

Análisis mediante microsimulación de los factores que confluyen en la desigualdad de rentas. Una aplicación al caso de Brasil durante la década de 1990

Jorge Calero

Josep-Oriol Escardíbul

Universidad de Barcelona ()*

ABSTRACT

En esta comunicación se utilizan técnicas de microsimulación para analizar de forma aislada el efecto de la educación y otras variables sobre la evolución de la desigualdad económica, tomando como caso aplicado Brasil durante la década de 1990. En concreto, los dos factores relacionados con la educación que se abordan son, por una parte, la evolución del stock de cualificaciones educativas (a través del número de años de escolarización terminados) y, por otra, la evolución de la prima salarial educativa. Se utilizan, en el ejercicio de la microsimulación, las bases de microdatos de la *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios* de 1990 y 1999.

Los resultados obtenidos indican que los dos factores relacionados con la educación tienden a *reducir* la desigualdad. El resultado correspondiente a la prima salarial educativa puede considerarse atípico en el contexto de los países latinoamericanos. Por otra parte, dos factores analizados no relacionados directamente con el sistema educativo (tasa de actividad y tasa de ocupación) aparecen con una reducida incidencia sobre la desigualdad.

* 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.

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, puede ser regulado 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; 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 primera 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).

El caso elegido para este análisis, que se pretende ampliar en el futuro a otros países, es el de Brasil; el ámbito temporal abarcado es la década de 1990. El caso de Brasil resulta especialmente interesante debido a dos motivos: en primer lugar, los niveles de desigualdad económica en Brasil se sitúan entre los mayores del mundo, habiéndose incrementado, además, en la década analizada (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.

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) sobre 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. En el caso de que los cambios simulados incorporen únicamente las alteraciones en los niveles de renta a corto plazo de los individuos permaneceríamos en el ámbito de la microsimulación estática. Cuando los cambios simulados incorporan, adicionalmente, hipótesis relativas a cómo varía el comportamiento de los individuos ante las

alteraciones incorporadas al modelo pasamos al ámbito de la microsimulación dinámica; un ejemplo paradigmático de este tipo de aproximación lo constituyen las microsimulaciones de reformas en el impuesto sobre la renta, en las que se incorporan hipótesis acerca de las reacciones de la oferta de trabajo ante la reforma.

El terreno en el que la microsimulación empezó a aplicarse, y aquél donde más desarrollo ha tenido, es el correspondiente al análisis del impacto distributivo de las prestaciones en efectivo y de determinados impuestos¹; 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 política o de los mercados, sino también (y quizás de forma más relevante) quiénes son los ganadores y los perdedores de tales cambios.

La mayor parte de los ejercicios 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. Permite, por ejemplo, evaluar los resultados de una determinada política ya aplicada.² El trabajo aquí presentado utiliza una aproximación *ex-post*, aunque con una especificidad que se deriva de la utilización de dos bases de microdatos separadas en el tiempo por nueve años (1990 y 1999). Esta aproximación, propuesta por Altimir et al. (2002), se basa, como se verá con más detalle en el apartado 4, en la introducción acumulativa de elementos que corresponden a la situación de 1999 en la base de microdatos de 1990, lo que permite la obtención de la incidencia aislada de cada uno de estos cambios y, en particular, de los relacionados con la educación. Por tratarse de un ejercicio de microsimulación dinámica, a los individuos se les asignan situaciones ficticias relacionadas con el comportamiento (como la participación o no en el mercado de trabajo); sin embargo, los niveles agregados de estos comportamientos no provienen de hipótesis sino que son obtenidos, como dato, de la situación real de 1999.

¹ Para una revisión actualizada de las metodologías de la microsimulación y de sus aplicaciones, véase Bourguignon y Spadaro (2005).

² 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).

3. LOS DATOS

Las bases de datos utilizadas en este estudio corresponden a las encuestas de hogares de Brasil (*Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios*) 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 personas), que representan a una población de 160,3 millones de personas.

Las bases de datos correspondientes a las encuestas (especialmente, las variables relativas a las rentas del hogar) han sido estandarizadas previamente por la División de Estadística y Proyecciones Económicas de la CEPAL³.

4. METODOLOGÍA DE 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 (véase apartado 2) de tipo acumulativo, es decir, en primer lugar se analiza el efecto del cambio de la tasa de actividad en el mercado 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.

De este modo, en primer lugar se calcula el índice de Gini para la población de 1990 ($Gini_{1990}$). A continuación, para la muestra de individuos de 1990, se altera la tasa de actividad suponiendo que ésta fuera la de 1999. El proceso es el siguiente: primero se calcula, para cada

³ Su utilización se efectúa con la autorización expresa de la CEPAL.

sexo, y para el intervalo de edad entre 25 y 65 años, la probabilidad que tienen los individuos de estar activos en 1990. 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), cuyas variables explicativas son las siguientes: ser (o no) cabeza de familia, edad (en cuatro intervalos: 25-34 años; 35-44; 45-54; 55-65), residencia urbana o rural, presencia de hijos menores de 16 años, así como los años de escolarización. En segundo lugar, se ordena a los individuos según la probabilidad, calculada anteriormente, de estar activos. En tercer lugar, se considera como activos a un porcentaje de población igual a la tasa de actividad de 1999 (diferenciando por sexo). Finalmente, se calcula un nuevo Gini (t_1) en el que, previamente, se asignan remuneraciones a aquellos que han pasado de inactivos a activos (y ocupados) –según la tasa de actividad de 1999 y la tasa de ocupación de 1990– y, simultáneamente, a los individuos que pasan de activos a inactivos se les sustrae de la renta el salario (en el caso de los asalariados) u otras rentas laborales (en el caso de los autoempleados) que hubieran declarado en 1990 (no se altera ningún otro tipo de renta no salarial).

La asignación de salarios, indicada en el párrafo anterior, se efectúa del siguiente modo: se estima 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 han encontrado empleo.

La comparación entre $Gini_{1990}$ y el nuevo Gini (t_1), con la muestra de 1990 pero con la tasa de actividad de 1999 y los cambios en las remuneraciones pertinentes, permite cuantificar el efecto del cambio experimentado en la desigualdad de rentas como consecuencia del cambio en la tasa de actividad.

En el segundo paso, el efecto analizado es el cambio en la tasa de desempleo sobre la desigualdad de la renta (que se lleva a cabo considerando los cambios en la tasa de ocupación). Para ello, se repite el proceso descrito en el paso anterior pero ordenando a los individuos en función de su probabilidad de estar ocupados en 1990. Esta probabilidad se estima con un modelo de regresión logística que consta de las mismas variables explicativas que las señaladas para el cálculo de la probabilidad de estar activo, si bien la variable dependiente (dicotómica) toma valor 1 si los individuos, entre 25 y 65 años de edad, están ocupados y 0 si están desocupados.

Posteriormente, se genera una nueva muestra, diferenciada por sexo, con los individuos de 1990, considerando las tasas de actividad y de ocupación de 1999. De nuevo se alteran las remuneraciones (en este paso en función de los cambios en la ocupación) y se calcula un nuevo Gini (t2). Los cambios en las remuneraciones se producen cuando los individuos pasan de inactivos o desocupados a ocupados (a éstos se les asigna un salario según la ecuación de salarios estimada descrita anteriormente) y viceversa –a éstos se les sustraen las remuneraciones derivadas del trabajo que hubieran declarado en 1990, según el método descrito para el cálculo de Gini (t1)–. En este caso, la comparación entre Gini (t2) y Gini (t1) permite cuantificar el efecto adicional del cambio en la tasa de ocupación (o de desempleo) sobre dicho índice de desigualdad.

En un tercer paso se consideran los efectos de los cambios en los años de escolarización terminados sobre la desigualdad de rentas. Debido a la inexistencia de información suficiente para conocer los determinantes del nivel educativo alcanzado por los individuos, el método utilizado para estimar los cambios educativos es el siguiente: la muestra de individuos entre 25 y 65 años de 1990 se ordena en función de los años de escolarización alcanzado (de un modo ascendente), la edad (descendente) y si los individuos viven en un entorno rural o urbano. En consecuencia, los individuos aparecen ordenados según unas variables que sitúan, en primer lugar, a aquellos con una menor probabilidad de ver incrementados sus años de escolarización (los menos educados de mayor edad y residentes en un entorno rural). Posteriormente, a esta muestra se le asignan unos años de escolarización, siguiendo el orden indicado anteriormente; así, se otorgan más (o menos) años de escolarización en función de sus características personales, considerando que se obtiene una distribución de años de escolarización igual a la existente en 1999.

En este paso se genera un salario ficticio para aquellos que han alterado su nivel educativo. Estos salarios estimados se obtienen en un proceso de dos etapas: en primer lugar, de los resultados de una regresión minceriana en la que la variable explicativa referida a la educación representa los años de estudio estimados (según los datos de 1999, tal y como se ha indicado en el párrafo anterior); en segundo lugar, dado que dicha regresión no explica el total de la variación de los salarios de los individuos (se observa en los valores de la R^2), los salarios estimados consideran sólo los resultados de la regresión estimada con los años de escolarización de 1999 en el porcentaje que dicha regresión explica, manteniéndose el resto del componente salarial según los datos de 1990 (en concreto, se consideran los residuos de la estimación de una ecuación salarial minceriana con los datos –y, en consecuencia, años de escolarización– de la muestra original de 1990).

Finalmente, dado el 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 pasan a estar ocupados; se reducen las rentas laborales (salarios y rentas de autónomos) de los ocupados de 1990 que pasan a desempleados o inactivos; se varían los salarios de aquellos ocupados en 1990, que siguen ocupados en 1999, pero que han cambiado de nivel educativo (en este caso se cambian los salarios declarados en 1990 por los nuevos salarios estimados según lo descrito anteriormente). La diferencia entre el nuevo índice de desigualdad, Gini (t3), respecto a Gini (t2), muestra el efecto adicional del cambio en los años de escolarización sobre la desigualdad de rentas.

El cuarto paso considera el efecto de los cambios en las remuneraciones salariales, durante la década analizada, sobre la desigualdad. El cálculo de este efecto consta de las siguientes fases: primero se estima una regresión salarial minceriana para la población activa asalariada, en 1999, entre 25 y 65 años de edad. Ahora bien, debido al proceso hiperinflacionario acaecido en Brasil durante la década considerada (1 cruzeiro a finales de 1990 equivale a 37.524 cruzeiros nueve años después), así como a los dos cambios de moneda producidos en el período (de cruzeiro a cruzeiro real en 1993 y a real en 1994), en la ecuación salarial se consideran los ingresos de 1999 transformados a cruzeiros y a precios constantes de 1990. En segundo lugar, se generan unos nuevos salarios en función de los coeficientes de la regresión obtenidos en la estimación de la ecuación señalada anteriormente. Como en el paso anterior, los salarios estimados contienen una parte que proviene de la regresión de una ecuación minceriana de salarios con los datos de 1999, 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 1990.

Posteriormente, se alteran los salarios en función de los cambios observados entre 1990 y 1999: para aquellos ocupados al inicio de la década que permanecen ocupados en 1999 se añade, al total de la renta declarada, el salario estimado y se le sustrae los ingresos salariales declarados en 1990; a los inactivos o desempleados al inicio de la década que han encontrado empleo en 1999 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 1990 que han perdido el empleo al final de la década. Finalmente, se calcula un nuevo índice de Gini (t4) que, respecto al Gini (t3), 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 (1990, t1, t2, t3, t4), así como el índice para 1999, permite conocer la evolución de la desigualdad de rentas entre 1990 y 1999, 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 Brasil con respecto a las variables consideradas en la microsimulación. Como se observa en la tabla 1 en el período considerado se ha producido un significativo incremento de la tasa de actividad de las mujeres (29,0%), así como de su tasa de desempleo (que, si bien partía de niveles muy bajos, se ha multiplicado por cuatro). Para los hombres, la evolución de ambas variables laborales ha sido negativa –ha disminuido ligeramente la tasa de actividad (-1,1%) y se ha casi doblado la tasa de desempleo.

Tabla 1. Cambios de las variables alteradas en el análisis de microsimulación: 1990-1999

Variab	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:				
- Hombres	5,4	6,0	0,6	11,1
- Mujeres	5,3	6,2	0,9	17,0
Coeficiente de variación de los años de escolarización (1):				
- Hombres	0,849	0,757	-0,092	-10,8
- Mujeres	0,859	0,742	-0,117	-13,6
Salario medio (en cruceiros constantes de 1990):				
- Hombres	35.592	48.008	12.416	34,9
- Mujeres	24.043	41.101	17.058	70,9

(1) Coeficiente de variación = desviación estándar / media.

Con respecto a la educación, tanto hombres como mujeres han aumentado, en promedio, los años de escolarización. Destaca que, a diferencia de la situación al principio de la década, en 1999 los años medios de escolarización de las mujeres (6,2) fueron ligeramente superiores que los de los hombres (6,0). Asimismo, en el período analizado se ha reducido el coeficiente de variación de los años de escolarización (especialmente en las mujeres).

6. RESULTADOS

El índice de Gini de 1990 toma un valor de 0,600, mientras que el correspondiente a 1999 es 0,613 (véase la tabla 2). 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 (negativa en los hombres y positiva en las mujeres) han incidido levemente sobre la desigualdad, pasando el índice de Gini (t1) 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 (t2) 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.

Tabla 2. Cambios en el índice de Gini: 1990-1999

Índice de Gini	1990-1999	Efectos secuenciales	Efecto % sobre Gini ₁₉₉₀
Gini ₁₉₉₀	0,600	0,600	
Gini (t1): cambio en la tasa de actividad	0,592	-0,008	-1,33
Gini (t2): cambio en la tasa de actividad y desempleo	0,596	0,004	0,67
Gini (t3): cambio en la tasa de actividad, desempleo y años de escolarización	0,579	-0,017	-2,83
Gini (t4): cambio en la tasa de actividad, desempleo, años de escolarización y remuneración	0,577	-0,002	-0,33
Gini ₁₉₉₉ (1)	0,613	0,036	6,00
Variación de la desigualdad (1990-1999)		0,013	2,17

(1) La casilla correspondiente al efecto % sobre Gini₁₉₉₀ muestra el cambio en la desigualdad no explicado por el análisis empírico.

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 (t3), éste pasa a 0,579, es decir, una reducción del 2,83% respecto a Gini₁₉₉₀. Asimismo, los cambios en los salarios reducen ligeramente, de forma adicional, la desigualdad, ya que el nuevo índice de

Gini (t4) pasa a 0,577 (cayendo la desigualdad, respecto al año de origen, en un 0,33%). A este respecto debe señalarse que, en la ecuación salarial minceriana, el coeficiente asociado a la variable educativa 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.

Por último, debe señalarse que las variables utilizadas en la microsimulación dejan sin explicar el 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.

7. CONCLUSIONES

El ejercicio de microsimulación que hemos planteado permite concluir que dos procesos relacionados con la educación han introducido tendencias hacia la reducción de la desigualdad en el Brasil de la década de 1990. Por una parte, la distribución de los años de escolarización entre el conjunto de la población, que se hace más igualitaria (tercer paso de la microsimulación) permite una reducción del índice de Gini de 0,017 puntos; por otra parte, la leve reducción en la prima salarial educativa (cuarto paso) permite reducir Gini en 0,002 puntos. Esta disminución de la prima salarial educativa supone una excepción en el contexto de las economías latinoamericanas.

Otros dos procesos que se han tenido en cuenta en el análisis corresponden a la evolución del mercado de trabajo (tasa de actividad en el primer paso y tasa de ocupación en el segundo paso) y tienen una incidencia menor sobre la desigualdad: mientras que la tasa de actividad reduce el índice de Gini de 1990 en 0,008 puntos, la alteración en las tasas de ocupación lo incrementa en 0,004.

El índice de Gini correspondiente a 1999 simulado después de los cuatro pasos del proceso que hemos presentado es de 0,577, más reducido que el índice real, que fue de 0,613. El “residuo” de desigualdad viene explicado, así, por variables que no han sido abordadas en nuestro análisis; específicamente, la distribución de las rentas del trabajo no salariales y la distribución 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.

8. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALTIMIR, OSCAR et al. (2002): “La distribución del ingreso en Argentina, 1974-2000”. *Revista de la CEPAL*, Vol. 78, pp. 55-85.

ATKINSON, A.B., F. BOURGUIGNON, C. O'DONOGHUE, H. SUTHERLAND, y F. UTILI (2000): “Microsimulation and the Formulation of Policy: A Case Study of Targeting in the European Union”. En: H. GLENNERSTER, N. STERN y A. B. ATKINSON (eds.). *Putting Economics to Work, Volume in Honour of Michio Morishima*. London: LSE/STICERD Occ. Paper 22.

BOURGUIGNON, FRANÇOIS y L. PEREIRA DA SILVA (eds). (2003): *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution: Evaluation Techniques and Tools*. Washington: The World Bank.

BOURGUIGNON, FRANÇOIS y AMEDEO SPADARO (2005): “Microsimulation as a Tool for Evaluating Redistribution Policies”. *Paris-Jourdan Sciences Economiques*, Working Paper n. 2005-02.

CALERO, JORGE (2004): “La incidencia de la educación sobre los ingresos y el riesgo de pobreza”. In: *La incidencia de la educación sobre el bienestar de los hogares. Debate de SITEAL*. Buenos Aires: IPE.

CALERO, JORGE y J. O. ESCARDÍBUL (2004): “Educación y desigualdad económica en América Latina durante la década de 1990”. *Actas de las XIII Jornadas de la AEDE. San Sebastián*.

DUFLO, ESTHER (2003), “Scaling Up and Evaluation,” Paper prepared for the ABCDE in Bangalore.

MENEZES-FILHO, NAÉRCIO AQUINO (2001): “Educação e desigualdade”. En: MARCOS DE BARROS LISBOA y NAÉRCIO AQUINO MENEZES-FILHO (eds.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria.

MINCER, JACOB (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*. New Cork: National Bureau of Economic Research (NBER).

SIQUEIRA, ROZANE BEZERRA DE y JOSÉ RICARDO NOGUEIRA (2001): “Análise distributiva de políticas públicas: o uso de modelos de microsimulação”. En: MARCOS

DE BARROS LISBOA y NAÉRCIO AQUINO MENEZES-FILHO (eds.). *Microeconomia e sociedade no Brasil*. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria.