma un modelo de regresión múltiple donde la variable dependiente es el logaritmo neperiano de los salarios y las variables explicativas son los años de escolarización, la edad y la edad al cuadrado, siguiendo la típica función salarial minceriana (véase Mincer, 1974). A partir de los coeficientes de regresión estimados es posible obtener un salario que se asignará a aquellos inactivos que, tras la simulación, aparezcan como empleados.

- 1.6. Se sustraen el salario (en el caso de los asalariados) u otras rentas laborales (en el caso de los autoempleados) declaradas en (t) de la renta de los individuos que, tras la simulación llevada a cabo, se encuentran inactivos; no se altera ningún otro tipo de renta no salarial.
- 1.7. Se calcula un nuevo Gini ( $p_1$ ). La comparación entre Gini (t) y el nuevo Gini ( $p_1$ ), que considera la muestra de (t) pero suponiendo la tasa de actividad de (t + k) — con los cambios en las remuneraciones señalados en 1.5 y 1.6—, permite cuantificar el efecto del cambio experimentado en la desigualdad de rentas como consecuencia del cambio en la tasa de actividad.

### *Paso 2: efecto del cambio en la tasa de desempleo sobre la desigualdad de rentas*

En el segundo paso el efecto analizado es el cambio en la tasa de desempleo sobre la desigualdad de rentas (empíricamente se ha estudiado dicho efecto considerando los cambios en la tasa de ocupación). Metodológicamente, el proceso es muy similar al descrito en el paso 1 pero la variable que cabe alterar es la tasa de ocupación. En concreto:

- 2.1. Para aquellos entre 25 y 65 años se calcula la probabilidad que tienen hombres y mujeres de estar ocupados en (t). Dicho cálculo se lleva a cabo mediante un modelo de regresión logístico como el descrito en 1.1, con las mismas variables explicativas, si bien la variable dependiente considera si los individuos están, o no, ocupados.
- 2.2. Se ordena a los individuos, considerando por separado hombres y mujeres, según su probabilidad de estar ocupados y, posteriormente, se considera como ocupado a un porcentaje de población igual a la tasa de ocupación en (t + k).

- 2.3. Se asignan remuneraciones a aquellos que, tras la simulación, dejan de ser inactivos o desocupados y se convierten en ocupados (considerando la tasa de ocupación de  $t + k$ ); simultáneamente se sustraen las remuneraciones derivadas del trabajo (asalariado o autoempleado) que hubieran declarado en  $(t)$  a los que aparecen, tras la simulación, como desempleados o inactivos. La asignación de salarios se efectúa mediante una regresión múltiple, tal y como se ha descrito en 1.5.
- 2.4. Se calcula un nuevo Gini ( $p_2$ ). En este paso 2 se han alterado tanto la tasa de actividad como la de ocupación, a diferencia del paso 1 en el que sólo se ha alterado la tasa de actividad (debe recordarse que el proceso de cálculo es acumulativo, es decir, el cambio en la tasa de ocupación es adicional al ya realizado sobre la tasa de actividad). Por tanto, la comparación entre Gini ( $p_2$ ) y Gini ( $p_1$ ) permite cuantificar el efecto adicional del cambio en la tasa de ocupación (o de desempleo) sobre dicho índice de desigualdad.

*Paso 3: efecto del cambio en los años de escolarización terminados sobre la desigualdad de rentas*

En un tercer paso se considera cómo varía el índice de Gini debido a los cambios en los años de escolarización terminados durante la década de 1990. El proceso es el siguiente:

- 3.1. Considerando la muestra de  $(t)$ , se ordena a los individuos, entre 25 y 65 años, en función de un conjunto de variables (años de escolarización alcanzado, edad y residencia urbana o rural), de modo que éstos aparecen ordenados en función de su probabilidad de ver alterados los años de escolarización.
- 3.2. Se alteran los años de escolarización de la muestra en  $(t)$  de manera que su distribución sea igual a la existente a finales de la década  $(t + k)$ .
- 3.3. Se genera un salario ficticio para aquellos que han alterado su nivel educativo (ecuación minceriana con años de escolarización estimados). El nuevo salario considera esa renta ficticia estimada sólo en el porcentaje explicado por la regresión (se



- mantienen los residuos de la ecuación salarial descrita en 1.5).
- 3.4. Debido al carácter acumulativo de la metodología utilizada, se alteran las rentas del trabajo del siguiente modo: se asigna un salario a aquellos inactivos o desempleados que se convierten en ocupados tras la simulación; se reducen las rentas laborales (salarios y rentas de autónomos) de los ocupados en (t) que quedan como desempleados o inactivos; se varían los salarios de aquellos ocupados en (t) que, tras la simulación, se mantienen como ocupados, pero que han cambiado de nivel educativo —en este caso se alteran los salarios declarados en (t) por los nuevos salarios estimados según lo descrito en 3.3—. La diferencia entre el nuevo índice de desigualdad, Gini ( $p_3$ ), respecto a Gini ( $p_2$ ), muestra el efecto adicional del cambio en los años de escolarización sobre la desigualdad de rentas.

*Paso 4: efecto del cambio en las remuneraciones salariales sobre la desigualdad de rentas*

En este último paso se analiza el efecto de los cambios en los salarios, durante la década analizada, sobre la desigualdad. El cálculo de este efecto consta de las siguientes fases:

- 4.1. Se estima, mediante regresión, una ecuación salarial minceriana para la población activa asalariada, entre 25 y 65 años de edad, en (t + k). Dicha ecuación considera las rentas salariales de (t + k) en valores referidos a (t), es decir, una vez descontados los procesos inflacionarios, devaluaciones y cambios de moneda acaecidos.<sup>8</sup>
- 4.2. Se generan unos nuevos salarios en función de los coeficientes de la regresión obtenidos en la estimación de la ecuación señalada en 4.1. Como se ha explicado en 3.3, los salarios estimados contienen una parte que proviene de la regresión de una ecuación minceriana de salarios con los datos de (t + k), según la capacidad explicativa de dicha ecuación, y otra parte que corresponde a los residuos de la estimación de una ecuación salarial minceriana con la muestra de (t).

- 4.3. Se alteran los salarios en función de los cambios observados durante la década considerada del siguiente modo: a los ocupados en (t) que tras la simulación permanecen ocupados se les añade, al total de la renta declarada, el salario estimado y se le sustrae los ingresos salariales declarados en (t); a los inactivos o desempleados en (t) que pasan a tener un empleo en (t + k) se les añade el nuevo salario estimado a las rentas no salariales que tuvieran; asimismo, se reducen los ingresos provenientes del trabajo (de asalariados y autoempleados) de aquellos ocupados en (t) que quedan sin empleo tras la simulación.
- 4.4. Se calcula un nuevo índice de Gini ( $p_4$ ) que, respecto al Gini ( $p_3$ ), muestra el efecto adicional del cambio en las remuneraciones a lo largo de la década sobre la desigualdad de la renta.

El cálculo del conjunto de índices de Gini (t,  $p_1$ ,  $p_2$ ,  $p_3$ ,  $p_4$ ), así como el índice para el último año considerado (t + k), permite conocer la evolución de la desigualdad de rentas durante los años noventa, así como qué parte de dicho cambio queda explicado por los distintos factores considerados.

## 5. Descriptivos

Antes de exponer los resultados conviene describir, brevemente, los cambios acaecidos en la década de 1990 en los países considerados con respecto a las variables incluidas en la microsimulación.

Como se observa en los cuadros 1 y 2, en la década de 1990 se ha producido un incremento significativo de la tasa de actividad de las mujeres en los dos países analizados (29 y 24,8 %), mientras que dicha tasa apenas ha variado para los hombres. Asimismo, tanto en Brasil como en Chile las tasas de desempleo permanecen en niveles bajos durante toda la década, si bien han aumentado en todos ellos, tanto en hombres como en mujeres (en este último caso destaca el incremento para las brasileñas).

Con respecto a la variable «años de escolarización», a principio de la década las mujeres tenían, en promedio, unos valores inferiores a los hombres. A finales de la década, si bien los incrementos de esta variable han sido mayores en las primeras que en los segundos (tanto en términos absolutos como relativos), sólo en Brasil las mujeres tienen más años de

escolarización. Durante el período analizado, en Brasil ha disminuido el índice de concentración de los años de escolarización con ordenación en función de la renta (considerando la población entre 25 y 35 años), mientras que dicho índice se ha incrementado en Chile.<sup>9</sup>

Finalmente, debe señalarse que la década de 1990 no ha servido para igualar el salario medio de las mujeres al de los hombres. Así, tanto a principios de dicha década como a finales, los hombres obtienen unas rentas salariales en torno a 1,5 veces superior a las mujeres. Ahora bien, dicha diferencia se ha reducido tanto para Brasil (de 1,5 a 1,2) como en el caso de Chile (de 1,4 a 1,3). Considerando hombres y mujeres por se-

CUADRO 1  
*Cambios de las variables alteradas  
en el análisis de microsimulación: Brasil, 1990-1999*

Variables	1990	1999	Variación absoluta (1990-1999)	Variación porcentual (1990-1999)
Tasa de actividad (% sobre el total de población entre 25 y 65 años)				
Hombres	91,3	90,3	-1,0	-1,1
Mujeres	47,2	60,9	13,7	29,0
Tasa de desempleo (% sobre el total de activos entre 25 y 65 años)				
Hombres	2,8	5,4	2,6	92,9
Mujeres	2,1	8,6	6,5	309,5
Años medios de escolarización (población entre 25 y 65 años)				
Hombres	5,4	6,0	0,6	11,1
Mujeres	5,3	6,2	0,9	17,0
Índice de concentración de los años de escolarización con ordenación en función de la renta (población entre 25 y 35 años)				
	0,27	0,24	-0,03	-11,1
Salario medio (en cruzeiros constantes de 1990, asalariados entre 25 y 65 años)				
Hombres	35.592	48.008	12.416	34,9
Mujeres	24.043	41.101	17.058	70,9

CUADRO 2  
*Cambios de las variables alteradas  
 en el análisis de microsimulación: Chile, 1990-1998*

Variables	1990	1998	Variación absoluta (1990-1998)	Variación porcentual (1990-1998)
Tasa de actividad (% sobre el total de población entre 25 y 65 años)				
Hombres	89,4	91,6	2,2	2,5
Mujeres	37,5	46,8	9,3	24,8
Tasa de desempleo (% sobre el total de activos entre 25 y 65 años)				
Hombres	5,8	7,1	1,3	22,4
Mujeres	6,3	8,3	2,0	31,7
Años medios de escolarización (población entre 25 y 65 años)				
Hombres	9,1	9,9	0,8	8,8
Mujeres	8,7	9,6	0,9	10,3
Índice de concentración de los años de escolarización con ordenación en función de la renta (población entre 25 y 35 años)				
	0,15	0,20	0,05	33,3
Salario medio (en pesos constantes de 1990, asalariados entre 25 y 65 años)				
Hombres	84.108	120.435	36.327	43,2
Mujeres	58.980	91.504	32.524	55,1

parado, la década de 1990 ha permitido aumentar significativamente los salarios medios, en términos reales, especialmente para las mujeres brasileñas y los hombres y mujeres de Chile.

## 6. Resultados

En el caso de Brasil, el índice de Gini de 1990 (t) toma un valor de 0,600, mientras que el correspondiente a 1999 (t + k) es 0,613 (véase el cuadro

3). Así, en la década analizada la desigualdad de rentas ha aumentado muy ligeramente (2,17 %). A continuación se muestran los efectos de los cambios en los factores socioeconómicos considerados sobre dicha desigualdad.

Las variaciones de las tasas de actividad (leve y negativa en los hombres, sustancial y positiva en las mujeres) han incidido ligeramente sobre la desigualdad, pasando el índice de Gini ( $p_1$ ) a 0,592, con una reducción, respecto a 1990, del 1,33 %. Sin embargo, el incremento en la tasa de desempleo de hombres y mujeres actúa en sentido contrario, de modo que el índice de Gini ( $p_2$ ) pasa a 0,596. En consecuencia, se observa que los cambios referidos a estas variables laborales, en conjunto, no han alterado de un modo importante la desigualdad de rentas en la década de 1990.

Con respecto a la educación, las variaciones en los años de escolarización actúan significativamente en la reducción de la desigualdad; considerando el índice de Gini ( $p_3$ ), éste pasa a 0,579, es decir, una reducción del 2,83 % respecto a Gini (t). Asimismo, los cambios en los salarios reducen ligeramente, de forma adicional, la desigualdad, ya que el nuevo índice de Gini ( $p_4$ ) pasa a 0,577. A este respecto debe señalarse que, en la ecuación salarial minceriana, el coeficiente asociado a la variable educativa ( $\beta$ ) es ligeramente menor en 1999 que en 1990; de este modo, la reducción en la prima salarial permite explicar parte de la reducción de la desigualdad observada. Asimismo, el efecto de la edad complementa al educativo, ya que la prima de edad ( $\gamma$ ) también se reduce (véase el cuadro 4).

Por último, debe considerarse que las variables utilizadas en la microsimulación dejan sin explicar un incremento producido en la desigualdad a lo largo de la década que, probablemente, se deriva de la distribución de las rentas del trabajo no salariales y de la distribución de las rentas del capital.

Como se muestra en el cuadro 5, el índice de Gini apenas ha variado en Chile, pasando de 0,554 (t) a 0,556 (t + k); así, la desigualdad de rentas se ha incrementado, entre 1990 y 1998, en un 0,36 %. Considerando los efectos de las variables laborales sobre la desigualdad de rentas puede señalarse lo siguiente: las variaciones positivas en las tasas de actividad de hombres y mujeres no han reducido la desigualdad —al contrario, el índice de Gini crece de 0,554 (t) a 0,557 ( $p_1$ ), es decir, un 0,77 %; sin embargo, las variaciones en el desempleo (algo mayor a finales de la década) tienen un efecto positivo sobre la desigualdad, de

CUADRO 3  
*Cambios en el índice de Gini: Brasil, 1990-1999*

Índice de Gini	1990-1999	Efectos secuenciales	Efecto % sobre Gini (t) de 1990
Gini (t): año 1990	0,600		
Gini (p <sub>1</sub> ): cambio en la tasa de actividad	0,592	-0,008	-1,33
Gini (p <sub>2</sub> ): cambio en la tasa de actividad y desempleo	0,596	0,004	0,67
Gini (p <sub>3</sub> ): cambio en la tasa de actividad, desempleo y años de escolarización	0,579	-0,017	-2,83
Gini (p <sub>4</sub> ): cambio en la tasa de actividad, desempleo, años de escolarización y remuneración	0,577	-0,002	-0,33
Gini (t + k): año 1999*	0,613	0,036	6,00
Variación de la desigualdad (1990-1999)		0,013	2,17

\* La casilla correspondiente al efecto % sobre Gini (t) muestra el cambio en la desigualdad no explicado por la microsimulación.

CUADRO 4  
*Variación de los coeficientes de las variables  
 en las ecuaciones salariales mincerianas, Brasil 1990-1999*

Coeficiente	Brasil 1990		Brasil 1999	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
$\beta$ (anoest)	0,150	0,153	0,133	0,139
$\gamma_1$ (edad)	0,106	0,081	0,088	0,063
$\gamma_2$ (edad al cuadrado)	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001

modo que Gini (p<sub>2</sub>) desciende a 0,546 — un 0,38 % respecto a Gini (t) —. Ahora bien, como en el caso de Brasil, los cambios de las variables laborales, en conjunto, no han alterado significativamente la desigualdad de rentas en la década analizada.

Con referencia a la educación, los incrementos en los años de escolarización inciden significativamente en Gini (p<sub>3</sub>), que aumenta hasta el 0,569; de este modo, esta variable ha provocado incrementos de la desigualdad en la década considerada (un 4,15 % respecto a 1990). Tal in-

CUADRO 5  
*Cambios en el índice de Gini: Chile, 1990-1998*

Índice de Gini	1990-1998	Efectos secuenciales	Efecto % sobre Gini (t) de 1990
Gini (t): año 1990	0,554		
Gini (p <sub>1</sub> ): cambio en la tasa de actividad	0,557	0,003	0,54
Gini (p <sub>2</sub> ): cambio en la tasa de actividad y desempleo	0,546	-0,011	-1,99
Gini (p <sub>3</sub> ): cambio en la tasa de actividad, desempleo y años de escolarización	0,569	0,023	4,15
Gini (p <sub>4</sub> ): cambio en la tasa de actividad, desempleo, años de escolarización y remuneración	0,498	-0,071	-12,82
Gini (t + k): año 1998*	0,556	0,053	9,57
Variación de la desigualdad (1990-1998)		0,002	0,36

\* La casilla correspondiente al efecto % sobre Gini (t) muestra el cambio en la desigualdad no explicado por la microsimulación.

CUADRO 6  
*Variación de los coeficientes de la variable educativa (prima salarial)  
en las ecuaciones de regresión salarial minceriana, Chile 1990-1998*

Coeficiente	Chile 1990		Chile 1998	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
$\beta$ (anoest)	0,100	0,098	0,110	0,114
$\gamma_1$ (edad)	0,075	0,061	0,040	0,019
$\gamma_2$ (edad al cuadrado)	-0,001	-0,001	0,000	-0,00006

cremento en la desigualdad está provocado por el aumento del índice de concentración de los años de escolarización, que apreciábamos en el cuadro 2. Sin embargo, los cambios en los salarios reducen la desigualdad, ya que el nuevo índice de Gini (p<sub>4</sub>) pasa a 0,498 —cae la desigualdad, respecto a (t), un 12,82 %—. En referencia a este último cambio, a pesar del aumento en la prima salarial ( $\beta$ ), el descenso en la prima de edad ( $\gamma$ ) permite explicar parte de la reducción de la desigualdad acaecida (véase el cuadro 6). Finalmente, como en el caso de Brasil, las variables utiliza-

das en la simulación dejan sin explicar parte del incremento producido en la desigualdad entre 1990-1998.

## 7. Conclusiones

Los dos casos estudiados corresponden a países en los que la economía creció durante el período considerado, incrementándose también la remuneración media real de los trabajadores, si bien la desigualdad de las rentas durante el período creció muy ligeramente. Podemos dividir los resultados del ejercicio de microsimulación que hemos planteado en dos zonas: los pasos 1 y 2 (correspondientes a la microsimulación de alteraciones en variables laborales) y los pasos 3 y 4 (correspondientes a la microsimulación de alteraciones relacionadas con la educación: número de años de escolarización y prima salarial).

Por lo que respecta a la primera zona, tanto en Brasil como en Chile los cambios de las variables laborales, en conjunto, no han alterado significativamente la desigualdad de rentas en la década analizada. En ambos casos, tras el paso 2 el índice de Gini se encuentra muy ligeramente por debajo del índice de Gini original. Los cambios en la tasa de actividad y en la tasa de desempleo no tienen un efecto previsible de antemano sobre la desigualdad, ya que dependen de a qué tipo de población afectan en concreto: piénsese cómo la incorporación de un determinado porcentaje de mujeres a puestos de trabajo puede *incrementar* la desigualdad de la renta si las mujeres que se incorporan forman parte de hogares donde ya existen rentas; este incremento será todavía mayor si las mujeres que se incorporan a puestos de trabajo forman parte de hogares donde la renta está por encima de la media.

En cuanto a la segunda zona (pasos 3 y 4), en la que entran en juego las variables educativas, en los dos países analizados los cambios simulados provocan reducciones ligeramente mayores del índice de Gini (de 0,596 a 0,577 en Brasil y de 0,546 a 0,498 en Chile). Estas reducciones las provocan por factores diferentes: en el caso de Brasil, tanto por el incremento de los años de escolarización (cuya distribución pasa a ser más independiente de la renta), como por la caída de la prima salarial educativa y de la prima de edad. En el caso de Chile estos factores no actúan en la misma dirección: así, el incremento de los años de escolarización, debido



a que su nueva distribución es más dependiente de la renta (recordemos que el índice de concentración con ordenación en función de la renta pasa de 0,15 a 0,2), provoca *incrementos* de la desigualdad (paso 3); además, también provoca incrementos de la desigualdad el aumento de la prima salarial (paso 4) que, sin embargo, se ven más que compensados por las reducciones de la desigualdad que provoca la caída de la prima de edad.

Tanto en el caso de Brasil como en el de Chile, el índice de Gini simulado después de los cuatro pasos del proceso que hemos presentado es considerablemente más reducido que el índice real al final del período. Existe, así, un «residuo» de desigualdad no explicado por las variables que se han utilizado en nuestro análisis y que presumiblemente viene provocado por la distribución de las rentas del trabajo no salariales y de las rentas del capital.

En fases subsiguientes de esta línea de investigación se aplicará la misma metodología a otros países latinoamericanos. Contemplamos, también, el avance en la aplicación de metodologías de microsimulación al estudio de las relaciones entre educación y desigualdad en Latinoamérica por medio de análisis de microsimulación *ex ante*, a través de los cuales sea posible anticipar el impacto redistributivo de procesos educativos.

## Notas

1. Los autores han recibido apoyo por parte del Programa Nacional de I + D + I, dentro del Proyecto «Incidencia de la educación sobre la desigualdad económica en América Latina», referencia SEJ2004-01091/ECON.

2. Para una revisión actualizada de las metodologías de la microsimulación y de sus aplicaciones, véase Bourguignon y Spadaro (2005).

3. Este tipo de microsimulación se ha aplicado en ocasiones al análisis de las consecuencias de la expansión de programas ya existentes (*scaling up*). A este respecto, véase Duflo (2003).

4. Véase [www.iser.essex.ac.uk/msu/emod/](http://www.iser.essex.ac.uk/msu/emod/).

5. Para ambos, véase Labeaga y Mercader, coords. (2001).

6. Véase, por ejemplo, Bourguignon *et al.* (2003).

7. Su utilización se efectúa con la autorización expresa de la CEPAL.

8. En Brasil, 1 cruceiro a finales de 1990 equivale nueve años después a 0,014 reales (o 37.524 cruceiros); en Chile, 1 peso de 1990 equivale a 2,09 pesos en 1998.

9. El índice de concentración de los años de escolarización completados con ordenación de los individuos (en la franja de edad entre 25 y 35 años) en función de la renta se basa en el mismo principio del índice de Gini: del mismo modo que el índice de Gini indica el valor del área existente entre una curva de Lorenz y la diagonal, un índice de concentración toma el valor del área existente entre una curva de concentración (correspondiente a la distribución de años de estudio completados, en nuestro caso) y la diagonal. Mientras que un índice de Gini toma necesariamente valores entre 0 y 1 (dado que la curva de Lorenz necesariamente circula por debajo de la diagonal), una curva de concentración puede tomar valores entre  $-1$  y  $+1$  cuando la población se ordena en función de una variable diferente a la variable cuya concentración desea medirse (como en nuestro caso, en que la variable de ordenación es la renta). La fórmula utilizada para el cálculo del índice de concentración es la siguiente:

$$IC_h = \frac{2}{n\mu} \sum_{i=1}^n x_i R_i - 1,$$

donde  $h$  (tipo de servicio considerado, en este caso educación en sus distintos niveles);  $n$  (tamaño de la población);  $x_i$  (años de estudio completados);  $\mu$  (valor medio de  $x$ );  $R_i = i / n$ , es decir, proporción acumulada de la población hasta el individuo  $i$ . La ordenación de los individuos se efectúa, en nuestro análisis, en función de la renta equivalente (corregida mediante una escala de equivalencia de Buhman *et al.* con  $\theta = 0,5$ ).

## Bibliografía

- Altimir, Oscar *et al.* (2002), «La distribución del ingreso en Argentina, 1974-2000», *Revista de la CEPAL*, n.º 78, pp. 55-85.
- Atkinson, Anthony. B. *et al.* (2000), «Microsimulation and the Formulation of Policy: A Case Study of Targeting in the European Union», en H. Glennerster *et al.*, eds., *Putting Economics to Work, Volume in Honour of Michio Morishima*, LSE/STICERD Occ. Paper 22, Londres.
- Bourguignon, François *et al.* (2003), «Conditional Cash Transfers, Schooling and Child Labour: Micro-Simulating Bolsa Escola», *DELTA Working Paper*, n.º 7.
- Bourguignon, François y L. Pereira da Silva, eds. (2003), *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution: Evaluation Techniques and Tools*, The World Bank, Washington.
- Bourguignon, François y Amedeo Spadaro (2005), «Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies», *Paris-Jourdan Sciences Economiques Working Paper*, n.º 2.

- Buhmann, Brigitte *et al.* (1988), «Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) data», *Review of Income and Wealth*, n.º 34, pp. 115-142.
- Calero, Jorge (2004), «La incidencia de la educación sobre los ingresos y el riesgo de pobreza», *La incidencia de la educación sobre el bienestar de los hogares. Debate de SITEAL*, IIPE, Buenos Aires.
- Calero, Jorge y Josep-Oriol Escardíbul (2004), «Educación y desigualdad económica en América Latina durante la década de 1990», *Actas de las XIII Jornadas de la AEDE*, AEDE-UPV, San Sebastián.
- y — (2005), «Análisis mediante microsimulación de los factores que confluyen en la desigualdad de rentas. Una aplicación al caso de Brasil durante la década de 1990», *Actas de las XIV Jornadas de la AEDE*, AEDE-Universidad de Oviedo, Oviedo.
- CEPAL (2002), *Panorama social de América Latina 2001-2002*, Santiago de Chile.
- Creedy, John y Alan Duncan (2002), «Behavioural microsimulation with labour supply responses», *Journal of Economic Surveys*, n.º 16, pp. 1-39.
- Duflo, Esther C. (2003), «Scaling Up and Evaluation», *Paper prepared for the ABCDE in Bangalore*.
- Ferreira, Francisco H. G. y Phillippe G. Leite (2004), «Educational Expansion and Income Distribution. A Micro-Simulation for Ceará», *Texto para discussão*, n.º 456, Departamento de Economia PUC, Río de Janeiro.
- Grimm, Michael (2003), *The medium and long term effects of an expansion of education on poverty in Côte d'Ivoire. A dynamic microsimulation study*, mimeo.
- Harding, Ann, ed. (1996), *Microsimulation and Public Policy*, Elsevier, Amsterdam.
- Labeaga, José M. y Magda Mercader, coords. (2001), *Desigualdad, redistribución y bienestar: Una aproximación a partir de la microsimulación de reformas fiscales*, Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- Menezes-Filho, Naércio Aquino (2001), «Educação e desigualdade», en Marcos de Barros Lisboa y Naércio Aquino Menezes-Filho, eds., *Microeconomia e sociedade no Brasil*, Contra Capa Livraria, Río de Janeiro.
- Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, National Bureau of Economic Research (NBER), Nueva York.
- Mitton, Lavinia *et al.*, eds. (2000), *Microsimulation Modelling for Policy Analysis. Challenges and Innovations*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pudney, Stephen y Holly Sutherland (1994), «How reliable are microsimulation results?: An analysis of the role of sampling error in a U.K. tax-benefit model», *Journal of Public Economics*, n.º 53, pp. 327-365.
- Siqueira, Rozane Bezerra de y José Ricardo Nogueira (2001), «Análise distribu-

tiva de políticas públicas: o uso de modelos de microssimulação», en Marcos de Barros Lisboa y Naércio Aquino Menezes-Filho, eds., *Microeconomia e sociedade no Brasil*, Contra Capa Livraria, Río de Janeiro.