

## **EDUCACIÓN Y DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA EN BRASIL**

Natalia Frers Teberosky  
*Universidad de Barcelona*

### **ABSTRACT**

En este trabajo se estudia el papel de la educación como factor explicativo de las desigualdades de renta en Brasil durante los años 80 y primera mitad de los 90. En este período, Brasil presenta uno de los niveles de desigualdad de rentas más elevado del mundo. La tesis que se defiende en este trabajo es que esta elevada desigualdad de rentas se explica mayoritariamente por las diferencias en los niveles educativos del cabeza de familia. Los factores que influyen en la desigualdad de rentas se estudian a través de una descomposición de la distribución de la renta. Este método de descomposición permite separar la desigualdad total en sus componentes intra-grupo y inter-grupo y de esta forma observar qué atributos de los hogares y de los cabeza de familia explican la desigualdad de rentas. La descomposición se realiza para el año 1981 y para 1995. Los grupos que utilizo en este trabajo se definen por los atributos de los hogares y de los cabeza de familia, y son cinco o seis dependiendo de la disponibilidad de datos: edad, educación, etnia (solo disponible en 1995), región, entorno urbano o rural y sexo.

## 1. INTRODUCCIÓN

En esta comunicación se estudia el papel de la educación como factor explicativo de las desigualdades de renta en Brasil en los años 1981 y 1995. En este período, Brasil presenta uno de los niveles de desigualdad de rentas más elevado del mundo. La tesis que se defiende en este trabajo es que esta elevada desigualdad de rentas se explica mayoritariamente por las diferencias en los niveles educativos del cabeza de familia.

La comunicación se organiza de la siguiente manera. En el apartado que sigue a esta introducción se presenta el marco teórico. En el tercer apartado se explican por un lado, las diferentes medidas de desigualdad de renta utilizadas; y por otro lado, la metodología de descomposición de índices de desigualdad de rentas. En el apartado posterior se explican las fuentes de los datos utilizados y las variables escogidas. En el quinto apartado se presentan los resultados de la descomposición y finalmente se cierra la comunicación con las conclusiones.

## 2. MARCO TEÓRICO

### 2.1. Relación entre educación e ingresos

La relación entre educación e ingresos laborales ha sido ampliamente estudiada en economía; existen numerosos estudios que corroboran que la educación es un factor determinante de las rentas laborales.

Las primeras teorías que intentaron explicar esta relación fueron los modelos de capital humano de principios de los años 60. Estos modelos están enmarcados en la escuela neoclásica y se centran básicamente en el estudio de la oferta del mercado de trabajo. Desde los primeros estudios sobre capital humano (Schultz, 1961 y Becker, 1983), se establece un vínculo entre educación, productividad y salarios para explicar la relación entre educación e ingresos laborales.

En el marco institucionalista, la investigación se centra en el estudio del mercado de trabajo desde la vertiente de la demanda. La teoría del filtro considera que la productividad es una característica ligada al puesto de trabajo, en lugar de a la persona. Los autores de esta teoría (Arrow, 1973; Spence, 1976 y Stiglitz, 1975) defienden que la educación no aumenta la productividad de los individuos sino que es una forma de manifestar su inteligencia, disciplina y capacidad de trabajo. Estos autores mantienen que los empresarios usan la educación como un filtro para seleccionar a los trabajadores más capacitados.

Otro modelo dentro de la escuela institucionalista, similar al anterior, es el de la cola por los puestos de trabajo (Thurow, 1988). En este modelo los individuos compiten por las oportunidades de trabajo y tienen en cuenta los costes personales de la adquisición de

cualificaciones. La cola por los puestos de trabajo consiste en individuos en el mercado de trabajo con características personales (nivel educativo, sexo, edad, etc.) que los empresarios utilizarán para clasificar y emplear a sus trabajadores. Los empresarios ordenan a sus trabajadores según los costes de formación, que asignan en función de las características personales de los trabajadores. Según este esquema, contratarán primero a los que presentan menores costes de formación.

Las teorías institucionalistas presentadas cuestionan el vínculo entre educación y productividad, pero defienden la relación entre educación y salarios. La teoría sobre el mercado de trabajo dual o segmentado, también desde el institucionalismo, cuestiona la vinculación entre productividad y salarios. Esta teoría mantiene que el mercado de trabajo no es continuo, sino que está segmentado en dos submercados, primario y secundario (Doeringer y Piore, 1983). Los salarios no están ligados a la productividad de los trabajadores, sino que se determinan según unas pautas, hábitos o normas diferentes en cada segmento.

## **2.2. Relación entre educación y distribución de la renta**

La relación positiva entre educación y salarios, que postulan tanto los teóricos neoclásicos como los institucionalistas, está ampliamente demostrada. La vinculación entre educación y distribución de la renta viene determinada por las rentas laborales, ya que la desigualdad en los ingresos laborales es un componente importante de la desigualdad total de la renta y la educación es uno de los factores que determina los ingresos laborales.

Las primeras aportaciones sobre el efecto de la escolarización sobre la distribución de la renta (Schultz, 1961) defendían que los cambios en las inversiones en capital humano son un factor básico para reducir la desigualdad en la distribución de la renta. Esta afirmación de Schultz se refiere a que las rentas del capital humano están repartidas de forma más igualitaria que las del capital físico; por lo tanto, una expansión más rápida del capital humano que del capital físico implicaría una igualación de las rentas.

Los modelos sobre educación y distribución de la renta de la teoría del capital humano relacionan la dispersión en los ingresos laborales con el nivel y la dispersión de la escolarización y las tasas de rendimiento de la escolarización. En el modelo de Chiswick (1974) el efecto final del aumento del nivel medio de escolarización sobre la distribución de la renta puede ser positivo o negativo. El signo del efecto final depende de la evolución de las tasas de rendimiento de la educación.

Posteriormente, se desarrollaron otras posibles relaciones entre educación y distribución de la renta; Knight y Sabot (1983) basan su análisis en el efecto que tendrá sobre la varianza total de los ingresos (como medida de desigualdad) un aumento de la población educada. Su conclusión es que una expansión educativa no tiene un efecto claro, puede tener tanto un efecto

final positivo, sobre la varianza total de ingresos, aumentando la desigualdad como un efecto final negativo, disminuyendo la desigualdad. El signo final depende de la proporción de población educada, y de las medias y las varianzas de los ingresos de cada grupo de población.

Según las teorías del filtro y de la cola por los puestos de trabajo, la educación no iguala la distribución de la renta. Para que se dé una igualación en la distribución no basta con un cambio educativo, sino que es necesario un cambio en el mercado de trabajo. Thurow (1988) considera que la educación no iguala la distribución de la renta porque la cola depende tanto de la demanda como de la oferta del mercado de trabajo. Una expansión del sistema educativo sólo afectará la distribución de trabajadores dentro de la cola por los puestos de trabajo. Por lo tanto, si la distribución de oportunidades de trabajo no cambia, la distribución de la renta tampoco cambiará (y puede incluso empeorar). Si hay más gente educada, lo que pasará es que los nuevos trabajadores educados conseguirán trabajos a expensas de aquellos que no reciben escolarización adicional.

La postura de los autores de la teoría del mercado de trabajo segmentado es similar a la anterior. Según ellos, la vinculación entre educación y distribución de la renta se establece por la movilidad entre los tres sectores (segmento secundario, primario-inferior y primario-superior). Los determinantes de la movilidad son: del lado de la demanda, la tecnología y la demanda final; y del lado de la oferta, la clase social. Si la clase trabajadora llegase a niveles avanzados de escolarización, la educación quedaría desligada de los canales de movilidad entre segmentos.

La exposición de las posturas de los autores neoclásicos e institucionalistas sobre la relación entre educación y distribución de la renta constata la incertidumbre y complejidad de esta relación. Además, en el análisis de esta relación, es preciso tener en cuenta los efectos no monetarios de la educación y como éstos afectan a la distribución de la renta. Por ejemplo, un aumento del nivel educativo puede mejorar el nivel de salud de la población<sup>1</sup>; o un aumento del nivel educativo de las mujeres puede disminuir las tasas de fertilidad<sup>2</sup>, o mejorar la distribución de la renta dentro del hogar (Winegarden, 1987). También es necesario considerar la relación recíproca entre estas variables.

---

<sup>1</sup> Grossman y Kaestner (1997) presentan un resumen de los resultados empíricos de diversos estudios sobre educación y salud.

<sup>2</sup> Gibney (1995) afirma que la evidencia empírica sobre esta relación es confusa, no obstante, los datos sugieren que, en general, la relación es inversa. La relación entre educación y fertilidad varía en función de la residencia (urbana o rural) y el nivel de desarrollo del país. Específicamente, el efecto de la escolarización sobre las tasas de fertilidad es más negativo en las zonas urbanas y en los países en desarrollo de rentas medias. Esta relación se mantiene con un gradiente más bajo en los países más desarrollados del tercer mundo.

### 3. MEDIDAS DE DESIGUALDAD DE LA DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA Y SU DESCOMPOSICIÓN

En esta sección se presenta la hipótesis del trabajo y la metodología que se utilizará para contrastarla. La hipótesis de este trabajo es que la educación tiene un papel crucial en la explicación de las desigualdades de renta (Ferreira y Litchfield, 1998 y Fields *et al.*, 1998).

Para contrastar esta hipótesis se descomponen medidas de desigualdad de renta siguiendo la metodología empleada por Cowell y Jenkins (1995) y Ferreira y Litchfield (1998). Este método de descomposición separa los niveles de desigualdad total en sus componentes – desigualdad dentro de los grupos (*inter*) y desigualdad entre los grupos (*intra*). Los grupos que utilizo en este trabajo se definen por los atributos de los hogares y de los cabeza de familia y son seis: edad, educación, etnia, región, zona y sexo.

Existen varios índices que se utilizan para medir la desigualdad de rentas, el más conocido es el índice de Gini<sup>3</sup>. En este trabajo utilizaré, como medida de desigualdad de la distribución de la renta, los índices de entropía generalizada. Existen dos razones que avalan esta elección. En primer lugar, este conjunto de índices son los únicos que cumplen todos los principios<sup>4</sup> de las medidas de desigualdad que define Cowell (1995). En segundo lugar, la descomposición de éstos índices es la única en la que las partes de la desigualdad están relacionadas de forma consistente:  $D_E + D_D = D_T$ . La fórmula general de estos índices es:

$$EG(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right]$$

Los valores de EG pueden ir de 0 a infinito, donde 0 significa igualdad absoluta y cuanto mayor es el valor más desigual es la distribución. El parámetro  $\alpha$  representa el peso que se da a las distancias entre rentas en las diferentes partes de la distribución de la renta, y puede tomar cualquier valor real. Cuánto más bajo sea el valor de  $\alpha$  más sensible es EG a los cambios en la parte baja de la distribución.

<sup>3</sup> La fórmula para el cálculo del índice de Gini es:

$$G = \frac{1}{2n^2\bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$$

<sup>4</sup> 1. Principio suave de las transferencias: Una transferencia de una persona rica a una pobre reduce la medida de desigualdad.  
 2. Principio de independencia de la escala de renta: Si las rentas de todo el mundo cambian en la misma proporción, la distribución no se altera.  
 3. Principio de la población: la desigualdad de la distribución de la renta no depende del tamaño de la población.  
 4. Principio de descomponibilidad: Debe haber una relación coherente entre la desigualdad del total de la sociedad y sus partes constituyentes.  
 5. Principio fuerte de las transferencias: La reducción en la desigualdad depende sólo de la distancia entre las transferencias y no de las personas escogidas.

Si  $\alpha = 0$  las medidas de entropía generalizada dan más peso a los cambios en la parte baja de la distribución, las transferencias entre los más pobres tiene más peso. Si  $\alpha = 1$  se aplica el mismo peso a todas las transferencias. Si  $\alpha = 2$  se da más peso a las transferencias entre la parte alta de la distribución. Las expresiones de los índices de entropía generalizada se pueden simplificar según sea el valor de alfa. A continuación se presentan las expresiones para los valores de alfa utilizados.

$$\begin{aligned} \alpha = 0 & \quad EG(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log \frac{\bar{y}}{y_i} \\ \alpha = 1 & \quad EG(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \log \frac{\bar{y}}{y_i} \\ \alpha = 2 & \quad EG(2) = \frac{1}{\bar{y}} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right]^{1/2} \end{aligned}$$

### 3.1. Descomposición estática de la desigualdad de rentas

Las medidas de entropía generalizada se pueden descomponer en desigualdad dentro del grupo y desigualdad entre grupos. Este conjunto de medidas de desigualdad además cumple la propiedad;  $D_{\text{total}} = D_{\text{dentro}} + D_{\text{entre}}$ .

La desigualdad dentro del grupo se define como:

$$D_D = \sum_{j=1}^k w_j EG(\alpha)_j \quad w = v_j^\alpha f_j^{1-\alpha}$$

En esta ecuación  $f_j$  es la proporción de la población y  $v_j$  la proporción de renta de cada partición  $j$ .

La desigualdad entre grupos se mide asignando la renta media de cada partición  $j$ ,  $\bar{y}_j$ , a cada miembro de la partición y calculando:

$$D_E = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \sum_{j=1}^k f_j \left( \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right]$$

Cowell y Jenkins (1995) sugieren una medida resumen intuitiva,  $R_E$ , que resume la cantidad de desigualdad que se explica por las diferencias entre los grupos.

$$R_E = \frac{D_E}{D}$$

#### 4. DATOS

La muestra de datos utilizada para contrastar la hipótesis descrita en el tercer apartado es la “*Pesquisa Nacional per Amostra de Domicilios*” (PNAD) realizada por el *Instituto Brasileiro de Geografia y Estadística* (IBGE), que es la institución de estadística oficial de Brasil. Los datos recogen diferentes características socioeconómicas de una muestra de hogares. La encuesta del PNAD empezó en 1967; de 1971 en adelante los resultados se presentan anualmente, excepto para los años 1970, 1980 y 1990, en los que se interrumpió para la realización del Censo Demográfico. En 1994 no se realizó el PNAD por razones excepcionales.

La cobertura geográfica del PNAD ha aumentado en los últimos años; en 1981 y 1995 cubría todo el territorio de la nación con la excepción de la zona rural de la antigua zona Norte (*Unidades de federação* de: Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Para y Amapá).

La encuesta del PNAD recoge información cada año sobre las características de la vivienda (numero de habitaciones, materiales de construcción, acceso a las instalaciones, etc.), la relación entre los individuos, las actividades de los individuos (ocupación y otras características del mercado de trabajo), las diferentes fuentes de renta, la edad, el sexo, el nivel educativo y, desde 1990 en adelante, la etnia. También se incluyen las ponderaciones basadas en el censo demográfico. El tamaño de la muestra varía cada año, en 1981 era de 482.568 y en 1995 de 334.263.

En este trabajo utilizaré las siguientes variables:

**Tabla 1. Variables utilizadas.**

---

|   |
|---|
| Variable:   |
| Renta bruta del hogar de todas las fuentes y actividades.                   |
| Renta <i>per cápita</i> , renta del hogar dividida por el tamaño del hogar. |
| Renta <i>per cápita</i> en dólares de 1995.                                 |
| Edad del cabeza de familia <sup>5</sup> .                                   |
| Años de escolarización del cabeza de familia.                               |
| Etnia del cabeza de familia.  |
| Región donde se sitúa el hogar.   |
| Zona urbana o rural del hogar.  |
| Sexo del cabeza de familia.   |

---

---

<sup>5</sup> En las entrevistas los cabezas de familia se identificaban como la persona responsable del hogar o reconocida como tal por los demás miembros del hogar.

Para facilitar los cálculos se utiliza la variable de renta *per cápita*, que implica que no se tienen en cuenta las economías de escala en el interior del hogar. La renta que se considera es antes de impuestos, por lo tanto es más elevada de lo que debería ser. No obstante, es una característica común de los datos recogidos en países en desarrollo, y esto permite la comparabilidad con datos de otros países en desarrollo; por otra parte la evasión de impuestos en Brasil es muy elevada por lo que la inclusión de éstos puede inducir a confusión.

En la conversión de la renta *per cápita* a dólares de 1995 se utiliza la siguiente metodología: primero se convierte en dólares utilizando el tipo de cambio vigente en el año considerado y posteriormente se procede a aplicar la tasa de inflación utilizando el índice de precios al consumo de los Estados Unidos.

Si la unidad de análisis es el individuo las ponderaciones de la muestra se convierten en individuales. No se tendrán en cuenta las observaciones en blanco de renta de todas las fuentes para evitar errores de cálculo en la distribución de la renta. Estas observaciones no representaban, en ninguna de las muestras, más del 2% del tamaño de la muestra.

La **edad** del cabeza de familia se desglosó en seis grupos; menores de 25 años, 4 grupos de edad cada 10 años y mayores de 65 años.

El **nivel educativo** del cabeza de familia se desglosó en cinco grupos considerando los años de escolarización completados y la estructura del sistema educativo brasileño:

- (1) menos de un año de escolarización, analfabetos;
- (2) de 1 a 4 años de escolarización, educación elemental;
- (3) de 5 a 8 años de escolarización, educación intermedia;
- (4) de 9 a 11 años de escolarización, educación secundaria; y
- (5) 12 años de escolarización o más, educación superior.

La **etnia** se desglosó en tres grupos:

- (1) blanco;
- (2) negros, indígenas y mestizos; y
- (3) origen asiático.

La **región** se desglosó en subcategorías según las cinco regiones geográficas oficiales:

- (N) región del norte,
- (NE) región del nordeste,
- (SE) región del sudeste,
- (S) región del sur, y
- (CW) región del centro-oeste.

La **zona** se desglosó en:

- (U) urbana y
- (R) rural

Por último, el **sexo** quedó de la siguiente manera:

(M) Si el cabeza de familia era un hombre y

(F) si el cabeza de familia era una mujer.

## 5. RESULTADOS EMPÍRICOS

En este apartado se presentan los resultados de la descomposición *inter* grupo de los años 1981 y 1995 y los resultados de la descomposición *intra* grupo a través de la medida resumen intuitiva,  $R_E$ . En primer lugar, para poder realizar el análisis comparativo de los resultados, se realiza una breve descripción de la situación global de la desigualdad en los años 1981 y 1995.

**Tabla 2. Resumen de las estadísticas de la distribución de la renta en Brasil (1981 y 1995).**

|                       | 1981    | 1995    |
|-----------------------|---------|---------|
| Renta media:          | 139.465 | 211.832 |
| Mediana de la renta:  | 72.399  | 104.932 |
| EG(0):                | 0.618   | 0.666   |
| EG(1):                | 0.650   | 0.709   |
| EG(2):                | 1.339   | 1.631   |
| Coefficiente de Gini: | 0.576   | 0.593   |

Nota: Todas las rentas están en dólares de 1995.

Fuente: Cálculos propios con los datos del PNAD 1981 y 1995.

La primera característica que se debe mencionar es la elevada desigualdad que se sostiene, e incluso aumenta, durante los catorce años que separan a las dos muestras. El coeficiente de Gini es uno de los más altos del mundo. Esta situación caracteriza a todos los países de América Latina y se mantiene en diferentes contextos políticos o económicos. El caso de Brasil es particularmente severo ya que conserva elevadas tasas de desigualdad a pesar de que en algunos años ostenta niveles de crecimiento muy altos.

También es importante destacar que la distribución de la renta en ambos años está muy sesgada. Esto se observa por la diferencia entre los valores de la media y la mediana de la renta para ambos años. La mediana de la renta en el año 1981 es 1.9 veces más elevada que la media y esta diferencia aumenta a 2.0 veces en 1995. Estos valores indican que aproximadamente la mitad de la población recibe menos de la mitad de la renta media.

Los resultados de la tabla también revelan que la desigualdad creció entre estos dos años para todas las medidas presentadas. Los índices de entropía generalizada muestran este aumento: el índice EG(0) aumenta en un 7% entre 1981 y 1995, EG(1) aumenta en un 9%, mientras que EG(2) aumenta en más del 21%. Este último índice es el más sensible a las

transferencias entre las rentas de las decilas más altas de la distribución de la renta, por lo que su aumento destacado implica que es en la parte alta de la distribución donde se han concentrado los cambios. El coeficiente de Gini es la medida de desigualdad que cambia en menor medida, sólo un 3%. Las mediana y media de la renta también aumentan en un 45% y 51%, respectivamente.

### **5.1. Desigualdad dentro de los grupos**

La tabla 3 (en el anexo) muestra las estadísticas de la desigualdad por grupos. Los atributos considerados son edad, nivel educativo, etnia, región, zona y sexo. Cada atributo se desglosó en varios grupos, tal y como se explica en el apartado 4 sobre los datos. Una vez desglosado, se calcula la desigualdad dentro de los grupos para cada atributo poblacional y éstos son los resultados que se presentan en la tabla 3;  $f_j$  es la proporción de la población de cada partición  $j$ ,  $v_j$  la proporción de renta de cada partición  $j$  y  $\mu_j$  es la renta media de cada partición  $j$ .

La división por edad muestra en ambos años desviaciones de la renta media alrededor de la renta media global. A modo de ejemplo citaré los dos grupos de edad que más se alejan de la media global, por debajo y por encima de ésta. El grupo de gente que está por debajo de los 25 años tiene una renta media que representa el 70% de la renta media global, en 1995; mientras que el grupo de gente entre 55 y 64 años tiene una renta media que supone el 114% de la renta media global, en 1981. Las rentas medias de ambos años siguen la pauta del ciclo vital. En el año 1981 la renta media más baja la presentan los más jóvenes, aumenta en el período de edad siguiente y disminuye para el grupo de edad entre 35 y 44 años y, finalmente, aumenta hasta la edad de la jubilación. En el año 1995 la renta media aumenta de forma estable con la edad hasta que los individuos alcanzan la edad de la jubilación. Ambos años presentan valores similares para la participación de la población y la participación de la renta. Los valores que se hallaron para las medidas de desigualdad con esta partición por edades son similares a los valores totales de desigualdad; esta similitud sugiere que la edad no es una fuente de desigualdad primordial.

Los resultados que se refieren al nivel educativo del cabeza de familia ponen de manifiesto que la educación es una fuente importante de desigualdad. Esta primera descomposición apoya la hipótesis de este trabajo. La renta media para las particiones por nivel educativo varía del 38% de la renta media global, para los analfabetos en 1995, al 429% de la renta media global, para los universitarios en 1981. En ambos años la renta media para los analfabetos es aproximadamente el 40% de la renta media global y el 9% de la media de la renta de la población universitaria. En el período estudiado se reducen las diferencias entre la media de las rentas de los grupos estudiados. La expansión del nivel educativo de la población, que se aprecia en las diferencias de participación de la población entre 1981 y 1995, puede ser una de las explicaciones de esta reducción. En 1995, la participación de la población de hogares cuyo

cabeza de familia tiene un nivel educativo elemental o es analfabeto es menor que en 1981, mientras que aumenta para todos los otros niveles. La participación de rentas sigue una pauta similar a la de la participación de la población. Todas las medidas de desigualdad están por debajo de la desigualdad global. Este resultado sugiere que la educación del jefe de familia es un factor crucial en la explicación de la desigualdad de rentas.

Los resultados sobre la etnia del jefe de familia están sólo presentes en 1995 debido a que no existen datos para 1981. En la tabla se observa que los hogares cuyo jefe de familia es de etnia blanca o asiática tienen una media de renta por encima de la renta media global; mientras que la renta media de los hogares cuyo jefe de familia es mestizo están por debajo de la media. Los hogares cuyo jefe de familia es asiático tienen las rentas medias más elevadas, sobre 270% de la renta media global, mientras los hogares cuyo jefe de familia es mestizo tiene una renta media de aproximadamente el 60% de la renta media global. Las participaciones poblacionales presentadas en la tabla demuestran que los hogares con el jefe de familia blanco son mayoría, 54%, mientras los asiáticos representan una pequeña minoría, 0.5%. La desigualdad dentro del grupo es elevada, pero está por debajo de las medidas de desigualdad global, esto sugiere que la etnia del jefe de familia es una de las características explicativas de la desigualdad de rentas.

La partición regional presenta variaciones considerables en la renta media, las más bajas son las de las regiones del Norte y del Nordeste para ambos años. La diferencia mayor la ostenta la región Nordeste con una renta media del 50% de la media nacional. La región más rica es el sudeste, cuya renta media es 130% la de la media de la nación. Ambos años presentan participaciones de población y renta similares. La desigualdad dentro de los grupos varía mucho, en general está por debajo de la media global, pero en algunas ocasiones está por encima. Esta característica sugiere que la partición regional es una fuente importante de desigualdad.

Las diferencias de renta media entre las regiones rurales y urbanas son muy altas, aunque disminuyen en 1995. Las participaciones de la población sugieren una migración de las zonas rurales a las urbanas; ésta puede ser la razón del cambio en las medias de renta. La desigualdad es más alta en las regiones urbanas, excepto para el índice EG(2). Esta situación es debida a las elevadas rentas de las decilas altas de la distribución de las zonas rurales. Las medidas de desigualdad están por debajo de las medidas de desigualdad global, por lo que esta partición tendría poder explicativo.

Finalmente, el sexo del jefe de familia presenta diferencias muy pequeñas. Estos resultados se deben a la baja representación de las mujeres como jefes de familias. La desigualdad es más elevada entre los hogares cuyo jefe de familia es hombre, pero en

términos generales la desigualdad dentro de los grupos es elevada. Por lo tanto, esta partición no parece tener un alto poder explicativo.

## 5.2. Desigualdad entre los grupos

Los resultados de la sección anterior sugieren que la educación del cabeza de familia, la localización geográfica y la etnia del cabeza de familia son las principales fuentes de desigualdad en Brasil en los dos años estudiados. La tabla 3 muestra los resultados de la descomposición entre grupos de la desigualdad para 1981 y 1995.

**Tabla 3. Resultado de la descomposición entre grupos ( $R_E = D_E/D$ ).**

|                 | 1981        |             |             | 1995        |             |             |
|-----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
|                 | EG(0)       | EG(1)       | EG(2)       | EG(0)       | EG(1)       | EG(2)       |
| Edad            | 0.01        | 0.01        | 0.00        | 0.01        | 0.01        | 0.00        |
| Nivel educativo | <b>0.37</b> | <b>0.42</b> | <b>0.29</b> | <b>0.37</b> | <b>0.41</b> | <b>0.25</b> |
| Etnia           |             |             |             | 0.13        | 0.12        | 0.05        |
| Región          | 0.12        | 0.10        | 0.04        | 0.10        | 0.08        | 0.03        |
| Urbano/Rural    | 0.17        | 0.13        | 0.05        | 0.12        | 0.08        | 0.03        |
| Sexo            | 0.00        | 0.00        | 0.00        | 0.00        | 0.00        | 0.00        |

Fuente: Cálculos propios con los datos del PNAD 1981, 1995.

La segunda tabla ponía de manifiesto la elevada desigualdad que se mantiene en Brasil durante todo el período considerado; la descomposición presentada en la tabla 4 permite observar que los factores explicativos de esta elevada desigualdad también mantienen, aproximadamente, el mismo poder explicativo durante todo el período.

Los resultados de la tabla muestran que la edad y el sexo del cabeza de familia presentan valores muy bajos y por lo tanto estas características del cabeza de familia no explican la desigualdad en la distribución de la renta en Brasil. Las otras cuatro características difieren en la cantidad de desigualdad que explican, pero todas tienen cierto poder explicativo. La región geográfica explica entre el 4 y el 12% de la desigualdad global, dependiendo de la medida de desigualdad que se considere, en el año 1981; y entre el 5% y el 13% en el año 1995. Estos datos manifiestan que el poder explicativo de la localización geográfica se reduce con el tiempo. La etnia del cabeza de familia también tiene un alto poder explicativo, entre el 5% y el 13% según la medida de desigualdad. No obstante el nivel educativo del cabeza de familia es el factor crucial en la explicación de las desigualdades de renta. En 1981 el nivel educativo del cabeza de familia explicaba entre el 29% y el 42% del total de la desigualdad, según la medida de desigualdad considerada, mientras en 1995 explica entre el 25% y el 41%.

Esta descomposición muestra que la educación del cabeza de familia es el factor que explica un porcentaje más elevado de las desigualdades de renta en ambos años. Por lo tanto, los resultados corroboran la hipótesis de este trabajo.

## 6. CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos en los apartados anteriores permiten contrastar la hipótesis planteada en esta comunicación: el nivel educativo es el atributo poblacional que explica el mayor porcentaje de la desigualdad total; si se consideran como atributos explicativos la edad, el nivel educativo, la región, la zona, la etnia, y el sexo. La región, la etnia y la zona geográfica también son factores importantes.

La contrastación de esta hipótesis permite afirmar que las diferencias en el nivel educativo determinan las participaciones de renta. Es decir, que existe una relación positiva entre el nivel educativo y la renta, tal como postulan los modelos neoclásicos e institucionalistas expuestos en el segundo apartado. A pesar de la existencia de esta relación positiva, la relación entre la educación y la distribución de la renta no queda determinada; para conocer exactamente el efecto de cambios en el nivel educativo de la población sobre la distribución de la renta, es necesario realizar una descomposición dinámica de la desigualdad y contrastar si el aumento de los niveles educativos de la población supone una igualación en la distribución de la renta.

En esta comunicación se realiza el primer paso para estudiar la relación entre educación y distribución de la renta, la educación es un factor importante en la determinación de la distribución de la renta. De este modo, se sientan las bases para una posterior investigación en la que se estudiarán los efectos de los cambios en los niveles educativos de la población sobre la distribución de la renta.

## 7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARROW, K. (1973) "Higher education as a filter" *Journal of Public Economics*, vol. 2, n. pp. 193-216.
- BECKER, G. (1983) *El capital humano*. Madrid: Alianza (publicación original en 1974).
- CHISWICK, B. R. (1974) *Income inequality*. New York: National Bureau of Economic Research.
- COWELL, F. (1995) *Measuring Inequality* London: Prentice Hall.
- COWELL, F. A.; JENKINS, S. P. (1995) "How much inequality can we explain? A methodology and an application to the USA", *Economic Journal*, vol. 105, pp. 421-431.

- DOERINGER, M.; PIORE, M. J. (1983) "El paro y el mercado de trabajo dual", en TOHARIA, L. (ed.) *El mercado de trabajo; teorías y aplicaciones*. Madrid: Alianza Universidad Textos (publicación original en 1971).
- Ferreira, F.H.G.; LITCHFIELD, J.A (1998) "Education or Inflation? the roles of structural factors and Macroeconomic Instability in Explaining Brazilian Inequality in the 1980s". *Distributional Analysis Research Programme*, London School of Economics, No. 41.
- FIELDS, G. S. (1980) *Poverty, inequality, and development* Cambridge: Cambridge University Press.
- FIELDS, G.S.; LEARY, J.B.; LÓPEZ-CALVA, L.F.; PÉREZ-DE-RADA, E. (1998) "Education's crucial role in explaining labor income inequality in Urban Bolivia" *Harvard Institute for International Development, Development Discussion Paper*, n. 658 (October).
- FRERS, N (2000) "Education and income inequality in Brazil" *Dissertation* para MA en Development Economics. Sussex University.
- GIBNEY, L. (1995) "Education and fertility", en CARNOY, M. (ed.) *International encyclopedia of economics of education*. Oxford: Pergamon Press. pp. 164-168.
- GROSSMAN, M.; KAESTNER, R. (1997) "effects of education on health", en BEHRMAN, J. R. S., N. (ed.) *The social benefits of education*. Michigan: The University of Michigan Press. pp. 69-123.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA I ESTADÍSTICA (1981 Y 1995) "Pesquisa nacional por amostra de domicílios: Síntese de indicadores da Pesquisa Básica"- IBGE: Rio de Janeiro.
- KNIGHT, J. B.; SABOT, R. H. (1983) "Educational expansion and the Kuznets effect" *American Economic review*, vol. 73, n. 5, pp. 1132-1136.
- SCHULTZ, T. (1961) "Investment in Human Capital" *American Economic Review*, vol. 51, pp. 1-17.
- SPENCE, M. (1976) "Emisión de señales en el mercado de puestos de trabajo" *Revista Española de Economía*, vol. 6, n. 2, pp. 343-367, (publicación original en 1973).
- STIGLITZ, J. E. (1975) "The theory of 'screening', education, and the distribution of income". vol. 65 n. 3, pp. 283-300.
- THUROW, L. (1988) "La competencia por los puestos de trabajo: la lista de contratación de la mano de obra" en MEIXIDE, A. (ed.) *El mercado de trabajo y la estructura salarial*. Madrid: Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- WINERGARDEN, C. R. (1987) "Women's labor force participation and the distribution of household incomes: evidence from cross-national data" *Economica*, vol. 54. pp. 223-236.

## ANEXO.

Tabla 4. Descomposición de la desigualdad dentro de los grupos poblacionales. Año 1981.

|                        | $\mu_j$        | $f_j$ | $v_j$ | EG(0)        | EG(1)        | EG(2)        |
|------------------------|----------------|-------|-------|--------------|--------------|--------------|
| <b>Valor global</b>    | <b>139,465</b> |       |       | <b>0,618</b> | <b>0,650</b> | <b>1,339</b> |
| <b>Edad</b>            |                |       |       |              |              |              |
| 1                      | 126,162        | 0,039 | 0,035 | 0,449        | 0,47         | 0,834        |
| 2                      | 146,917        | 0,222 | 0,231 | 0,628        | 0,632        | 1,176        |
| 3                      | 125,062        | 0,283 | 0,252 | 0,644        | 0,673        | 1,388        |
| 4                      | 143,241        | 0,236 | 0,24  | 0,599        | 0,633        | 1,315        |
| 5                      | 158,522        | 0,135 | 0,152 | 0,609        | 0,655        | 1,386        |
| 6                      | 148,623        | 0,085 | 0,089 | 0,613        | 0,702        | 1,642        |
| <b>Nivel educativo</b> |                |       |       |              |              |              |
| 1                      | 58,29          | 0,3   | 0,124 | 0,378        | 0,391        | 0,711        |
| 2                      | 107,25         | 0,454 | 0,346 | 0,406        | 0,414        | 0,715        |
| 3                      | 182,364        | 0,135 | 0,176 | 0,397        | 0,425        | 0,795        |
| 4                      | 324,466        | 0,059 | 0,136 | 0,356        | 0,351        | 0,528        |
| 5                      | 597,744        | 0,051 | 0,218 | 0,32         | 0,299        | 0,406        |
| <b>Región</b>          |                |       |       |              |              |              |
| N                      | 124,812        | 0,027 | 0,024 | 0,443        | 0,512        | 1,097        |
| NE                     | 72,89          | 0,3   | 0,155 | 0,576        | 0,686        | 1,852        |
| SE                     | 187,132        | 0,445 | 0,592 | 0,537        | 0,563        | 1,06         |
| S                      | 143,55         | 0,162 | 0,166 | 0,512        | 0,556        | 1,083        |
| CW                     | 134,165        | 0,066 | 0,063 | 0,586        | 0,654        | 1,483        |
| <b>Zona</b>            |                |       |       |              |              |              |
| Urbana                 | 174,538        | 0,711 | 0,882 | 0,539        | 0,571        | 1,086        |
| Rural                  | 57,415         | 0,289 | 0,118 | 0,446        | 0,529        | 1,64         |
| <b>Sexo</b>            |                |       |       |              |              |              |
| M                      | 141,85         | 0,887 | 0,894 | 0,626        | 0,657        | 1,349        |
| F                      | 132,153        | 0,113 | 0,106 | 0,553        | 0,589        | 1,23         |

Nota:  $\mu_j$ : renta media,  $v_j$ : participación de la renta,  $f_j$ : participación de la población. Todas las rentas están en dólares de 1995.  
Fuente: Cálculos propios con datos obtenidos del PNAD 1981, 1995.

**Tabla 5. Descomposición de la desigualdad dentro de los grupos poblacionales. Año 1995.**

|                        | $\mu_j$        | $f_j$ | $v_j$ | EG(0)        | EG(1)        | EG(2)        |
|------------------------|----------------|-------|-------|--------------|--------------|--------------|
| <b>Valor global</b>    | <b>211.832</b> |       |       | <b>0.666</b> | <b>0.709</b> | <b>1.631</b> |
| <b>Edad</b>            |                |       |       |              |              |              |
| 1                      | 147,461        | 0,038 | 0,026 | 0,505        | 0,565        | 1,529        |
| 2                      | 188,696        | 0,208 | 0,182 | 0,654        | 0,693        | 1,558        |
| 3                      | 211,751        | 0,282 | 0,277 | 0,683        | 0,697        | 1,526        |
| 4                      | 237,063        | 0,22  | 0,241 | 0,699        | 0,723        | 1,632        |
| 5                      | 237,908        | 0,141 | 0,156 | 0,649        | 0,705        | 1,614        |
| 6                      | 232,508        | 0,11  | 0,118 | 0,596        | 0,717        | 1,786        |
| <b>Nivel educativo</b> |                |       |       |              |              |              |
| 1                      | 79,506         | 0,236 | 0,087 | 0,393        | 0,397        | 0,685        |
| 2                      | 143,281        | 0,377 | 0,25  | 0,44         | 0,453        | 0,935        |
| 3                      | 200,666        | 0,202 | 0,188 | 0,416        | 0,438        | 0,794        |
| 4                      | 362,652        | 0,114 | 0,191 | 0,423        | 0,44         | 0,812        |
| 5                      | 860,697        | 0,071 | 0,285 | 0,386        | 0,375        | 0,568        |
| <b>Etnia</b>           |                |       |       |              |              |              |
| 1                      | 291,53         | 0,535 | 0,721 | 0,618        | 0,65         | 1,374        |
| 2                      | 124,4          | 0,46  | 0,265 | 0,531        | 0,574        | 1,294        |
| 3                      | 566,76         | 0,005 | 0,014 | 0,433        | 0,351        | 0,412        |
| <b>Región</b>          |                |       |       |              |              |              |
| N                      | 171,674        | 0,048 | 0,038 | 0,595        | 0,685        | 1,636        |
| NE                     | 113,85         | 0,295 | 0,155 | 0,651        | 0,773        | 2,338        |
| SE                     | 279,414        | 0,437 | 0,565 | 0,572        | 0,618        | 1,32         |
| S                      | 245,151        | 0,153 | 0,174 | 0,571        | 0,627        | 1,392        |
| CW                     | 217,707        | 0,068 | 0,068 | 0,6          | 0,662        | 1,413        |
| <b>Zona</b>            |                |       |       |              |              |              |
| Urbana                 | 250,754        | 0,791 | 0,918 | 0,604        | 0,652        | 1,434        |
| Rural                  | 84,605         | 0,209 | 0,082 | 0,527        | 0,608        | 1,663        |
| <b>Sexo</b>            |                |       |       |              |              |              |
| M                      | 217,984        | 0,838 | 0,845 | 0,674        | 0,713        | 1,638        |
| F                      | 206,027        | 0,162 | 0,155 | 0,619        | 0,684        | 1,58         |

Nota:  $\mu_j$ : renta media,  $v_j$ : participación de la renta,  $f_j$ : participación de la población. Todas las rentas están en dólares de 1995.  
Fuente: Cálculos propios con datos obtenidos del PNAD 1981, 1995.