

# **Educación, antecedentes familiares y desigualdad interracial del salario en Brasil**

Omar Arias, Gustavo Yamada y Luis Tejerina\*

**Banco Interamericano de Desarrollo**

30 de septiembre de 2002

## **Resumen**

Este estudio combina los datos de una encuesta de hogares con los datos anuales de la relación alumno-maestro al nivel de cada estado y en el período 1940-1990 con objeto de investigar la importancia de la raza, los antecedentes familiares y la educación (tanto la cantidad como la calidad) para explicar la desigualdad del ingreso laboral entre los blancos y la población de raza negra (negros y mulatos, llamados *pretos* y *pardos*, respectivamente) en el Brasil. Estimamos varias ecuaciones de Mincer para los distintos cuantiles en la distribución condicional de los ingresos laborales para ir más allá de la descomposición habitual de las brechas de salarios promedio según la raza. Nuestros principales resultados indican que las diferencias en capital humano, que incluye la educación de los padres y la calidad de la educación, y en sus retornos, explican la mayor parte pero no la totalidad de la brecha de ingresos laborales entre la población de raza negra y los blancos. Se ha comprobado que podría haber una mayor discriminación laboral en el pago de los empleos mejor remunerados en cualquier nivel de calificación. También encontramos que los retornos a la educación varían mucho entre los trabajadores. El gradiente del color de la piel, en sí, figura como un importante factor determinante de desempeño en el mercado de trabajo, particularmente al asociarse con mayores retornos a las inversiones en capital humano. Si bien el mercado de trabajo recompensa las inversiones en educación de los mulatos de una forma similar a las de los trabajadores

---

\* Los autores ocupan los cargos de Economista de Investigaciones, Economista Principal y Asistente de Investigación, respectivamente, en la Unidad de Pobreza y Desigualdad del Departamento de Desarrollo Sostenible del Banco Interamericano de Desarrollo (BID), cuando se desarrolló este trabajo. Sus opiniones y conclusiones no representan necesariamente la postura del BID ni de sus países miembros. Desean expresar sus agradecimientos a los participantes en los seminarios en el BID, la Universidad Torcuato di Tella y LACEA 2001 por los comentarios recibidos en las exposiciones sobre este trabajo. Asumen plena responsabilidad por cualquier error aquí cometido. Sírvase enviar sus comentarios a [oarias@worldbank.org](mailto:oarias@worldbank.org).

blancos situados en la parte superior de la escala salarial ajustada, los mulatos del nivel inferior de la escala son recompensados de una forma similar a las personas de raza negra. Por ende, en el Brasil la creencia común de que una mejor posición en la escala socioeconómica se traduce en un trato más justo en el mercado de trabajo (el dinero “aclara” el color de la piel) puede ser cierta solamente en el caso de los mulatos. Los resultados indican que si bien la igualdad de acceso a una educación de buena calidad, que incluye un ambiente más favorable al de aprendizaje en la niñez, es clave para reducir la desigualdad interracial del ingreso en el Brasil, también se necesitan políticas específicas para facilitar la igualdad de acceso de la población que no es blanca a trabajos de buena calidad.

**Clasificación JEL:** J31, C14, C15, C24.

**Palabras clave:** Discriminación, desigualdad del ingreso, retornos de la educación, regresiones por cuantiles, Brasil.

## 1. Introducción

En los últimos años, la exclusión social debido a la raza o al origen étnico ha recibido cada vez más atención en América Latina y el Caribe, particularmente después de la Conferencia Mundial de las Naciones Unidas contra el Racismo celebrada en Sudáfrica en 2001. Se reconoce la necesidad de entender mejor las causas y los costos de la exclusión social y la gama de políticas y programas para combatirla. No obstante en la mayoría de los países no se capta información sobre la raza y el origen étnico con regularidad en las encuestas de hogares ni en los censos de población. Como resultado, en pocos estudios se analizan con igualmente las fuentes de la desigualdad racial en la región. Una notable excepción es el Brasil, el país con la mayor población de raza negra en América Latina y el Caribe y con tradición en la captación de datos sobre la raza y el origen étnico.

En un recuento reciente, Silva (1999) señaló dos hipótesis principales en la literatura clásica sobre las relaciones raciales en el Brasil, las cuales minimiza el papel de la raza como factor de importancia directa para explicar las diferencias en la condición socioeconómica. La hipótesis de “asimilación” afirma que se ejerce discriminación según la clase socioeconómica de una persona y que la raza (el color de la piel, como se trata en Brasil) no es un factor que afecta la movilidad social. Por ende, las brechas en los logros socioeconómicos entre los blancos y la población de raza negra son un legado de la esclavitud que, con el tiempo, desaparecerá con la reducción de las brechas en la acumulación de capital humano. La segunda hipótesis, si bien no niega la función distintiva de la raza, plantea la existencia de una “puerta de escape” racial mediante la cual los mulatos o *pardos* (personas de raza mixta) tienen más oportunidades de movilidad que las personas de raza negra o *pretos*. Como resultado, se alega que el significativo proceso de matrimonio interracial en el Brasil alivia las tensiones raciales, y representa una importante distinción con respecto al sistema de relaciones raciales en los Estados Unidos.

El trabajo empírico ulterior sobre discriminación laboral hecho por Silva y otros investigadores con datos de los censos y encuestas realizadas en los decenios de 1970 y

1980 puso en tela de juicio esas hipótesis. En estos estudios se encuentran pruebas de una importante desventaja en el mercado de trabajo atribuible a la discriminación, que no guarda relación con la aptitud observada tanto en los mulatos como en las personas de raza negra. Recientemente, varios oficiales públicos del país han declarado públicamente que la exclusión racial es un grave impedimento para el desarrollo y que se necesitan importantes medidas correctivas.<sup>1</sup>

Este estudio persigue ampliar los conocimientos sobre las fuentes de desigualdad interracial del ingreso en el Brasil, en particular sobre el papel de la raza, los antecedentes familiares, las diferencias de educación (tanto la cantidad como la calidad) y la heterogeneidad en los retornos salariales de esas características. Examinamos dos cuestiones principales: 1) la importancia de las brechas raciales “residuales” en el ingreso laboral en los retornos a la educación una vez controladas las diferencias en las características productivas medidas de los trabajadores y los empleos, incluidos los antecedentes familiares y la calidad de la educación; 2) la variación de las brechas de salarios y retornos a la educación entre los trabajadores de distinta raza ubicados en diferentes puntos de la distribución del ingreso laboral ajustado, es decir, en los empleos peor y mejor remunerados dentro de un mismo nivel de calificación.

Con este fin, cambiamos los datos de una encuesta de hogares de 1996, sobre raza, educación de los padres y situación de emigración de los trabajadores urbanos del sexo masculino con los datos administrativos anuales por Estados sobre la relación del número de alumno-maestro en el período 1940-1990. Estimamos regresiones de ingresos de Mincer para distintos cuantiles de la distribución condicional del ingreso laboral para explicar las diferencias de ingresos por raza entre los trabajadores en varios puntos de la escala salarial y no solamente las brechas en los ingresos promedio. Además, empleamos la variación entre Estados y entre cohortes en la relación alumno-maestro para determinar el impacto de la calidad de la educación en los retornos de ésta y aproximar que la

---

<sup>1</sup> Por ejemplo, Paulo Renato Souza, ex Ministro de Educación, escribió que “ más de dos terceras partes de nuestra población pobre y extremadamente pobre es de ascendencia africana. Por ende, nuestra pobreza tiene color y nombre.” *Folha de São Paulo*, 10/24/2000. (Traducción liberal del original en portugués)

fracción de las brechas raciales en los retornos a la educación puede ser explicada por las diferencias en calidad entre los trabajadores de distintas razas.

Nuestros principales resultados indican que si bien las diferencias en el capital humano, incluida la educación de los padres, y en sus retornos, explican la mayor parte de la desventaja en el nivel de salarios de los trabajadores de la raza que no es blanca, en los empleos peor remunerados para cada nivel de calificación, sigue observándose una brecha salarial absoluta del 10% para los trabajadores en la parte superior de la escala salarial ajustada. Además, las personas de raza negra enfrentan una mayor desventaja en los retornos de su educación en los cuantiles superiores de la distribución condicional de salarios que en los cuantiles inferiores, mientras que sucede lo contrario en el caso de los mulatos. El hecho de que los blancos asistan a la escuela en Estados donde la calidad de la educación es relativamente mejor explica alrededor de la mitad de su ventaja en los retornos promedios a su educación. Nuestras brechas residuales estimadas en el nivel de salarios y en los retornos a la educación implican una penalidad salarial promedio de un 16% para los trabajadores de raza negra, con educación secundaria y una desventaja de ingresos de 18% en el caso de trabajadores de raza negra con educación universitaria. Estas brechas salariales podrían ser mayores para los trabajadores de raza negra con empleos de mejor remuneración dentro de cada nivel de aptitud observado.

Los resultados indican que si bien la igualdad de acceso a educación de buena calidad, que incluye un medio favorable al aprendizaje en la niñez, es la principal forma de combatir la exclusión de los brasileños de raza negra en el mercado laboral, el gradiente del color de la piel desempeña un papel importante para determinar el funcionamiento en el mercado de trabajo en el Brasil, particularmente en los empleos mejor remunerados en cualquier nivel de calificación. Esto debe abordarse con políticas específicas para combatir la discriminación.

El presente documento se ha organizado de la manera siguiente. En la sección 2 se esboza brevemente la metodología y se resumen los principales resultados de estudios anteriores. En la sección 3 se describen los datos. En la sección 4 se discuten los resultados y en la sección 5 se presentan las conclusiones y se esbozan algunas repercusiones en materia de políticas públicas.

## 2. Metodología y estudios anteriores

El análisis tradicional de desigualdad interracial del ingreso laboral se basa en el modelo de regresión de Mincer:

$$\text{Ln}(w_{i,j}) = \alpha_j + \beta_j e_{i,j} + \theta_j X_{i,j} + \varepsilon_{i,j} \quad (\text{i})$$

en que  $w$  es el salario de la persona  $i$  de raza  $j$ ,  $e$  es su nivel de educación,  $X$  es una matriz que incluye términos lineales y cuadráticos para la experiencia de trabajo y posiblemente otras características de la persona y del trabajo, y  $(\alpha, \beta, \theta)$  son los coeficientes respectivos. Siguiendo a Oaxaca (1973) y Blinder (1973), a menudo se emplea la regresión de mínimos cuadrados para descomponer la brecha racial en el salario *promedio* en un componente emanado de las diferencias en las características productivas medidas ( $e, X$ ) ante grupos raciales “residuo” emanado de las diferencias en la forma en que el mercado de trabajo recompensa esas características. Este residuo se interpreta a menudo como una medida de discriminación. Revisten particular interés las diferencias en el nivel de ingresos ajustadas por  $X$  (diferencias en los interceptos  $\alpha$ ) y en los coeficientes de la pendiente de educación (los retornos promedio a educación  $\beta$ ). Silva (1999) examina la literatura sobre discriminación racial enmarcada en esta tradición en el Brasil. Por ejemplo, en un trabajo anterior basado en datos de la encuesta de hogares de 1976, afirmó que alrededor de 33% y 26% de la ventaja de ingresos de los blancos sobre los mulatos y las personas de raza negra, respectivamente, podría atribuirse a discriminación. Lovell (1989, 1994) encontró resultados similares con los datos del censo de 1980, controlando factores como la educación, la experiencia y la ocupación, y mostró que las brechas para los mulatos y personas de raza negra no acusaban diferencias estadísticas.

Este método tiene varias limitaciones. Primero, supone que las brechas raciales en el salario promedio caracterizan plenamente la situación de los trabajadores no blancos en todos los puntos de la escala salarial. Varios estudios empíricos recientes indican que las características no observadas de los trabajadores desempeñan el papel que no es nada trivial en el desempeño del mercado de trabajo. En particular, los retornos a educación

son mayores para los trabajadores de los cuantiles superiores de distribución condicional de los salarios <sup>2</sup>, de manera que las ganancias de ingresos derivados de la educación pueden depender de la dotación de características no observadas de un trabajador (véase Arias, Hallock y Sosa (2001)). Es de esperarse que los trabajadores no blancos, tiendan a compararse con los blancos con características similares, observadas o no (para el econométrista) para formarse una idea de existencia de discriminación. Las brechas salariales promedio pueden ocultar las condiciones particulares que afectan a los trabajadores no blancos cuyas características no observadas los colocan por debajo o por encima de la curva del salario medio condicional. Como indica García *et al.* (2001), esto puede explicar la falta de correspondencia entre los soportes de discriminación de los trabajadores y las medidas tradicionales de discriminación, según se documenta en el caso de las brechas salariales por sexo.

Además, muchos factores que impartan la productividad no son captados por las encuestas y por ende no son controlados en el análisis, lo que complica la interpretación del componente residual (véase Kim y Polachek (1994)). En particular, las personas que no son blancas a menudo reciben educación de calidad inferior y viven en un medio de aprendizaje menos estimulante dado que sus padres tienen menos ingresos y educación. Eso puede llevarlas a tener un menor valor de  $\alpha$  y  $\beta$ , independientemente de que haya discriminación en la remuneración. Además, las estimaciones de los retornos a la educación pueden ser sesgadas debido a la correlación entre el nivel educativo y los factores no observados determinantes del salario (sesgo positivo) y a los errores en la medición de la educación (sesgo negativo). El consenso de la literatura sobre los retornos de la educación en los Estados Unidos indica que la ecuación (1) produce una sobre estimación de los retornos de un 10% (véase Card (1999)). En nuestro caso es posible que la endogeneidad de la educación resulte en una subestimación de la brecha racial en los retornos a la educación. Esto podría ocurrir si la correlación de las variables omitidas (por ejemplo, la educación de los padres) con la educación y los ingresos de los

---

<sup>2</sup> Véase también Pereira y Martins (2001). Heckman y Carneiro (2001) ofrecen otro análisis de heterogeneidad en los retornos de la educación.

trabajadores es mayor en el caso de las personas no blancas y cualquier error de medición de la educación es similar por raza.<sup>3</sup>

La contribución de nuestro trabajo es doble. Primero, estimamos las brechas en los niveles salariales en los retornos a la educación de los trabajadores localizados en varios puntos de las distribuciones de salarios de cada grupo clasificado por raza. Segundo, ajustamos estas brechas por medio de variables proxy, aunque imperfectas, de los antecedentes familiares y de la calidad a la educación (descritas a continuación).

## 2.1 Funciones salariales por cuantiles

Empleamos el método de regresión por cuantiles (Koenker y Bassett (1978)) para estimar las brechas en los niveles de salarios y en los retornos a la educación de los trabajadores brasileños blancos y no blancos en diferentes puntos de la distribución condicional de salarios. Así como el método de mínimos cuadrados da un modelo para la media de la distribución de la variable dependiente  $Y$  condicional en los regresores  $Z$ , las regresiones por cuantiles dan modelos para diferentes percentiles de esta distribución.<sup>4</sup> El  $\tau$ -o cuantil de  $Y$  condicional en  $Z$  se obtiene por:

$$Q_{\tau}(Y_i|Z_i) = Z_i' \beta(\tau) \quad (\text{ii})$$

---

<sup>3</sup> Por ejemplo, cuando la educación de los padres ( $F$ ) es la única variable importante omitida de la ecuación (1), el sesgo en la brecha racial estimada en los retornos promedio se obtiene por medio de:

$$E[\hat{\beta}_b - \hat{\beta}_{nb}] - (\beta_b - \beta_{nb}) = \theta_b \frac{\text{Cov}_b(F, \text{educ})}{\text{Var}_b(\text{educ})} - \theta_{nb} \frac{\text{Cov}_{nb}(F, \text{educ})}{\text{Var}_{nb}(\text{educ})}$$

Se obtendrá una respuesta negativa si el efecto de la educación de los padres en los ingresos de la persona ( $\theta$ ) y/o la correlación intergeneracional en educación son mayores para la población no blanca, y/o si la educación de esa población está menos dispersa. En general, el sesgo dependerá de la magnitud relativa de las correlaciones parciales y del error de medición en la educación a través de los grupos clasificados por raza, teniendo en cuenta otras variables explicativas.

<sup>4</sup> Véase en Koenker y Portnoy (1997) y Buchinsky (1998) una discusión detallada de los métodos de regresión por cuantiles.



en que  $\beta(\tau)$  es la pendiente de la línea de regresión del cuantil  $\tau$  y, por tanto, da el efecto de los cambios en  $Z$  en el  $\tau$ -o cuantil condicional de  $Y$ .<sup>5</sup> La partición de los residuales de la regresión es tal que por lo menos una proporción  $\tau$  está por debajo de la línea de regresión estimada y aproximadamente una fracción  $(1-\tau)$  está por encima de esa línea. Por ejemplo, la regresión por la mediana ( $\tau = 0.5$ ) deja más o menos la mitad de los residuales por encima y por debajo de la línea de regresión y da los mismos resultados que el método basado en los mínimos cuadrados ordinarios cuando la distribución es simétrica. La estimación de diferentes valores de  $\tau$  (de 0 a 1) produce líneas de regresión para varios percentiles de la distribución condicional de  $Y$ .

La figura 1 capta la intuición básica de nuestro enfoque. Estimamos primero las ecuaciones de Mincer en diferentes cuantiles de la distribución *condicional* de los salarios de cada grupo racial por separado. Luego computamos la diferencia en los interceptos y los coeficientes de educación entre los trabajadores blancos y no blancos localizados en el *mismo* cuantil de la distribución condicional de cada grupo. Así, en la ecuación (1) examinamos:

$$Q_{\tau}(\ln w_b | e, X) - Q_{\tau}(\ln w_{nb} | e, X) = (\alpha_b(\tau) - \alpha_{nb}(\tau)) + (\beta_b(\tau) - \beta_{nb}(\tau)) e + (\theta_b(\tau) - \theta_{nb}(\tau)) X \quad (iii)$$

Por ejemplo, al tomar  $\tau = 0.9$ ,  $\alpha_w(0.9) - \alpha_{nw}(0.9)$  (línea A-A' con la figura 1) se obtiene la brecha racial en el nivel de ingresos de los trabajadores sin escolaridad en el 90<sup>o</sup> cuantil de la distribución condicional de salarios de cada grupo (ajustada por  $e$  y  $X$ ), es decir, la diferencia entre el nivel salarial mínimo del 10% mejor remunerado de las personas blancas no escolarizadas y el nivel salarial mínimo del 10% mejor remunerado de las personas no blancas no escolarizadas. En forma similar,  $\alpha_w(0.1) - \alpha_{nw}(0.1)$  mide la brecha salarial ajustada en el 10<sup>o</sup> cuantil de la distribución condicional (C-C'). Por otra parte,  $\beta_w(0.9)$  es la pendiente de la línea de regresión de Mincer ajustada por el 90<sup>o</sup> cuantil

---

<sup>5</sup> En el caso de variables ficticias (dummies), el coeficiente mide la diferencia para cada cuantil de logarítmico del salario entre un trabajador con la característica particular y otro trabajador, por lo demás similar con la categoría excluida en ese cuantil.

de la distribución condicional y da el cambio porcentual en el nivel salarial mínimo del 10% mejor remunerado de los blancos (dentro de cada nivel de calificación y competencia observados) por cada año adicional de la educación. Por ende, da la brecha racial en los retornos de la educación de los trabajadores en ese cuantil.

Podemos pensar en los cuantiles de la distribución condicional como referentes a trabajadores con características observadas similares que terminan en varios puntos de la escala salarial ajustada en virtud de sus atributos no observables. Por ende, los cuantiles inferiores se refieren a los trabajadores con un salario inferior al que esperaría dado su educación, nivel de experiencia y otros factores determinantes del salario incluidos en la regresión, los cuantiles superiores a los trabajadores con un salario mayor que el que permiten pronosticar sus características observadas. Al interpretar los residuos de la regresión salarial como un proxy de la capacidad no observada de un trabajador, es posible relacionar la posición relativa de los trabajadores en la distribución condicional de los salarios con diferencias en habilidad no observada, que puede incluir las conexiones de un trabajador en el mercado de trabajo, el capital humano de la familia, la calidad de la educación y el espíritu de lucha (Arias, Hallock y Sosa (2001)). La interrelación de esta heterogeneidad no observada con cada regresor da como resultado coeficientes de regresión que varían en los diferentes cuantiles. En un estudio reciente de hombres sudafricanos, Mwabu y Schultz (1996) estimaron varias ecuaciones salariales por cuantiles y encontraron que en el caso de los hombres de raza negra los retornos de la educación tienden a disminuir monótonamente a través de los cuantiles, en tanto que entre los blancos, los retornos aumentan para los trabajadores en los cuantiles mas altos en el caso de la educación superior y se reducen hacia los cuantiles mas bajos para aquellos con educación secundaria. Llegan a la conclusión de que para los hombres de raza negra, la educación es un sustituto de la habilidad no observada y para los hombres blancos, la educación superior es un complemento de la habilidad (mayores retornos en los cuantiles superiores) y la educación secundaria un sustituto de la misma (mayores retornos en los cuantiles inferiores).

## 2.2 Antecedentes familiares

Usamos la educación de los padres como variable proxy de los factores familiares que afectan los ingresos y el retorno de la educación, tales como la enseñanza en la casa, la riqueza de la familia (correlacionada con las notas)) y las conexiones familiares. Al controlar por la educación de los padres se deben eliminar las brechas raciales en los ingresos laborales absolutos y relativos que son producto de estos factores<sup>6</sup>. Esto también puede reducir cualquier sesgo en las brechas estimadas en los retornos a la educación debido a estos factores, aunque no está clara la manera en que podría afectarse cualquier sesgo asociado al error de medición en la educación.<sup>7</sup>

Existe sólida evidencia empírica sobre los vínculos entre la educación de los padres, la educación de los hijos y los ingresos en el Brasil. Varios estudios con datos de la encuesta nacional por muestra de hogares (PNAD) han demostrado que el efecto de la educación de los padres en el rendimiento escolar de los niños brasileños reviste más importancia en términos cuantitativos que el ingreso del jefe de familia. Este efecto es mayor cuando se trata de la escolaridad de la madre (Barros y Lam (1996) y en los bajos niveles de escolaridad (Lam y Duryea (1999), y es más importante que en Sudáfrica y los Estados Unidos (Lam (1999)). Además, Lam y Schoeni (1993) observaron importantes efectos independientes de la escolaridad de los padres en el salario de los hombres brasileños, con datos de la PNAD de 1982. Además, los retornos estimados a la educación se redujeron cerca de 12% al controlar la educación de ambos padres y entre un cuarto y un tercio cuando se controlaron otras variables familiares consistente con la existencia de un sesgo positivo en las estimaciones convencionales de retornos de Mincer. Estos sesgos aparentes son mayores que los observados en los Estados Unidos (Lam y Schoeni (1994)). Silva (1999) informa que las brechas raciales en los retornos

---

<sup>6</sup> Un reciente ejemplo de la literatura en este campo en Estados Unidos es el trabajo de Altonji y Dunn (1996).

<sup>7</sup> El sesgo hacia abajo en los retornos a la educación puede aumentar puesto que éstos se identifican a partir de información más ruidosa cuando controlamos por variables que guardan una estrecha correlación con la educación propia, como la educación de los padres.

promedio en el Brasil desaparecen después de incluir variables sobre los antecedentes de la familia en los modelos empíricos.

### 2.3 Calidad de la educación

Puesto que la PNAD no capta datos sobre la calidad de la educación usamos la variación entre Estados y cohortes en sus indicadores de insumos educativos para determinar el efecto de la calidad de la educación en sus retornos y con ello aproximar la fracción de la brecha racial en los retornos debido a diferencias en la calidad. Empleamos un método de regresión en dos etapas utilizado en trabajos anteriores (Card y Krueger (1992)).<sup>8</sup> En la primera etapa, estimamos una especificación ampliada de la ecuación (i):

$$\ln(w_{ijbc}) = \alpha_c + \alpha_b + \alpha_r + \alpha_j + (\beta_{bcj} + \phi_{rr}) e_{ijbc} + \theta_j X_{ijbc} + \varepsilon_{ijbc} \quad (\text{iv})$$

en que las diferentes clases de  $\alpha$  denotan los efectos fijos para la cohorte de trabajadores ( $c$ ), el Estado natal ( $n$ ) (como una variable proxy del Estado donde se cursaron los estudios) y de residencia actual ( $r$ ) y la raza de los trabajadores, y  $X$  incluye las características individuales (como la experiencia y la educación del padre). Estimamos los retornos a la educación para los blancos y los no blancos por separado en cada Estado y cohorte ( $\beta_{bcj}$ ) mediante una interacción de la educación con las variables binarias del Estado natal y de las cohortes y permitimos que los retornos varíen por región de residencia ( $\phi_{rr}$ ) para así capturar los efectos en la oferta o la demanda en los mercados regionales de trabajo. Al controlar la educación del padre, el Estado natal y la cohorte de nacimiento de la persona damos cuenta de cualquier efecto diferencial de los antecedentes familiares y los factores comunitarios iniciales sub--- el nivel de salario y las tasas de retorno. A continuación estimamos la regresión en la segunda etapa:

$$\hat{\beta}_{bcj} = \tilde{\alpha}_j + \tilde{\alpha}_c + \delta q_{bc} + u_{bc} \quad (\text{v})$$

<sup>8</sup> Véase también Heckman *et al* (1996), Reed y Lam (1999) y Case (1999).

Es decir, hacemos una regresión de las tasas de retorno estimadas por cohorte y Estado natal sobre una variable binaria para la raza, los efectos fijos de la cohorte y los indicadores de la calidad de la educación ( $qn$ ). La regresión se pondera según el inverso de la varianza de los coeficientes de retorno estimados en la primera etapa. La variable binaria para la raza capta el diferencial en el retorno promedio para las personas no blancas una vez eliminadas las diferencias raciales en las medidas de calidad de la educación. El coeficiente  $\delta$  mide el efecto de la calidad en el retorno promedio a la educación a nivel estatal. Como se explica en la sección 4.4 estos coeficientes pueden emplearse para hacer un cálculo aproximado de la fracción de la brecha racial en los rendimientos promedios de la educación potencialmente debida a diferencias en la calidad de la educación.

Behrman y Birdsall (1983, 1985) fueron de los primeros en incorporar la calidad de la educación al modelo de Mincer con datos del censo de 1970 referentes a hombres jóvenes brasileños y la escolaridad promedio de los maestros en el Estado donde fueron a la escuela como una variable proxy de la calidad. Observaron un importante efecto positivo de la calidad en los retornos confirmada más tarde con datos del censo de 1980 (Behrman, Birdsall y Kaplan (1996)). En un análisis más detallado, empleando medidas estatales de la calidad de la educación en los Estados Unidos, Card y Krueger (1992) encontraron que los retornos eran mayores para los trabajadores educados en Estados con menor relación alumno-maestro y mayor nivel de educación y remuneración de los maestros. Una reducción de 10 estudiantes en la relación alumno-maestro aumentaba la tasa de retorno a la educación en 0,8 puntos porcentuales. Case (1999) encontró que este efecto era dos veces más grande en Sudáfrica. Reed y Lam (1999) combinaron datos individuales de la PNAD de 1988 con varias medidas estatales de la calidad de la educación estimadas a partir de las encuestas de la PNAD del decenio de 1970. Sus estimaciones indicaron que las características de los maestros, particularmente su nivel de educación, son sólidos factores de predicción de los retornos a la educación, en tanto que los gastos, los salarios relativos de los maestros y las tasas de repetición y de asignación de deberes escolares tuvieron poco poder de predicción.

Nótese que al incluir los efectos fijos del Estado natal y del lugar de residencia y la interacción de la región de residencia con la educación en (4), el efecto de la calidad en los retornos a la educación ( $\delta$ ) se determina a partir de la variación conjunta entre las medidas de calidad y la desviación del componente de los retornos específico al Estado natal con respecto al retorno medio regional para los emigrantes (trabajadores educados en un estado y que más tarde se observa que trabajan en otra región).<sup>9</sup> Como recalcaron Heckman *et al.* (1996), esto puede introducir un sesgo en la estimación de  $\delta$  en (5) si las decisiones sobre emigración están correlacionadas con los ingresos previstos en la región de destino. En un examen del análisis de Card y Krueger (1992), Heckman *et al.* encontraron evidencia que indica que los efectos de la calidad en los retornos a la educación no son enteramente robustos a este supuesto. Reed y Lam (1999) realizaron un análisis de sensibilidad del papel de la emigración selectiva a este respecto en el Brasil. Aunque observaron que los efectos de la calidad no eran robustos sus estimaciones fueron afectadas por la variación limitada en las medidas de calidad de la educación y un alto grado de colinealidad con otras variables del estado. En un recuento de la literatura, Card y Krueger (1996) concluyeron con un punto de vista más favorable sobre la evidencia que ---- su método de medición del efecto de la calidad de la educación en los ingresos laborales ulteriores de los estudiantes.

### **3. Descripción de los datos**

Usamos datos de la encuesta nacional de hogares (PNAD) realizada en 1996 y nos concentramos en la muestra de hombres trabajadores empleados, residentes en zonas urbanas (excluidos todos los pequeños propietarios y los trabajadores no remunerados), de 15 a 65 años de edad (una muestra de unos 57.000 trabajadores) Casi todo nuestro análisis se basa en una submuestra de unos 29.000 jefes de hogares a quienes se les capta el máximo nivel de educación logrado por sus padres. Los datos incluyen la raza de los

---

<sup>9</sup>Las diferencias regionales en la calidad de la educación también puede introducir un sesgo en los retornos a la educación puesto que están correlacionadas con las diferencias en el rendimiento escolar y el nivel educativo alcanzado. Más precisamente, de la especificación de la ecuación (4) se deduce que los retornos según el estado natal en la segunda etapa se miden como desviaciones del retorno medio en la región de residencia de los emigrantes. Esto se ajusta para tener en cuenta las diferencias en los mercados de trabajo regionales que pueden afectar la productividad de la educación.

trabajadores, auto identificación, ingresos laborales, la situación de emigración, variables del capital humano (educación, experiencia), las características del mercado de trabajo y del empleo (el tipo y sector de empleo, la existencia de sindicatos, la región de residencia) y, en el caso de los jefes de hogares, la educación de los padres declarada como una de diez categorías (que simplificamos a seis). El salario por hora se computa a partir de los ingresos mensuales declarados y del total de horas trabajadas la semana anterior en la ocupación principal.<sup>10</sup> La experiencia de trabajo se computa como la diferencia entre la edad del trabajador y la edad en que comenzó a trabajar.

Las personas se identificaron como blancas (57%), mulatas o de raza negra (39% y 7%, respectivamente).<sup>11</sup> Casi todos los estudios empíricos de desigualdad racial en el Brasil han dependido de la autclasificación de la raza. La excepción fue Telles (1998), que usó la clasificación de raza hecha por el entrevistador en una encuesta nacional realizada en el Brasil en 1995 y observó que la estimación de la desigualdad del ingreso entre las personas blancas y no blancas era mayor con la clasificación del entrevistador que con la autclasificación. Sin embargo, dada la arbitrariedad que entraña la clasificación hecha por el entrevistador, el consenso de los especialistas es que la autoidentificación racial es preferible y sigue siendo el método predominante en encuestas y censos.

El cuadro 1 presenta los --- y los errores estándar de estas variables. Hay grandes diferencias interraciales con el ingreso y las características productivas medidas. En promedio, las personas de raza negra y los mulatos ganan aproximadamente 40% menos que los blancos. Entre los jefes de hogares, la brecha en el salario promedio de las personas de raza negra se acerca a 46% y la de los mulatos a 42%. Los trabajadores blancos suelen tener menos empleos en el sector informal, en agricultura y construcción,

---

<sup>10</sup>Más precisamente, de las especificaciones de la ecuación (4) se deduce que los retornos según el estado natal en la segunda etapa se mide como desviaciones del retorno medio en la región de residencia de los emigrantes. Esto se ajusta para tener en cuenta las diferencias en los mercados de trabajo regionales que pueden afectar la productividad de la educación.

<sup>11</sup> En todo el documento, el término “salario” se usa también para referirse al ingreso en el caso de los trabajadores por cuenta propia

y una mayor probabilidad de pertenecer a un sindicato y vivir en el Sudeste y el Sur. Lo más importante, tienen una gran ventaja en lo que respecta a capital humano propio y de su familia. Han terminado un promedio de 7.5 años de educación en comparación con 5.6 en el caso de los mulatos y 5.2 de raza negra. Puesto que la matrícula en la escuela primaria es casi universal desde 1965, la matrícula en la escuela secundaria sigue siendo un desafío, sobre todo entre la población pobre no blanca (O'Connell y Birdsall (2001)). De ahí que los trabajadores blancos tienen una probabilidad de tres a cuatro veces mayor de alcanzar la educación superior en comparación con quienes no son blancos<sup>12</sup>.

Hay evidencia de que la calidad de la educación de las personas no blancas también es inferior. Las escuelas privadas suelen estar mejor dotadas de recursos para la enseñanza, pero, en su mayoría, están al alcance del segmento más rico de la población (Herrán y Rodríguez (2000)). Desafortunadamente no contamos con datos sobre la calidad de la educación en la encuesta PNAD. Sin embargo, hay una gran heterogeneidad regional en la calidad de las escuelas públicas, que tradicionalmente representan la mayor parte de la matrícula total en las escuelas públicas primarias y secundarias (enseñanza fundamental, conocida antes como *primeiro grau*), aunque una reciente reforma del financiamiento de la educación en gran escala ha llevado a mayores asignaciones de fondos para los estados más pobres. Explotamos esta variación regional para construir variables proxy de la calidad de la educación para los trabajadores de nuestra muestra de la PNAD. Computamos la relación alumno-maestro en las escuelas públicas primarias y secundarias de nivel inicial durante el período 1938-1988 a partir de los registros administrativos de la matrícula anual y del número de maestros por estado consignados en el Anuario Estadístico del Brasil.<sup>13</sup> Supusimos que las personas asistían a la escuela en su Estado natal. Luego asignamos a cada trabajador la relación alumno-maestro de su

---

<sup>12</sup> La población pertinente para fines de inferencia es la población masculina empleada en el sector urbano, excluidos los indígenas y los de ascendencia asiática, que son una fracción pequeña de la fuerza de trabajo. Los sesgos por de la autoselección en la fuerza de trabajo no constituyen una grave preocupación en el caso de los hombres.

Silva (1999) declara tasas bajas similares de retorno escolar y disparidades raciales en la población en general.

<sup>13</sup> Los datos notificados corresponden a los grados 1 a 4 de escolaridad (*enseñanza primaria*) hasta 1972 y a los grados 1 a 8 (*primer grado o enseñanza fundamental*) de ahí en adelante.



cohorte y Estado natal medida como el promedio del período de 10 años en que su cohorte (definida por fecha de nacimiento) habría asistido a la escuela.<sup>14</sup> Por ejemplo, a una persona nacida en São Paulo en 1940 se le asigna la relación promedio alumno-maestro en las escuelas públicas de ese Estado en el período 1946-1956. Esta es un variable proxy razonable, aunque imperfecta, de la calidad promedio de la educación recibida por los trabajadores (un número inferior significa una mejor calidad). Las escuelas con una menor relación alumno-maestro pueden tener mejor calidad de la instrucción en el salón de clase y dedicar más tiempo de mejor calidad para seguir los adelantos de los estudiantes. La relación alumno-maestro también está correlacionada a menudo con otros insumos clave del proceso educativo, como el tiempo de instrucción, los materiales didácticos y la formación y experiencia de los maestros. Además, casi 70% de los trabajadores no asistieron a la escuela secundaria superior y los efectos de la calidad se acumulan durante la vida escolar.

El cuadro 2 presenta la relación promedio alumno-maestro por región y cohorte obtenidas al imputar la calidad de la educación a los trabajadores blancos y no blancos de nuestra muestra.<sup>15</sup> La figura 2 ilustra las disparidades persistentes en los insumos escolares entre los estados del Nordeste y del Sur. Aunque es obvio que la oferta relativa de maestros ha mejorado considerablemente en el período, la relación alumno-maestro ha sido constantemente menor en promedio en el Sur que en el Nordeste (alrededor de 20%, o sea 5 alumnos menos por maestro en los tres últimos decenios). Al mismo tiempo, en nuestra muestra, los trabajadores no blancos representan 66% de todos los trabajadores educados en los estados del Nordeste y solamente 16% de los educados en el Sur. Nótese, sin embargo, que la correlación entre la raza y nuestras medidas de calidad imputada es mucho menor en el Brasil en su conjunto. En general, las diferencias raciales en la

---

<sup>14</sup> El promedio del decenio reduce al mínimo el efecto de los datos alarmistas en ciertos años. También tratamos de asignar los promedios correspondientes al período hipotético exacto en que la persona habría asistido a la escuela primaria con resultados cualitativamente similares. En el caso de los estados absorbidos por otros o divididos, unimos o repetimos los datos para obtener series cronológicas compatibles con la actual división política del Brasil. Por ejemplo, en 1980, se creó el Estado de Mato Grosso do Sul a partir del Estado de Mato Grosso; por ende, asignamos los mismos datos a ambos estados antes de 1980.

<sup>15</sup> Los datos detallados de los 27 estados y las cinco cohortes clasificadas por fecha de nacimiento (1940-1980) están a disposición de los interesados.

relación promedio alumno-maestro en el cuadro 2 son inferiores a 2. Esto refleja la gran mezcla racial de la población especialmente en el Sudeste donde la relación alumno-maestro se acerca al promedio nacional. Alrededor de 42% de todos los trabajadores blancos y 30% de los no blancos de nuestra muestra se educaron en los estados del Sudeste. Por lo tanto, como consecuencia de la agregación por estados, nuestras variables proxy de la calidad quizá subestiman la calidad real de la educación recibida por los trabajadores no blancos como un todo y no subestiman la de los blancos. Como discutimos más adelante, con nuestras estimaciones generales del efecto de la calidad en los retornos de la educación podemos aproximar la fracción de las brechas residuales por raza en los retornos que podrían emanar de las diferencias en la calidad de la educación entre blancos y no blancos.

Por último, los trabajadores no blancos y particularmente los de raza negra quedan presos en una trampa intergeneracional de poca educación. Más de tres cuartas partes de los jefes de hogares no blancos tienen padres que no terminaron la escuela elemental (de 1 a 4 años) en comparación con cerca de tres quintas partes de los blancos (cuadro 1). Una mínima fracción de los hombres trabajadores no blancos tiene madres con educación universitaria. Aunque la situación de las últimas cohortes ha mejorado, las oportunidades de movilidad también difieren mucho por raza. En promedio, los trabajadores no blancos sobrepasan en promedio el nivel de educación logrado por su padre solamente hasta el 8<sup>o</sup> grado (véase la figura 3). En el nivel universitario, en promedio, solamente los blancos alcanzan el retorno educativo de su padre. Esto es compatible con los resultados de Hasenbalg y Silva (1998) que mostraron que los no blancos y, en particular, las personas de raza negra tenían menos oportunidades de movilidad social ascendente, sobre todo en los grupos ocupacionales de alto nivel, y una mayor probabilidad de movilidad descendente.

#### **4. Resultados empíricos**

Estimamos cuatro modelos empíricos con diferentes conjuntos de variables de control a través de la regresión de los mínimos cuadrados ordinarios (media condicional) y en

diez cuantiles diferentes (de 0,1 a 0,9).<sup>16</sup> El modelo 1 consta de la ecuación básica de Mincer ( $X = \text{experiencia}$ ,  $\text{experiencia}^2$ ) con un intercepto específico por la raza y el modelo 2 permite que todos los coeficientes de pendiente también varíen según la raza. El modelo 3 introduce las características del empleo y del mercado de trabajo para explicar la parte de la brecha salarial potencialmente relacionada con la segmentación del mercado de trabajo.<sup>17</sup> El modelo 4 agrega controles de la educación de los padres al modelo 2. Analizamos el papel potencial de la calidad de la educación para explicar las brechas residuales en los retornos a la educación. Estimamos regresiones separadas para blancos, personas de raza negra y mulatos y juntamos las observaciones sobre las personas de raza negra en el análisis de la calidad de la educación debido al limitado tamaño de la muestra para estimar coeficientes separados para cada grupo por estado y cohorte.

Para fines de comparabilidad entre especificaciones, nos concentramos en los resultados correspondientes a los jefes de hogares para quienes contamos con los datos sobre la educación de los padres. Los resultados para la muestra de todos los trabajadores sin controles por educación de los padres son cualitativamente similares, sólo que las brechas en los niveles salariales estimadas son un poco más pequeñas y las brechas en los retornos, un poco mayores.<sup>18</sup> Antes de discutir los resultados específicos vale la pena señalar el gran poder explicativo de nuestras regresiones. Nuestras variables explicativas, incluyendo la raza, permiten explicar hasta 70% de la variabilidad en el logaritmo de los salarios, una cifra notable para este tipo de regresiones salariales.<sup>19</sup> Las diferencias en educación y experiencia de trabajo, y sus retornos, en sí explican la mayor parte de esta variación. Discutimos primero los resultados referentes a la educación de los padres,

---

<sup>16</sup> Todas las estimaciones y pruebas fueron realizadas en Stata v. 7.0 con errores propios típicos (150 repeticiones).

<sup>17</sup> Como bien se reconoce en la literatura, la segmentación de los no blancos a empleos en industrias de menor productividad, ocupaciones de nivel inferior o regiones subdesarrolladas también puede ser el resultado de prácticas discriminatorias en el mercado de trabajo o de su débil influencia en el proceso político para la asignación de recursos públicos.

<sup>18</sup> Los interesados pueden solicitar un apéndice con los resultados completos del análisis mínimo cuadrático (que incluyen la muestra completa).

<sup>19</sup> El poder explicativo es mucho mayor en el caso de los trabajadores blancos, en parte, debido a su mayor varianza en el retorno educativo. Por ejemplo, la  $R^2$  en el modelo 1 es de 0,4 para los blancos, de 0,32 para los morenos y de 0,3 para los negros.

seguidos de las brechas estimadas en los niveles salariales y los retornos de la educación, y luego los resultados del análisis de la calidad de la educación.

#### **4.1 Retornos de la educación de los padres**

El cuadro 3 presenta los efectos estimados de la educación de los padres en el salario promedio de los hijos en regresiones que incluyen la educación de ambos padres y del padre y la madre por separado (modelo 4). La educación de los padres aumenta el salario de los hijos además de su efecto positivo bien conocido en el nivel educativo. Cuando la educación de cada uno de los padres entra en la regresión por separado, los coeficientes captan el efecto agregado de la educación de los padres en el salario promedio de los hijos. Por lo general, este efecto es similar para la educación de ambos padres en la población blanca, pero es mucho mayor para la educación de la madre como variable proxy trabajadores que son de raza negra. Los efectos aumentan, aunque no en forma monótona, cuanto mayor sea el nivel de educación de los padres. El aumento salarial asociado que uno de los padres tenga alguna educación elemental es inferior a 10%. Los aumentos salariales en el caso de que uno de los padres haya terminado los niveles iniciales de la escuela primaria o secundaria de nivel inicial no son estadísticamente diferentes, pero crecen cuando uno de los padres tiene educación secundaria superior y de un nivel más alto. Por ejemplo, los trabajadores blancos cuyo padre terminó la escuela elemental ganan 19% ( $= e^{0,175}-1$ ) más que los trabajadores con el mismo nivel de educación y experiencia de trabajo, pero con padres no escolarizados; en cambio quienes tienen un padre con educación universitaria ganan alrededor de 80% ( $= e^{0,589}-1$ ) más. Los mayores aumentos salariales de los blancos y mulatos emanan del hecho de tener padres con educación universitaria, y los correspondientes a las personas de raza negra, del hecho de tener padres con estudios secundarios superiores. Por ejemplo, en el caso de los blancos y mulatos la ventaja salarial que representa un padre con educación universitaria es dos veces superior a la que supone un padre con estudios secundarios superiores.

Con el fin de medir la contribución independiente de la educación de cada uno de los padres, dejamos que ambas variables lucharan por su lugar en la regresión.

Notablemente, podemos identificar estos efectos marginales a pesar del alto grado de combinación fenotípica observado en la población del Brasil.<sup>20</sup> Nuestros resultados son mixtos. Por lo general, la educación de la madre da mayores retornos salariales que la educación del padre en personas no blancas, excepto en el caso de los mulatos con padres muy escolarizados. Sucede lo contrario en el caso de los blancos, particularmente de los trabajadores de padres con poca escolaridad o con educación universitaria. En el caso de las personas de raza negra si bien los efectos marginales de la educación del padre son insignificantes, los de la educación de la madre se mantienen muy firmes. El aumento salarial promedio de las personas de raza negra y mulatas es superior a 20% cuando la madre ha terminado la escuela primaria y se sitúa entre 40% y 67% y cuando la madre ha hecho estudios de secundaria, al controlar su propia educación y la de su padre (en comparación con 9% y 25% para los blancos). Los coeficientes son bastante precisos, a pesar del mínimo número de madres bien escolarizadas en la población no blanca de nuestra muestra.<sup>21</sup>

Los resultados en las estimaciones por cuantiles empleando la educación del padre como variable proxy de los factores familiares (no notificados) indican que los efectos en los cuantiles son aproximadamente constantes.<sup>22</sup> Por ende, la educación de los padres resulta en aumentos salariales similares para todos los trabajadores dentro de cada grupo racial, bien caracterizados por los resultados medios citados.

Estos aumentos salariales de la educación de los padres reflejan los retornos de la productividad no observada de los trabajadores, incluso de la calidad del capital humano específico de la familia y de la calidad de la educación, y los retornos de las conexiones

---

<sup>20</sup> La correlación entre el nivel de educación de los padres es de 0.62. Más de tres quintas partes de los jefes de hogares tienen padres con el mismo nivel de educación y menos de 15% tienen padres cuya escolaridad presenta una falta de correspondencia equivalente a más de un nivel de educación.

<sup>21</sup> Aunque el hecho de tener una madre con educación universitaria duplica el salario de las personas de raza negra, el efecto no es estadísticamente diferente del obtenido con el coeficiente de una educación secundaria, puesto que en nuestra muestra solo tres personas de raza negra tienen madres con educación universitaria.

<sup>22</sup> Usamos la educación del padre puesto que la muestra más pequeña con datos de la educación de la madre afecta la fiabilidad de las estimaciones por cuantiles, especialmente en células de educación superior para personas que no son blancas.

con el mercado de trabajo. Nuestros resultados en diferentes aumentos marginales del salario provenientes de la educación de uno de los padres (al controlar la del otro padre) en los diferentes grupos clasificados por raza podrían resultar de las diferencias raciales en la forma en que la educación de los padres sirve de variable proxy de esos factores. Es posible que la educación de la madre desempeñe un papel más importante en la producción doméstica de capital humano para los trabajadores de nuestra muestra, específicamente en vista de las bajas tasas de participación femenina en la fuerza de trabajo en Brasil. Puesto que la educación de las madres es tan baja entre la población que no es blanca, puede tomarse como una señal más fuerte de la productividad de un trabajador no blanco en el mercado de trabajo y, por ende, recompensarse con un mayor retorno salarial en comparación con la población blanca. Asimismo, la educación del padre tiende a estar estrechamente correlacionada con el salario y la condición socioeconómica de la familia que la educación de la madre y esa correlación puede ser mucho mayor en las familias blancas. Por lo tanto, la educación del padre es quizá una mejor variable proxy de la calidad de la educación y de las conexiones familiares de que disponen los trabajadores blancos. Esto puede servir de telón de fondo para los mayores aumentos salariales que contempla la educación del padre en la población blanca en relación con la que no lo es.

Nuestros resultados suelen ser compatibles con los de Lam y Schoeni (1993) basados en datos de la PNAD de 1982, aunque ellos no estimaron los efectos separados por raza. Sin embargo, observaron que el aumento marginal de los salarios por los cuatro primeros años de estudios del padre fue mayor que el aumento observado por los años de estudio desde la escuela elemental hasta la universidad, lo cual presenta un marcado contraste con nuestras comprobaciones.<sup>23</sup> Esto indica tentativamente que los retornos salariales de la educación de los padres en Brasil en los dos últimos decenios pueden haber seguido también un patrón de convexificación como se documenta con respecto a los retornos a

---

<sup>23</sup> Por ejemplo, en una especificación comparable de la regresión (cuadro 2, columna 2 del documento de esos autores), observaron que el aumento salarial por el hecho de tener un padre que hubiera terminado la escuela elemental con respecto a uno sin escolaridad fue de 18.8% y de 14.4% cuando el padre tenía educación universitaria en relación con otro con 4 años de estudios. Más bien, observamos que esos aumentos son de 11.8% y de 38.2%, respectivamente, en la muestra completa de trabajadores. Como se presenta en el cuadro 2, solamente los blancos y mulatos logran estos aumentos salariales.

la educación por cuenta propia (Ferreira y Paes de Barros (2001) Por lo tanto, según se ha comprobado, el gran aporte hecho por la desigualdad en la distribución de la educación a la desigualdad del ingreso en Brasil se amplía por factores intergeneracionales que muestran una importante interrelación con la raza.

#### **4.2 Brechas absolutas de salarios**

en la población de Brasil.<sup>24</sup> Nuestros resultados son mixtos. Por lo general, la educación de la madre da mayores retornos salariales que la educación del padre en personas no blancas, excepto en el caso de los mulatos con padres muy escolarizados. Sucede lo contrario en el caso de los blancos, particularmente de los trabajadores de padres con poca escolaridad o con educación universitaria. En el caso de las personas de raza negra, si bien los efectos marginales de la educación del padre son insignificantes, los de la educación de la madre se mantienen muy firmes. El aumento salarial promedio de las personas de raza negra y mulatas es superior a 20% cuando la madre ha terminado la escuela primaria y se sitúa entre 40% y 67% y cuando la madre ha hecho estudios de secundaria, al controlar su propia educación y la de su padre (en comparación con 9% y 25% para los blancos). Los coeficientes son bastante precisos, a pesar del número reducido de madres bien escolarizadas en la población no blanca de nuestra muestra.<sup>25</sup>

Los resultados en las estimaciones por cuantiles empleando la educación del padre como variable proxy de los factores familiares (no notificados) indican que los efectos en los cuantiles son aproximadamente constantes.<sup>26</sup> Por ende, la educación de los padres resulta en aumentos salariales similares para todos los trabajadores dentro de cada grupo racial, correctamente caracterizados por los resultados promedio citados.

---

<sup>24</sup> La correlación entre el nivel de educación de los padres es de 0,62. Más de tres quintas partes de los jefes de hogares tienen padres con el mismo nivel de educación y menos del 15% tienen padres cuya escolaridad difiere en más de un nivel educativo.

<sup>25</sup> Aunque el hecho de tener una madre con educación universitaria duplica el salario de las personas de raza negra, el efecto no es estadísticamente diferente del obtenido con el coeficiente de una educación secundaria, puesto que en nuestra muestra sólo tres personas de raza negra tienen madres con educación universitaria.

<sup>26</sup> Usamos la educación del padre puesto que la muestra más pequeña con datos de la educación de la madre afecta la confiabilidad de las estimaciones por cuantiles, especialmente en grupos de educación superior para personas que no son blancas.

Estos aumentos en los salariales provenientes de la educación de los padres podrían reflejar los retornos de la productividad no observada de los trabajadores, incluyendo la calidad del capital humano específico de la familia y la calidad de la educación, y/o los retornos de las conexiones en el mercado de trabajo. Nuestros resultados en cuanto a diferentes incrementos marginales de salario provenientes de la educación de uno de los padres (al controlar por la del otro padre) en los diferentes grupos raciales, podrían resultar de las diferencias raciales en la forma en que la educación de los padres sirve de variable proxy de esos factores. Es posible que la educación de la madre desempeñe un papel más importante en la producción doméstica de capital humano para los trabajadores de nuestra muestra, específicamente en vista de las bajas tasas de participación femenina en la fuerza laboral en el Brasil. Puesto que la educación de las madres es tan baja entre la población no blanca, puede tomarse como una señal más fuerte de la productividad de un trabajador no blanco en el mercado de trabajo y, por ende, recompensarse con un mayor retorno salarial en comparación con la población blanca. Asimismo, la educación del padre tiende a estar más estrechamente correlacionada con el salario y la condición socioeconómica de la familia que la educación de la madre y esa correlación puede ser mucho mayor en las familias blancas. Por lo tanto, la educación del padre es quizás una mejor variable proxy de la calidad de la educación y de las conexiones familiares de que disponen los trabajadores blancos. Esto puede estar detrás de los mayores aumentos salariales que implica la educación del padre en la población blanca en relación con la que no lo es.

Nuestros resultados son en general consistentes con los de Lam y Schoeni (1993) basados en datos de 1982 de la PNAD,, aunque ellos no estimaron los efectos separados según raza. Sin embargo, observaron que las ganancias marginales salariales por los primeros cuatro años de estudios del padre fueron mayores que las ganancias observadas por los años de estudio desde la escuela elemental hasta la universidad, lo cual presenta un marcado contraste con nuestros hallazgos.<sup>27</sup> Esto sugiere, tentativamente, que los

---

<sup>27</sup> Por ejemplo, en una especificación comparable de la regresión (cuadro 2, columna 2 en ese trabajo), encontraron que los incrementos en los salarios a causa de poseer un padre que hubiera terminado la escuela elemental con respecto a uno sin escolaridad fue de 18,8% y de 14,4% cuando el padre tenía educación universitaria en relación con otro con 4 años de estudios. Más bien, observamos que esos



retornos salariales de la educación de los padres en Brasil durante las últimas dos décadas pueden haber seguido también un patrón de convexificación como se documenta con respecto a los retornos a la educación por cuenta propia (Ferreira y Paes de Barros (2001) Por lo tanto, según la gran contribución de la desigualdad en la educación para explicar la desigualdad de los ingresos en Brasil se amplifica por factores intergeneracionales que muestran una importante interrelación con la raza.

### **4.3 Brechas absolutas de ingresos**

La figura 4 compara la distribución del ingreso de los blancos, mulatos y personas de raza negra (jefes de hogares).<sup>28</sup> La distribución que corresponde a los blancos se sitúa más hacia la derecha, lo que refleja la ventaja salarial que tiene en cualquier nivel de salarios. En promedio, las personas de raza negra y mulatos ganan cerca de 46% y 42% menos que los blancos, respectivamente. Sin embargo, estos promedios ocultan disparidades considerables entre los trabajadores en diferentes niveles de la escala salarial. De hecho, las distribuciones se apartan cada vez más en la cola derecha. En otras palabras, las brechas salariales por causa de la raza son mayores entre los trabajadores con empleos mejor remunerados. Una persona de raza negra en el cuantil 0.10 de la distribución salarial de las personas de raza negra (cuyo salario la coloca en una posición por encima del 10% de las de personas de raza negra) gana alrededor de 24% menos que un trabajador blanco en el cuantil 0.10 de la distribución salarial de los blancos (la distancia entre A y B). Luego, la brecha salarial aumenta a 56% en el cuantil 0.90 (la distancia entre C y D). La brecha salarial para los mulatos es similar en el cuantil 0.10 y alrededor de 50% en el cuantil 0.90. Por ende, el nivel salarial mínimo del 10% mejor pagado de los blancos es alrededor de dos veces mayor que el nivel salarial mínimo del 10% mejor pagado de los no blancos, y 1.3 veces mayor en el 10% inferior de la escala salarial.

---

aumentos son de 11,8% y de 38,2%, respectivamente, en la muestra completa de trabajadores. Como se presenta en el cuadro 2, solamente los blancos y mulatos logran estos aumentos en los salarios.

<sup>28</sup> El panorama es similar en el caso de la muestra completa de trabajadores, pero con brechas raciales un poco mayores en los cuantiles.

Por supuesto, estas brechas salariales se generan en parte por las diferencias raciales en cuanto a las características relacionadas con la productividad. Nos gustaría saber qué fracción de esas brechas continúa “sin explicación” después de dar cuenta de esas diferencias. Como se explicó en la sección 2.1, hacemos esto mediante la estimación de las brechas para los trabajadores en diferentes puntos de las distribuciones salariales especificadas por raza según las características observadas, es decir, las distribuciones salariales que se obtendrían si todos los trabajadores tuvieran el mismo conjunto de características medibles. En el cuadro 4 se resumen las brechas no ajustadas (computadas a partir de los datos sin elaborar sobre salarios en que se basa la figura 3) y las brechas salariales ajustadas con la regresión (diferencias en los interceptos de las regresiones de salarios) medidas en la media y en diez cuantiles diferentes. Los títulos de las columnas se refieren a las especificaciones empíricas de la ecuación 1 descritas antes. Cada coeficiente mide los salarios de las personas de raza negra y mulatas como una fracción de los salarios de los blancos en un determinado punto de las distribuciones salariales. Al restar uno y hacer la comparación a lo largo de las columnas se obtiene la fracción de la brecha salarial en un determinado cuantil (o en la media) que sigue sin explicarse por la regresión.<sup>29</sup> Al desplazarse a través de las filas de la primera a la última, en una determinada columna, se presenta la variación de la brecha salarial para los trabajadores de la parte inferior a la superior de las distribuciones salariales condicionales. Por ejemplo, por cada R\$1 del salario de los blancos, las personas de raza negra ganan un promedio de 0.541 centavos, y solamente 0.441 centavos si comparamos el nivel salarial mínimo del 10% mejor remunerado de los blancos con el respectivo nivel salarial mínimo de las personas de raza negra (con brechas porcentuales de 46% y 56%, como se mencionó anteriormente). El ajuste para tener en cuenta las diferencias en educación y en la experiencia de trabajo entre blancos y las personas de raza negra reduce las brechas salariales de tal manera que las fracciones disminuyen a 0.753 en la media y a 0.695 centavos para el 10% superior de los trabajadores dentro de cada nivel de educación y experiencia.

---

<sup>29</sup> Estos valores se computan como  $\exp(\alpha_{\tau}^{nw} - \alpha_{\tau}^w)$ , de donde los  $\alpha$ s son los interceptos de la regresión por raza en el cuantil  $\tau$ .

Los resultados indican que la parte principal de las brechas raciales en los salarios en Brasil resultan de las grandes diferencias raciales en las características productivas de los trabajadores y los empleos. Las diferencias raciales en educación y experiencia de trabajo explican alrededor de un tercio de las brechas salariales en los cuantiles inferiores y casi la mitad en la parte superior de la distribución salarial. Las brechas porcentuales en el salario de las personas de raza negra se reduce a un promedio de 25%, que oscila entre 22% en la parte inferior y 30% en la parte superior de la distribución, y disminuye aproximadamente a una proporción constante de 23% para los mulatos (véase la columna 1 en el cuadro 4). Las diferencias raciales en los retornos a la educación y a la experiencia explican alrededor de la mitad de las brechas salariales residuales promedio, que se reducen a aproximadamente 12% para las personas de raza negra y los mulatos (véase la columna 2). Sin embargo, esto oculta el hecho de que si bien las brechas son insignificantes en los cuantiles inferiores, se mantienen hasta en 25% para las personas de raza negra y 15% para los mulatos en la parte superior de la escala salarial ajustada.

En las columnas 3 y 4 presentamos las estimaciones de las brechas salariales en modelos que ajustan la ecuación de Mincer de la columna 2 para tener en cuenta las diferencias en las características del empleo y la educación del padre, respectivamente. Las brechas en los niveles salariales en estos modelos no están definidas de una manera única, puesto que dependen de las categorías excluidas de la regresión (por ejemplo, la industria, la región o el nivel de educación del padre usados como comparación). En general, no encontramos variaciones significativas en las brechas residuales de salarios en diferentes tipos de empleos, afiliación a sindicatos, sector o región de empleo. Las brechas más grandes corresponden a los trabajadores empleados en servicios profesionales, financieros y relacionados con bienes raíces, presentados en la columna 3. Aún si se observan características similares en cuanto a capital humano y empleo, los salarios de los blancos en esos sectores son superiores a los salarios de las personas de raza negra aproximadamente en 32%, en tanto que se mantiene una notable desventaja de cerca de un 12% con respecto a los mulatos.<sup>30</sup> Mientras tanto, la educación de los padres

---

<sup>30</sup> Aunque las brechas salariales por cuantiles en la columna 3 para los negros fluctúan, no son significativamente diferentes de la brecha promedio estimada.

tiene el efecto de igualar las brechas residuales de los salarios de las personas de raza negra y mulatos en la parte superior de la distribuciones condicionales de salarios. Para los trabajadores cuyo padre carece de educación formal, las brechas se mantienen aproximadamente constantes en 12% para las personas de raza negra y mulatos que se encuentra en el 50% superior de los trabajadores con empleos mejor remunerados dentro de cualquier nivel de calificación (véase la columna 4). Llegamos a la conclusión de que las brechas residuales de salarios se reducen para los no blancos cuyos padres son más escolarizados (véase el cuadro 3).<sup>31</sup>

A partir de esos resultados llegamos a las siguientes conclusiones. Las diferencias en la dotación y los retornos al capital humano propio y de la familia explican la mayor parte de la desventaja salarial de los no blancos, particularmente en el extremo inferior de la escala salarial. Persiste una moderada desventaja salarial para los trabajadores no blancos, particularmente para las personas de raza negra, que se aferran a los empleos de remuneración relativamente mayor, dadas sus características observables. Estos hallazgos son similares a los resultados de estudios recientes de brechas salariales por género por raza, que presentan evidencia que apoya informes de trabajadores sobre mayor discriminación en el pago en los niveles salariales altos (Kuhn (1987)). Como indicamos a continuación, estos resultados son imitados por el patrón de diferencias raciales en los retornos a la educación.

#### **4.4 Retornos a la educación**

La figura 5 presenta los retornos estimados a la educación por cada grupo racial y el modelo empírico. Esta figura grafica las estimaciones (círculos) del retorno y sus intervalos de confianza de 95% (líneas punteadas) en cada cuantil, junto con el retorno medio estimado (línea sólida plana). El cuadro 5 presenta los coeficientes estimados del retorno por cuantiles y las consecuentes brechas raciales en los retornos. En este caso los

---

<sup>31</sup> Por ejemplo, la suma de los coeficientes de la educación de la madre y del padre, cuando ambos se controlan, da una ventaja compensatoria en el logaritmo de los salarios para las personas de raza negra y los mulatos de 0,04 a 0,077 en el nivel de la educación elemental.

títulos de las columnas también denotan las especificaciones empíricas de la ecuación i. Cada coeficiente de retorno corresponde a la pendiente de una línea de regresión, como se ilustra en la figura 1. Por ejemplo, en la columna 2, el coeficiente de 14.4 en el cuantil 0.90 para los blancos significa que el nivel salarial mínimo del 10% mejor pagado de los blancos, dentro de cada nivel de educación y experiencia, aumenta 15.5% ( $= e^{0.144}-1$ ) con cada año adicional de estudios. A partir de la brecha de los retornos por cuantiles (el grado de inclinación de los círculos delineados en la figura 5) por cada grupo racial podemos inferir cómo cambia la desigualdad de los salarios dentro de cada grupo en los diferentes niveles de educación.

La educación parece ser una inversión rentable para todos los trabajadores. Sin embargo, los retornos varían significativamente a lo largo de la distribución condicional del salario (las líneas sólidas a menudo se sitúan afuera de los intervalos de confianza por cuantiles en la figura 3).<sup>32</sup> El retorno medio no es representativo del efecto de la educación en los salarios de todos los trabajadores. Como resultado, las brechas en los retornos promedio dan una imagen incompleta de la desigualdad racial en los ingresos relativos en Brasil.

Los retornos de la educación son significativamente menores para los no blancos y, de conformidad con estudios para Brasil, EE.UU. y otros países, son mayores para los trabajadores en el nivel superior de la distribución condicional de los salarios.<sup>33</sup> En el modelo básico de Mincer, el retorno promedio es de 13.6 para los blancos, en comparación con 12.1 y 11.5 para los mulatos y personas de raza negra, respectivamente (véase la columna 2 en el cuadro 5). El patrón de retornos por cuantiles también varía con el gradiente del color de la piel. Los retornos básicos de Mincer para los blancos aumentan de 11.6 en el extremo inferior a 14,4 en la mediana y luego se mantienen esencialmente constantes y aumentan monótonamente en los cuantiles de 9.7 a 13.4 para los mulatos. Mientras tanto, los retornos para las personas de raza negra aumentan

---

<sup>32</sup> Esto se confirma a través de pruebas formales de igualdad de los coeficientes a lo largo de los cuantiles (Koenker y Bassett (1982)) utilizando estimaciones *bootstrap* de la matriz de covarianza del estimador de cuantiles. Estos resultados se usan en la discusión del texto y están a disposición de los interesados.

<sup>33</sup> Véase, por ejemplo, Arias, Hallock y Sosa (2001), Blom, Nielsen-Holm y Verner (2001), Machado y Mata (2001), Pereira y Martins (2000), Mwabu y Schultz (1996), y Buchinsky (1994).

primero de 99 en la parte inferior de la distribución a 12.5 en la mitad de la misma y luego se reducen a 11.8 en la parte superior. Al interpretar los residuos de las regresiones de salario como una expresión que capta los factores no observados que mejoran el potencial (“la habilidad”) de devengar ingresos de un trabajador, estos resultados son compatibles con la educación como complemento de esos factores no observados, especialmente para los trabajadores en la parte inferior de la escala salarial. Los mayores retornos en los cuantiles superiores implican que la educación incrementa la dispersión salarial, es decir que el salario es mayor entre los trabajadores con niveles de educación más altos. Este efecto es mayor para los mulatos que para las personas de raza negra, como lo indican las mayores pendientes de los retornos por cuantiles en la figura 5. Esto significa que, si bien encontramos mulatos bien escolarizados en empleos con bajos retornos con tanta frecuencia como personas de raza negra bien escolarizados, encontramos con mayor frecuencia mulatos bien escolarizados en empleos de altos retornos.

Una fracción de los retornos estimados refleja los retornos diferenciales de las características y la segmentación en el mercado de trabajo, señalados por la reducción de todos los coeficientes de retornos al controlar por estos factores (columna 3). Al ajustar por esas diferencias en las características del empleo, aumenta la brecha de los retornos por cuantiles para los blancos y mulatos, y disminuye para las personas de raza negra. Esto significa que la desigualdad salarial dentro de cada grupo es aún mayor entre los blancos y mulatos cuando nos enfocamos mejor en la variación del salario dentro de una industria, una región o un tipo de empleo. Mientras tanto, como es de esperarse, los retornos a la educación se reducen cuando ajustamos por la educación de los padres.<sup>34</sup> Al controlar por la educación la educación de la madre, se reducen los retornos promedio en cerca de 10% para los blancos y mulatos, y en 11% para las personas de raza negra. Cuando incluimos solamente la educación del padre, los retornos promedio se reducen en 12% para los blancos, 11% para los mulatos y cerca de 7% para las personas de raza negra. Esto no se ve especialmente afectado cuando además controlamos por la

---

<sup>34</sup> Estos resultados de mínimos cuadrados se basan en regresiones para los 27.499 trabajadores con datos completos sobre la educación de la madre.

educación de la madre. Los resultados son sorprendentemente consistentes con los hallazgos hechos en EE.UU. de un sesgo positivo por habilidad del 10% en el retorno promedio estimado cuando no se toma en cuenta la correlación conjunta entre los factores relacionados con la familia, los ingresos y la educación (Card (1999)). Como se indicó antes, el uso de la educación del padre como variable proxy de las variables de los antecedentes familiares en los modelos por cuantiles, reduce el margen de los retornos por cuantiles, especialmente para los blancos y mulatos. Esto es consistente con un sesgo diferencial por habilidad en los coeficientes de retornos estimados que resulta mayor en los cuantiles superiores, como se ha observado en otros estudios recientes (Arias, Hallock y Sosa ,2001). Los patrones de los retornos por cuantiles se mantienen intactos cuando controlamos por la educación de los padres y varias características del empleo.<sup>35</sup>

Sin embargo, cabe notar que las diferencias raciales en estos factores no dan plena cuenta de las brechas observadas en los retornos a la educación. Las brechas en los retornos por cuantiles en el modelo básico de Mincer varían de 1.7 a 2.6 puntos porcentuales para las personas de raza negra y de 1.9 a 1 punto porcentual para los morenos desde los cuantiles inferiores hasta los superiores. Las brechas aumentan entre 0.5 y 1 punto porcentual en los cuantiles para las personas de raza negra y mulatos cuando controlamos por las características del empleo, se elevan cerca de 2 puntos porcentuales para los mulatos y oscilan entre 1.5 y 3.8 puntos porcentuales para las personas de raza negra. En contraposición, al controlar por la educación del padre se reducen las brechas en los retornos en un promedio de 1 punto porcentual para las personas de raza negra y de 0.5 puntos porcentuales para los mulatos. Alrededor de dos quintos de las brechas de retornos por cuantiles para las personas de raza negra y un quinto de las brechas para los mulatos se explican por el menor nivel de educación de sus padres.<sup>36</sup> Por ende, las estimaciones de las brechas raciales en los retornos a la educación

---

<sup>35</sup> Las regresiones que permiten variaciones de los retornos a la educación en los niveles primario, secundario y terciario también producen patrones similares crecientes de los retornos por cuantiles. Estos resultados no se discuten aquí, pero están a disposición de los interesados.

<sup>36</sup> Las brechas en los retornos promedio se ven poco afectadas por la educación de la madre, una vez que se controla la del padre. Las brechas en los retornos promedio para las personas de raza negra se reducen de 2,3 en el modelo básico de Mincer a 1,7 al incluir la educación de ambos padres y a 1,4 con la educación del padre solamente, en tanto que apenas cambia para los mulatos (de 1,4 a 1,1-1,2).

que no toman en cuenta los factores relacionados con la familia sobreestiman claramente la desventaja real en los retornos que enfrentan las personas no blancas. Sin embargo, las brechas sin explicar en los retornos siguen siendo significativas en cerca de 1 punto porcentual, en promedio. Esto en contraste con los resultados reportados por Silva (1999) acerca de la existencia de brechas no significativas una vez que se controla por los antecedentes de la familia. Las brechas en los retornos continúan siendo mayores para las personas de raza negra en los cuantiles superiores (alrededor de 1.6), pero menores para los mulatos (alrededor de 1) en la parte superior de la escala salarial ajustada.

Concluimos por tanto que que, independientemente del modelo empírico, las personas de raza negra y los mulatos enfrentan una desventaja distinta en los retornos de la educación frente a los blancos, según su posición en la distribución condicional de salarios. Si bien las personas de raza negra enfrentan una brecha diferencia mayor en los retornos a la educación en la parte superior que en la parte inferior de la distribución, sucede lo contrario en el caso de los mulatos. Las personas de raza negra y los mulatos localizados en la parte inferior de la distribución condicional de salarios reciben un trato similar en términos de los retornos a la educación. Entre tanto, el 20% mejor remunerado de los mulatos tiene una ventaja en los retornos cercana a 1 punto porcentual por encima del 20% mejor remunerado de las personas de raza negra, dados niveles similares de habilidad observada.

Por tanto, la creencia común en Brasil de que una mejor posición en la escala socioeconómica se correlaciona positivamente con un trato más justo en el mercado de trabajo (“el dinero aclara el color de la piel”) parece ser cierto solo en el caso de los mulatos.<sup>37</sup> Esto también es consistente con la hipótesis clásica en la literatura sobre relaciones raciales en Brasil de que el matrimonio interracial alivia las tensiones raciales

---

<sup>37</sup> Esto también es consistente con los resultados obtenidos en Telles (1998) y Silva (1999). Telles encontró que, con los controles del capital humano y del mercado de trabajo, los blancos ganaban 26% más que los morenos con la clasificación hecha por el entrevistador, pero sólo 17% más con la autclasificación, en tanto que la brecha entre los morenos y las personas de raza negra difícilmente cambió (13%). Silva reportó que los entrevistadores tienden a clasificar como personas de raza negra a los trabajadores en una situación socioeconómica inferior. Podría ocurrir entonces que los trabajadores que se autoidentifican como mulatos sean considerados por otros como personas de raza negra (blancos) cuando se sitúan en la parte inferior (superior) de la distribución condicional de los salarios y de ahí la similitud entre mulatos y personas de raza negra (blancos) en la parte inferior (superior) de la escala de remuneración para cada nivel de habilidad medido.



al mejorar las oportunidades de movilidad para las personas de raza negra. Los resultados para estas últimas son consistentes con nuestros resultados anteriores de las brechas en los niveles salariales, indicativas de una posible discriminación mayor en el pago para las personas de raza negra en los empleos mejor remunerados. Por lo tanto, la discriminación en el mercado de trabajo parece ocurrir más a menudo cuando no se puede negar el acceso de los trabajadores no blancos a los empleos mejor remunerados dentro de las distintas ocupaciones sobre la base de los atributos productivos observados (Darity y Mason, (1998)).

Sin embargo, no podemos afirmar a cabalidad si la discriminación u otras diferencias de productividad no observadas causan las brechas restantes en los retornos. Un factor que interviene que podría explicar potencialmente las brechas lo constituyen las diferencias sociales en la calidad de la educación que no adecuadamente captadas por nuestras variables sobre la educación de los padres. En la próxima sección trataremos de inferir en que medida las brechas de los retornos pueden explicarse por las diferencias en la calidad de la educación solamente.

#### **4.5 Calidad de la educación**

El cuadro 6 presenta los resultados de los efectos de nuestras variables proxy de la calidad de la educación en las tasas promedio de retornos a la educación a nivel estatal. Como se explicó detalladamente en la sección 2.3, esos valores provienen de las regresiones (ponderadas) de la segunda etapa con los retornos estimados en la primera etapa (en términos porcentuales) para cada cohorte y estado natal de los blancos y no blancos por separado en una variable binaria para los no blancos, la razón alumno-maestro y los efectos fijos por cohorte.<sup>38</sup> La variable binaria correspondiente a la raza capta la brecha en los retornos promedio para los no blancos eliminando el efecto de otras

---

<sup>38</sup> De las 270 observaciones potenciales hechas en la segunda etapa (5 cohortes x 27 estados x 2 grupos clasificados según la raza), perdimos 4 observaciones porque Brasilia se convirtió en un estado independiente en 1960 y otras 6 observaciones porque el número de trabajadores era nulo o muy poco en la correspondiente célula formada por la cohorte, el estado y la raza. En la muestra de jefes de hogares en la regresión de la primera etapa, perdimos otras dos observaciones del retorno en los estados por esta última razón.

variables de control, incluida la calidad de la educación a nivel estatal. Las variables binarias de las cohortes controlan por las tendencias en los retornos a la educación en las diversas cohortes. Estas son importantes ya que, como se indica en la figura 2, las razones alumno-maestro se han reducido sistemáticamente con el tiempo. Dado que los retornos a la educación son menores para los trabajadores más jóvenes (en la etapa inicial de una carrera), esto podría generar una correlación espuria con el signo incorrecto entre la calidad y los retornos. Realizamos el análisis de la segunda etapa utilizando los retornos estimados en las regresiones de la primera etapa ajustadas a la muestra completa de trabajadores y para la submuestra de jefes de hogares con y sin controles por la educación del padre. Esto permite documentar el efecto de la calidad en todos los trabajadores y ver si este efecto es robusto a alteraciones en definiciones de la muestra y controles de la educación de los padres.

En conjunto, estas variables explican entre un tercio y cerca de la mitad de la varianza (ponderada) en los retornos a la educación a nivel estatal en Brasil (véase el  $R^2$  de la regresión). Encontramos que los retornos promedio a la educación son menores para los trabajadores educados en Estados con una razón alumno-maestro mayor o una calidad inferior a la educación (columna C). Una reducción de 10 estudiantes en la razón alumno-maestro se asocia con un aumento del retorno promedio a la educación de 0.9 puntos porcentuales. Como una prueba de robustez del sesgo potencial en esta estimación debido a la emigración selectiva, corrimos la regresión de la primera etapa sin controlar por los efectos del estado natal de modo que no las estimaciones de los retornos no incluyen a los migrantes (Reed y Lam ((1999)). Esto tuvo poca influencia en la estimación del coeficiente de calidad en la segunda etapa.

Nuestras estimaciones del efecto calidad son notablemente similares a las de Card y Krueger (1992) para las escuelas de EE.UU. y las cohortes masculinas nacidas entre 1920 y 1950, y tienen aproximadamente la mitad del tamaño del efecto documentado por Case y Yogo (1999) para hombres sudafricanos al utilizar un método similar.<sup>39</sup> Las variables

---

<sup>39</sup> Card y Krueger (1992) presenta un coeficiente estimado en la razón alumno-maestro de 0.95 (retorno porcentual) para una regresión de la segunda etapa que controla los efectos fijos a nivel estatal. Case y Yogo (1999) reportan estimaciones de -1.8 a -2,0 para los hombres sudafricanos de 24 a 34 años.

binarias de las cohortes son altamente significativas y su omisión (columna B) crea un sesgo en el coeficiente estimado de calidad, como se indicó antes. La brecha en los retornos promedio entre los blancos y los no blancos (personas de raza negra y mulatos agrupados) medida a nivel estatal se aproxima a 2 puntos porcentuales para la muestra completa de trabajadores y a casi 1 punto porcentual para los jefes de hogares. De conformidad con los resultados anteriores, la brecha se reduce cuando controlamos por los factores relacionados con los antecedentes familiares, con la variable proxy de la educación del padre, en la regresión de la primera etapa.

Cabe señalar que la brecha racial en los retornos prácticamente no se vea afectada al controlar por el indicador de la calidad de la educación. Esto no es del todo sorprendente puesto que, como consecuencia de la agregación, no hay grandes diferencias en las razones promedio alumno-maestro a nivel estatal entre blancos y no blancos. Como se señaló en la sección 3, tendemos a *sobreestimar* la calidad de la educación recibida por los no blancos, particularmente en estados como los del Sudeste con razones promedio alumno-maestro cercanas al promedio nacional y donde la fracción de trabajadores escolarizados es similar entre grupos raciales. Sin embargo, como señalaron Card y Krueger (1992), dado que a los trabajadores se les asignan los niveles promedio de calidad de la educación en su estado natal y cohorte, la agregación no causa sesgos clásicos en los errores de medición en las estimaciones de la calidad.

Podemos hacer algunas inferencias en la medida en que las brechas residuales por raza en los retornos podrían surgir totalmente de las diferencias en la calidad de la educación. Más específicamente, si la diferencia en las razones alumno-maestro en las escuelas frecuentadas por los no blancos y los blancos es realmente de 10 alumnos en promedio, entonces nuestro análisis indica que la brecha racial observada en los retornos a la educación se debe esencialmente a menores atributos productivos de los no blancos, incluyendo a la calidad de la educación, los antecedentes familiares y los factores relacionados con la comunidad. Sin embargo, dudamos que, en general, las diferencias raciales en la calidad de la educación sean tan grandes. Un punto de referencia informativo es la brecha de calidad entre el Nordeste y el Sur, las regiones con la mayor diferencia en las razones alumno-maestro en nuestros datos y las que presentan la

división racial más aguda en cuanto a asistencia a la escuela (véase el cuadro 2). A partir de la figura 2 vemos que la brecha en los coeficientes alumno-maestro entre esas dos regiones alcanzó un promedio de 6 alumnos por maestro, pero nunca pasó de 7 en ninguna de las cohortes de nuestra muestra. Teniendo en cuenta esta brecha promedio en las razones alumno-maestro, llegamos a la conclusión de que las diferencias en la calidad de la educación explican más probablemente alrededor de la mitad de las brechas observadas en los retornos promedio a la educación entre los blancos y los no blancos. Suponiendo que la calidad afecta los retornos de una forma similar en todos los puntos de la distribución condicional de los salarios, nos queda una brecha promedio en los retornos que se aproxima a 0.6 puntos porcentuales para los no blancos y quizá brechas un poco mayores para las personas de raza negra en empleos con remuneración relativamente mayor. Esta brecha en los retornos implica ingresos promedio de cerca de 7% inferiores para un trabajador no blanco con educación secundaria y una desventaja de 9% en el ingreso devengado para quienes tienen título universitario.

## **5. Conclusiones**

En este estudio examinamos las fuentes de desigualdad interracial del ingreso en Brasil, en particular la función que desempeñan la raza, los antecedentes familiares, la cantidad y la calidad medida de la educación y la heterogeneidad de los retornos de esas características en el ingreso. Las dos preguntas principales abordadas son qué proporción de la desigualdad interracial del ingreso puede atribuirse a diferencias raciales en las características productivas medidas de los trabajadores y si las brechas convencionales en el ingreso promedio pueden describir correctamente la desventaja en la remuneración de los trabajadores no blancos en todos los puntos de la escala salarial.

En lo que respecta a la primera pregunta, encontramos que la mayor parte de las desigualdades salariales entre razas debe a la ventaja de los blancos en la acumulación de capital humano (educación propia y de los padres) y en los retornos de sus inversiones en educación. A su vez, los mayores retornos a la educación para los blancos se deben parcialmente a sus antecedentes socioeconómicos más favorables y al hecho de que

suelen asistir a la escuela en estados donde la calidad de la educación es relativamente mejor. Aunque siguen existiendo diferencias importantes en el funcionamiento del mercado de trabajo relacionadas con el color de la piel, las brechas raciales no explicadas en los ingresos absolutos y relativos (los retornos a la educación) ocupan un segundo lugar.

La educación de los padres no sólo incrementa el nivel educativo obtenido por los niños, sino que también produce considerables retornos salariales para ellos en la vida adulta. El patrón racial del aumento salarial proveniente de la educación de los padres podría indicar retornos a las señales del capital humano no observado específico de la familia en el caso de los no blancos (especialmente de las personas de raza negra) y retornos a los componentes no medidos de la calidad de la educación y/o de las conexiones de la familia en el mercado de trabajo en el caso de los blancos. La aparente convexificación de los retornos a la educación de los padres implica que la contribución directa de la educación a la desigualdad de los ingresos en Brasil se amplía por la transmisión intergeneracional de la desigualdad de la educación, lo cual tiene una importante interrelación con la raza.

Con respecto a la segunda pregunta, nuestros resultados son consistentes con estudios empíricos recientes que subrayan el importante papel que desempeña la heterogeneidad no observada de los trabajadores en el funcionamiento del mercado de trabajo. En particular, el retorno medio a la educación no es representativo del efecto de la educación en el salario para todos los trabajadores. Los retornos son mayores para los trabajadores en los cuantiles superiores de la distribución condicional de los salarios. Esto sugiere que la educación complementa las habilidades no observadas en la generación de ingresos, lo que resulta en una mayor desigualdad del ingreso entre los trabajadores con mayores niveles de educación.

Además, el gradiente del color de la piel, en sí, parece desempeñar una función importante en el acceso a los empleos mejor remunerados. La evidencia es consistente con la posibilidad de una mayor discriminación salarial en los niveles de remuneración superiores, condicionado en las características observadas. La discriminación en el mercado de trabajo parece tener más probabilidades de ocurrir cuando no se puede negar

el acceso de los trabajadores no blancos a los empleos relativamente mejor remunerados a partir de sus atributos productivos observados. Además, las personas de raza negra y mulatos enfrentan una clara desventaja en los retornos a la educación en comparación con los blancos, según la posición que ocupen en la distribución condicional salarial de los salarios. Si bien el mercado de trabajo recompensa las inversiones de los mulatos en educación de una forma similar a la de los trabajadores blancos situados en la parte superior de la escala salarial ajustada, los mulatos en la parte inferior reciben una recompensa similar a la de las personas de raza negra. Esto sugiere que la creencia común en Brasil de que una mejor posición en la escala socioeconómica se traduce en un trato más justo en el mercado de trabajo (“el dinero aclara el color de la piel”) puede ser cierta solamente en el caso de los mulatos. Esto es consistente con la hipótesis clásica en la literatura sobre relaciones raciales en Brasil de que el matrimonio interracial alivia las tensiones raciales al mejorar las oportunidades de movilidad de los no blancos.

Aunque están en segundo lugar, nuestras brechas estimadas “no explicadas” en el nivel de ingresos y en los retornos a la educación por sí solas implican ingresos alrededor de 16% inferiores, en promedio, a los obtenidos por las diferencias en productividad medidas en el caso de un trabajador típico no blanco con educación secundaria, y una desventaja en cuanto a ingresos cercana a 18% para los no blancos con título universitario.

Por lo tanto, la agenda para reducir la desigualdad interracial del ingreso en Brasil exige un conjunto de medidas para abordar las múltiples dimensiones del problema. Es indispensable tomar medidas para ofrecer igualdad de oportunidades en el acceso a educación de calidad y para acabar con la brecha intergeneracional de poca educación que impide la movilidad socioeconómica de los no blancos. Esas medidas deben promover una mayor inversión en la educación de los no blancos que deban sufragar altos costos de escolaridad, por ejemplo, mediante incentivos (en dinero en efectivo y en especie) para que permanezcan más tiempo en la escuela por lo menos hasta terminar los estudios básicos (como el programa Beca Escolar) y para mejorar sus niveles de aprendizaje. Los programas educativos para adultos jóvenes podrían ofrecer un doble dividendo al aumentar el nivel educativo alcanzado por los niños y su salario futuro si se

puede asegurar que terminarán por lo menos la escuela elemental. La nivelación de los retornos a las inversiones en educación también es importante tanto para reducir la desventaja salarial de los no blancos como para instarlos a invertir más en educación. Esto exige el aumento de la calidad de la educación recibida por los no blancos, por ejemplo, animando a los maestros calificados a trabajar en escuelas menos favorecidas, a mejorar los libros de texto y el plan de estudios y a adaptar innovaciones para mejorar el ambiente de aprendizaje en las escuelas y comunidades menos favorecidas. También se necesita promulgar y hacer cumplir leyes contra la discriminación y establecer servicios de intermediación en los mercados de trabajo que faciliten a las personas no blancas con una buena formación mayor acceso a trabajo de mejor calidad.

Por último, se necesita realizar más investigaciones y análisis de política sobre las causas y consecuencias de la exclusión social y la discriminación de los no blancos y las medidas eficaces para eliminarla, así como un mayor esfuerzo para sensibilizar más a los funcionarios públicos y a los actores sociales de Brasil sobre la forma en que estos problemas comprometen las perspectivas de desarrollo con equidad social en el país.

## Referencias

Altonji, Joseph y Dunn, Thomas, 1996, "The Effects of Family Characteristics on the Returns to Education", *Review of Economics and Statistics*, Volumen 78 (4), pp 692-704.

Arias , O., Kevin, Hallock, F. y Walter, Sosa-Escudero, 2001, "Individual Heterogeneity in the Returns to Schooling: Instrumental Variables Quantile Regression Using Twins Data", *Empirical Economics*, Volumen 26 (1), pp 7-40.

Barros, Ricardo y David, Lam, 1996 "Income and Educational Inequality and Children's Schooling Attainment" en *Opportunity Foregone: Education in Brazil*, Nancy Birdsall y Richard Sabot (eds.), Banco Interamericano de Desarrollo.

Behrman, Jere R. y Nancy Birdsall, 1983 "The Quality of Schooling: Quantity Alone is Misleading", *American Economic Review*, Volumen 73 (5), pp 928-46.

Behrman, Jere R. y Nancy Birdsall, 1985 "The Quality of Schooling: A Reply", *American Economic Review*, Volumen 75 (5), pp 1202-05.

Behrman, Jere R., Nancy Birdsall y Robert Kaplan, 1996, "The Quality of Schooling and Labor Market Outcomes", en *Opportunity Foregone: Education in Brazil*, Nancy Birdsall y Richard Sabot (eds.), Banco Interamericano de Desarrollo.

Blinder, A., 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *The Journal of Human Resources*, Volumen 7 (4), pp. 436-55.

Blom, A., Nielsen-Holm, L y Dorte, Verner, 2001 "Education, Earnings, and Inequality in Brazil: 1982-1998; Implications for Education Policy", Banco Mundial.

Buchinsky, M. 1994, "Changes in the US Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression", *Econometrica*, 62, pp. 405-458.

Card, David y Alan Krueger, 1992 "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States", *Journal of Political Economy*, Volumen 100 (1), pp 1-40.

Card, David y Alan, Krueger , 1996 "Labor Market Effects of School Quality: Theory and Evidence", Universidad de Princeton, Working Paper: 357.

Card, David, 1999 "The Causal Effect of Education on Earnings", *Handbook of Econometrics* vol 3. Elsevier Science. Amsterdam.

Case, A. y Yogo, Motohiro, 1999, "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Schools in South Africa", NBER Working Paper No.7399, Octubre.

Darity, W y Patrick L. Mason, 1998, "Evidence on Discrimination in Employment: Codes of Color, Codes of Gender", *Journal of Economic Perspectives*-Volumen 12 (2), pp 63-90.

Ferreira, F.H.G. y R. Paes de Barros, 1999, "The Slippery Slope: Explaining the Increase in Extreme Poverty in Urban Brazil, 1976-1996", *The Brazilian Review of Econometrics*, Volumen 19, pp. 211-96.

Garcia, Jaume, Pedro, Hernandez y Angel, López-Nicolás, 2001 "How Wide is the Gap? An Investigation of Gender Wage Differences Using Quantile Regression", *Empirical Economics*, Volumen 26 (1), pp 149-167.

Gaviria, Alejandro, 2001 "Raza y discriminación en América Latina: Un análisis preliminar basado en el Latinobarómetro", Banco Interamericano de Desarrollo.

Hasenbalg, C. A. y N.V. Silva, 1998 "Estructura Social, Movilidad y Raza", Vértice/IUPERJ, São Paulo/Río de Janeiro.

Heckman *et al.*, noviembre de 1996, "Human Capital Pricing Equations with an Application to Estimating the Effect of Schooling Quality on Earnings", *The Review of Economics and Statistics*, Volumen 78 (4).

Heckman, James, Pedro, Carneiro y Karsten, Hansen 2002 "Removing the Veil of Ignorance in Assesing the Distributional Impacts of Social Policies ", Institute for Labor Market Policy Evaluation, Working Paper 2002:2.

Herrán, Carlos y Alberto, Rodríguez, marzo de 2000, "Secondary Education in Brazil: Time to Move Forward", Banco Interamericano de Desarrollo, Informe No. BR-014, Banco Mundial, Informe No. 19409-BR.



- Kim, Moon-kak y Solomon W. Polachek, 1994, "Panel Estimates of the Gender Earnings Gap", *Journal of Econometrics*, vol. 61, marzo, pp.23-42.
- Koenker, Roger y Gilbert Bassett, enero de 1978, "Regression Quantiles", *Econometrica*, 46 (1), pp. 1-26.
- Koenker, Roger y Gilbert Bassett, enero de 1982, "Robust Tests for Heteroscedasticity based on Regression Quantiles", *Econometrica*, 50 (1), pp. 43-61.
- Koenker, Roger y Portnoy, Stephen, 1997, "Quantile Regression," *Office of Research Working Paper #97-0100*, College of Commerce and Business Administration, Universidad de Illinois en Urbana-Champaign.
- Kuhn, P., 1987, "Sex Discrimination in Labor Markets: The Role of Statistical Evidence", *American Economic Review*, 77, pp567-583.
- Lam, David, agosto de 1999, "Generating Extreme Inequality: Schooling, Earnings, and Intergenerational Transmission of Human Capital in South Africa and Brazil", Research Report, Population Studies Center, Universidad de Michigan.
- Lam, David y Suzanne, Duryea, 1999, "Effects of Schooling Fertility, Labor Supply and Investment in Children". *The Journal of Human Resources*, Volumen 34 (1).
- Lam, David y Robert, Schoeni, , 1994, "Family Ties and Labor Markets in the United States and Brazil", *Journal of Human Resources*, Volumen 29 (4), pp. 1235-58.
- Lam, David y Robert Schoeni, 1993 "Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil", *Journal of Political Economy*, Volumen 101 (4), pp. 710-40.
- Lovell, P. A., 1994, "Race, Gender and Development in Brazil", *Latin American Research Review*, Volumen 29 (3).
- Lovell, P. A., 1989, "Racial Inequality and the Brazilian Labor Market", disertación de doctorado, Universidad de Florida, Gainesville.
- Machado, José A.F. y José Mata (2001): "Earning Functions in Portugal 1982-1994: Evidence from Quantile Regressions", *Empirical Economics*, 26 (1), pp.115-134.
- Moffitt, Robert, 1996 "Symposium on School Quality and Educational Outcomes: Introduction", *Review of Economics and Statistics*, Volumen 78 (4), pp. 559-612.
- Mwabu, G y Paul, Schultz, mayo de 1996, "Education Returns Across Quantiles of the Wage Function: Alternative Explanations for Returns to Education by Race in South Africa", *American Economic Review*, vol. 86 (2), pp. 335-339.
- Oaxaca, R., 1973, "Male-female wage differentials in urban labour markets", *International Economic Review*, Volumen 14 (3), pp. 693-709.

O'Connell, Lesley y Nancy Birdsall, 2001, "Race, Human Capital Inequality and Income Distribution in South Africa, Brazil and the United States", Discussion Paper No. 4. Carnegie Endowment for International Peace.

Paes de Barros, Ricardo, Ricardo Henriques y Rosane Medonça, 2001, "A estabilidade inaceitável: desigualdade e pobreza no Brasil", IPEA.

Pereira, Pedro y P., Martins, 2000, "Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regressions Evidence from Fifteen European Countries", Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Paper No. 120.

Reed, Deborah y Lam, David, 1999, "Social Returns to Investments in School Quality in Brazil", Public Policy Institute of California.

Silva, N.V, 1999, "Raza, Pobreza y Exclusión Social en Brasil", documento mimeografiado.

Silva, N.V, 1985, "Updating the Cost of not Being White in Brasil", en Fontaine, P.M. (ed.) Race, Class and Power in Brazil.

Telles, Edward E. y Nelson, Lim, noviembre de 1988, "Does it matter who answers the race question? Racial classification and income inequality in Brazil", *Demography*, Volumen 35 (4), p. 465.

Zoninsein, Jonas, 2001, "The Economic Case for Combating Racial and Ethnic Exclusion in Latin America and Caribbean Countries", documento presentado en la Conferencia del BID sobre Exclusión Social.

**Cuadro 1: Estadísticas descriptivas (medias y porcentajes), hombres trabajadores brasileños del sector urbano, de 15 a 65 años**

|  | Todos los trabajadores |                  |                  | Jefes de hogar   |                  |                  |
|--|------------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
|  | Blancos                | Mulatos          | Negros           | Blancos          | Mulatos          | Negros           |
| Expresión logarítmica del salario              | 0.885<br>(0.966)       | 0.383<br>(0.872) | 0.353<br>(0.829) | 1.119<br>(0.977) | 0.566<br>(0.899) | 0.506<br>(0.838) |
| Años de educación                              | 7.5<br>(4.3)           | 5.6<br>(3.9)     | 5.2<br>(3.7)     | 7.6<br>(4.6)     | 5.4<br>(4.2)     | 5.0<br>(3.9)     |
| Proporción de 0-4 años                         | 30.5                   | 45.3             | 48.4             | 33.6             | 50.4             | 53.2             |
| Proporción de 5-8 años                         | 31.9                   | 32.8             | 34.8             | 27.8             | 27.8             | 29.8             |
| Proporción de 9-11 años                        | 23.8                   | 17.6             | 13.8             | 21.9             | 16.2             | 12.9             |
| Proporción mayor de 11 años                    | 13.8                   | 4.3              | 3.1              | 16.7             | 5.6              | 4.1              |
| Experiencia de trabajo (años)                  | 21.1<br>(13.1)         | 20.3<br>(13.1)   | 21.6<br>(13.3)   | 26.0<br>(11.5)   | 25.8<br>(11.7)   | 26.9<br>(11.9)   |
| Miembro de sindicato                           | 21.7                   | 16.5             | 17.6             | 26.5             | 20.4             | 20.4             |
| <i>Tipo de empleo</i>                          |                        |                  |                  |                  |                  |                  |
| Informal                                       | 18.9                   | 26.9             | 25.2             | 12.8             | 18.8             | 18.8             |
| Formal   | 54.0                   | 46.2             | 49.5             | 55.4             | 49.1             | 53.7             |
| Trabajador independiente                       | 27.1                   | 26.9             | 25.3             | 31.8             | 32.1             | 27.5             |
| <i>Sector de empleo</i>                        |                        |                  |                  |                  |                  |                  |
| Industria de transformación                    | 19.2                   | 14.9             | 16.3             | 18.9             | 13.7             | 16.8             |
| Industria de construcción y otras              | 12.4                   | 17.4             | 21.6             | 12.6             | 18.0             | 21.4             |
| Comercio, transp. y serv. comunicación         | 39.8                   | 39.9             | 36.9             | 39.0             | 38.6             | 34.8             |
| Servicios auxiliares                           | 9.4                    | 5.7              | 5.5              | 9.3              | 5.3              | 4.7              |
| Sector social público                          | 13.8                   | 12.6             | 10.8             | 15.0             | 14.2             | 12.8             |
| Agricultura                                    | 5.3                    | 9.5              | 8.9              | 5.3              | 10.1             | 9.4              |
| <i>Región</i>                                  |                        |                  |                  |                  |                  |                  |
| Norte  | 4.2                    | 13.8             | 5.4              | 3.8              | 13.1             | 4.8              |
| Nordeste                                       | 13.9                   | 39.2             | 27.7             | 12.7             | 38.9             | 29.0             |
| Sudeste  | 44.2                   | 28.3             | 48.0             | 44.1             | 27.6             | 46.1             |
| Sur  | 28.6                   | 5.2              | 10.9             | 30.4             | 6.1              | 12.1             |
| Centro oeste                                   | 9.1                    | 13.5             | 8.0              | 8.9              | 14.3             | 8.0              |
| <i>Educación del padre</i>                     |                        |                  |                  |                  |                  |                  |
| Sin escolaridad                                |                        |                  |                  | 27.3             | 46.0             | 51.2             |
| Escuela elemental incompleta                   |                        |                  |                  | 30.4             | 28.1             | 25.3             |
| Escuela elemental completa                     |                        |                  |                  | 24.2             | 15.1             | 15.1             |
| 1er. ciclo de secundaria completo o incompleto |                        |                  |                  | 7.6              | 6.1              | 5.9              |
| 2o ciclo de secundaria completo o incompleto   |                        |                  |                  | 5.9              | 3.3              | 1.7              |
| Educación superior completa o incompleta       |                        |                  |                  | 4.6              | 1.4              | 0.8              |
| <i>Educación de la madre</i>                   |                        |                  |                  |                  |                  |                  |
| Sin escolaridad                                |                        |                  |                  | 32.7             | 51.0             | 56.1             |
| Escuela elemental incompleta                   |                        |                  |                  | 27.6             | 25.3             | 23.1             |
| Escuela elemental completa                     |                        |                  |                  | 22.6             | 13.8             | 14.0             |
| 1er ciclo de secundaria completa o incompleta  |                        |                  |                  | 8.3              | 6.1              | 4.5              |
| 2o ciclo de secundaria completa o incompleta   |                        |                  |                  | 6.7              | 3.1              | 2.1              |

**Cuadro 2: Razón promedio alumno-maestro por región y cohorte**

|              | Blancos   |         |         |         |            |   |   | No blancos   |         |         |         |            |  |   |
|--------------|---|---------|---------|---------|------------|---|---|--|---------|---------|---------|------------|--|---|
|              | <i>Para los blancos nacidos entre los años:</i> |         |         |         |            | <i>% de todos los blancos educados en cada región (a)</i> | <i>% de blancos en el total de escolarizados en la región (b)</i> | <i>Para los no blancos nacidos entre los años:</i> |         |         |         |            | <i>% de no blancos educados en cada región (a)</i> | <i>% de no blancos del total escolarizados en la región (b)</i> |
|              | 1972-81   | 1962-71 | 1952-61 | 1942-51 | Antes 1942 |   |   | 1972-81  | 1962-71 | 1952-61 | 1942-51 | Antes 1942 |  |   |
| Norte        | 30.9  | 30.5    | 32.6    | 35.5    | 43.3       | 3.0%  | 25.7%   | 31.0   | 30.7    | 32.7    | 35.7    | 43.1       | 10.2%  | 74.3%   |
| Nordeste     | 26.5  | 27.7    | 31.4    | 37.9    | 42.0       | 20.0%   | 33.7%   | 26.7   | 28.1    | 31.7    | 38.3    | 42.6       | 45.4%  | 66.3%   |
| Sudeste      | 22.8  | 23.6    | 31.1    | 37.1    | 39.3       | 41.8%   | 61.9%   | 22.3   | 24.8    | 31.3    | 36.8    | 38.6       | 29.7%  | 38.1%   |
| Sur          | 20.7  | 22.2    | 25.4    | 30.8    | 36.5       | 29.4%   | 84.0%   | 22.1   | 22.7    | 25.1    | 30.4    | 35.8       | 6.5%   | 16.0%   |
| Centro oeste | 29.3  | 31.5    | 34.3    | 35.8    | 38.2       | 5.8%  | 44.7%   | 29.4   | 31.4    | 34.3    | 35.9    | 38.1       | 8.3%   | 55.3%   |
| Total        | 23.7  | 24.7    | 29.6    | 35.4    | 39.3       | 100.0%  |   | 25.9   | 27.3    | 31.4    | 37.0    | 40.9       | 100.0%   |   |

Nota: Datos administrativos de las escuelas tomados del Anuario Estadístico del Brasil, varios años. Cada cifra se calcula como el promedio de los trabajadores, en una región y cohorte dada, de la razón alumno-maestro asignada según la cohorte y el estado natal.

- (a) Calculado como el número de trabajadores blancos (no blancos) educados en cada región, dividido por el número total de trabajadores blancos (no blancos) en toda la muestra.  
(b) Calculado como el número de trabajadores blancos (no blancos) educados en cada región, dividido por el número total de trabajadores educados en esa región.

**Cuadro 3: Efectos de la educación de los padres en la expresión logarítmica del salario de los  
salario de los hombres brasileños jefes de familia**

|  | Control de la educación del padre |               |                | Control de la educación de la madre |               |                | Control de la educación del padre y de la madre |               |                |                |               |                |
|--|-----------------------------------|---------------|----------------|-------------------------------------|---------------|----------------|---|---------------|----------------|----------------|---------------|----------------|
|  | Padre                             |               |                | Madre                               |               |                | Padre   |               |                | Madre          |               |                |
|  | <i>Blancos</i>                    | <i>Negros</i> | <i>Mulatos</i> | <i>Blancos</i>                      | <i>Negros</i> | <i>Mulatos</i> | <i>Blancos</i>                                  | <i>Negros</i> | <i>Mulatos</i> | <i>Blancos</i> | <i>Negros</i> | <i>Mulatos</i> |
| <i>Nivel de educación de los padres</i>                |                                   |               |                |                                     |               |                |   |               |                |                |               |                |
| Elemental incompleto                                   | 0.078 *                           | 0.110 *       | 0.092 *        | 0.046 *                             | 0.088 *       | 0.099 *        | 0.068 *   | 0.059         | 0.065 †        | 0.020          | 0.075         | 0.063          |
| Elemental completo                                     | 0.175 *                           | 0.131 *       | 0.187 *        | 0.152 *                             | 0.239 *       | 0.264 *        | 0.130 *   | 0.013         | 0.108 †        | 0.088 *        | 0.255 *       | 0.187          |
| Escuela intermedia, primer ciclo completo o incompleto | 0.225 *                           | 0.167 +       | 0.214 *        | 0.229 *                             | 0.227 *       | 0.300 *        | 0.155 *   | -0.004        | 0.120 †        | 0.121 *        | 0.309 *       | 0.149          |
| Escuela elemental, segundo ciclo completo o incompleto | 0.375 *                           | 0.239 +       | 0.316 *        | 0.416 *                             | 0.461 *       | 0.515 *        | 0.258 *   | -0.028        | 0.178 †        | 0.222 *        | 0.513 *       | 0.336          |
| Educación superior completa o incompleta               | 0.589 *                           | 0.286         | 0.630 *        | 0.470 *                             | 0.328 *       | 0.742 *        | 0.444 *   | 0.041         | 0.487 †        | 0.226 *        | 0.746 *       | 0.139          |

\* *Significativo en un nivel de 5%*, + *significativo en un nivel de 10%*.

*Nota:* Los coeficientes dan el aumento de la expresión logarítmica del salario en relación con la falta de educación de los padres. La estimaciones se basan en una muestra de 27.449 observaciones de la PNAD de 1996. Las R2 de las regresiones son 0,6871 (educación del padre), 0,6889 (educación de ambos padres) y 0,6867 (educación de la madre).

**Cuadro 4. Brechas salariales para los hombres brasileños jefes de hogar en diversos cuantiles de distribución salarial y modelos empíricos**

| Cuantil                   | Salario de la población de raza negra como % del de los blancos |         |         |         |         | Salarios de los mulatos como % del de los blancos |         |         |         |         |
|---------------------------|---|---------|---------|---------|---------|---|---------|---------|---------|---------|
|                           | Bruto   | A       | B       | C       | D       | Bruto   | A       | B       | C       | D       |
|                           | 0.1   | 0.756 * | 0.778 * | 0.956   | 0.695 * | 1.134   | 0.759 * | 0.770 * | 1.001   | 0.857   |
| 0.2                       | 0.644 *   | 0.758 * | 0.871   | 0.599 * | 0.960   | 0.644 *   | 0.758 * | 0.931   | 0.895   | 1.001   |
| 0.3                       | 0.649 *   | 0.775 * | 0.921   | 0.676 * | 0.966   | 0.643 *   | 0.760 * | 0.898 * | 0.874   | 0.937   |
| 0.4                       | 0.627 *   | 0.775 * | 0.925   | 0.613 * | 0.939   | 0.635 *   | 0.763 * | 0.931   | 0.901   | 0.935   |
| 0.5                       | 0.610 *   | 0.760 * | 0.853 + | 0.657 * | 0.866   | 0.623 *   | 0.758 * | 0.877 * | 0.888 + | 0.922   |
| 0.6                       | 0.594 *   | 0.753 * | 0.842   | 0.781 + | 0.817 * | 0.594 *   | 0.767 * | 0.860 * | 0.921   | 0.857 * |
| 0.7                       | 0.556 *   | 0.757 * | 0.833 + | 0.729 + | 0.876   | 0.560 *   | 0.765 * | 0.824 * | 0.910   | 0.860 * |
| 0.8                       | 0.508 *   | 0.735 * | 0.815 + | 0.683 * | 0.878   | 0.544 *   | 0.777 * | 0.848 * | 0.914   | 0.861 * |
| 0.9                       | 0.441 *   | 0.695 * | 0.752 * | 0.771   | 0.873   | 0.491 *   | 0.779 * | 0.844 + | 1.053   | 0.890   |
| Mínimos cuadrados (media) | 0.541 *   | 0.753 * | 0.884 * | 0.679 * | 0.916 * | 0.575 *   | 0.766 * | 0.876 * | 0.882 + | 0.906 * |

\* Significativo en un nivel de 5%, + significativo en un nivel de 10%.

*Nota:* Estimación basada en los datos de la PNAD de 1996. Las brechas de la ecuación 3 se refieren a los trabajadores empleados en el sector formal, servicios profesionales, financieros y de bienes raíces; no pertenecientes a sindicatos; y residentes en el Sudeste (las categorías excluidas de las regresiones). Las brechas de la ecuación 4 se refieren a los trabajadores con padres no escolarizados. Véase la especificación de las ecuaciones en el texto.

**Cuadro 5. Rendimientos de la educación de los hombres jefes de hogar en diversos cuantiles y modelos empíricos**

| Cuantil                   | Niveles |        |        |        |        |        |         |        |        | Brechas                 |       |       |                          |       |       |
|---------------------------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|-------------------------|-------|-------|--------------------------|-------|-------|
|                           | Blancos |        |        | Negros |        |        | Mulatos |        |        | Blancos frente a negros |       |       | Blancos frente a mulatos |       |       |
|                           | B       | C      | D      | B      | C      | D      | B       | C      | D      | B                       | C     | D     | B                        | C     | D     |
| 0.1                       | 11.6 *  | 9.9 *  | 10.3 * | 9.9 *  | 8.4 *  | 9.2 *  | 9.7 *   | 7.6 *  | 8.9 *  | 1.7 *                   | 1.5 + | 1.1   | 1.9 *                    | 2.3 * | 1.4 * |
| 0.2                       | 12.5 *  | 10.7 * | 11.1 * | 10.6 * | 8.3 *  | 10.0 * | 10.5 *  | 8.4 *  | 9.5 *  | 1.9 *                   | 2.4 * | 1.1 + | 2.0 *                    | 2.3 * | 1.6 * |
| 0.3                       | 13.3 *  | 11.3 * | 11.7 * | 11.4 * | 8.9 *  | 10.5 * | 11.4 *  | 9.0 *  | 10.4 * | 1.9 *                   | 2.4 * | 1.2   | 1.9 *                    | 2.3 * | 1.3 * |
| 0.4                       | 13.7 *  | 11.8 * | 12.0 * | 12.1 * | 9.2 *  | 11.0 * | 11.7 *  | 9.3 *  | 10.6 * | 1.6 *                   | 2.6 * | 1.0   | 2.0 *                    | 2.5 * | 1.4 * |
| 0.5                       | 14.1 *  | 12.2 * | 12.4 * | 12.5 * | 9.5 *  | 11.6 * | 12.2 *  | 9.9 *  | 10.8 * | 1.6 *                   | 2.7 * | 0.8   | 1.9 *                    | 2.3 * | 1.6 * |
| 0.6                       | 14.4 *  | 12.7 * | 12.7 * | 12.6 * | 10.0 * | 11.7 * | 12.7 *  | 10.4 * | 11.3 * | 1.8 *                   | 2.7 * | 1.0   | 1.7 *                    | 2.3 * | 1.4 * |
| 0.7                       | 14.5 *  | 13.0 * | 12.7 * | 11.9 * | 10.1 * | 11.1 * | 13.0 *  | 10.8 * | 11.5 * | 2.6 *                   | 2.9 * | 1.6 * | 1.5 *                    | 2.2 * | 1.2 * |
| 0.8                       | 14.7 *  | 13.3 * | 12.8 * | 11.9 * | 9.7 *  | 11.0 * | 13.3 *  | 11.2 * | 11.8 * | 2.8 *                   | 3.6 * | 1.8 * | 1.4 *                    | 2.1 * | 1.0 * |
| 0.9                       | 14.4 *  | 13.5 * | 12.4 * | 11.8 * | 9.7 *  | 10.8 * | 13.4 *  | 11.4 * | 11.8 * | 2.6 *                   | 3.8 * | 1.6 + | 1.0 *                    | 2.1 * | 0.6   |
| Mínimos cuadrados (media) | 13.6 *  | 11.9 * | 11.9 * | 11.5 * | 9.3 *  | 10.7 * | 12.1 *  | 10.0 * | 10.8 * | 2.1 *                   | 2.6 * | 1.2 * | 1.5 *                    | 1.9 * | 1.1 * |

\* Significativo en un nivel de 5%, + significativo en un nivel de 10%.

Nota: Estimación basada en los datos de la PNAD de 1996. Véase la especificación de las ecuaciones en el texto.

**Cuadro 6: Efectos de la calidad de la educación en el rendimiento promedio de la educación**

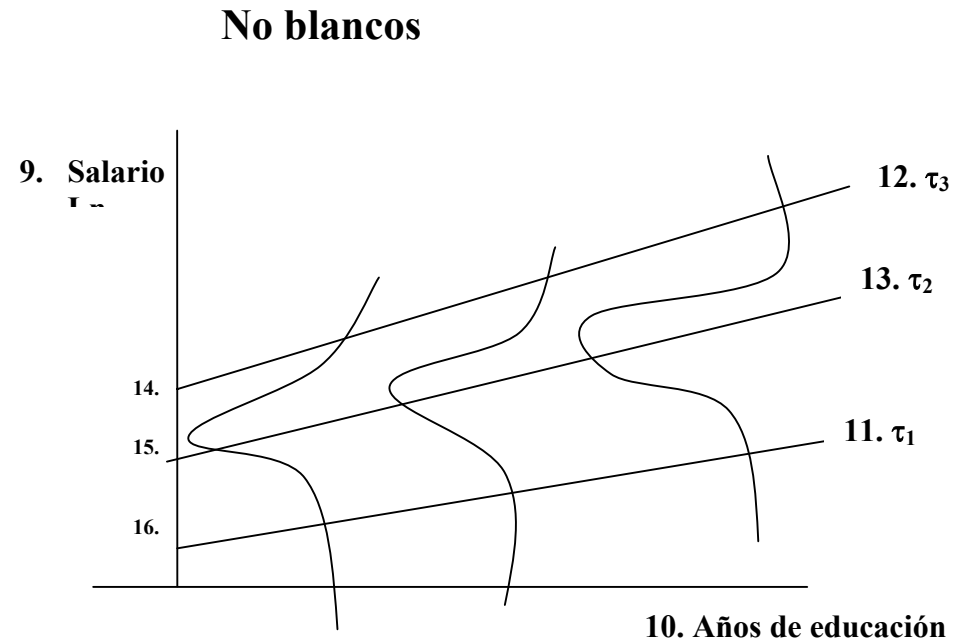
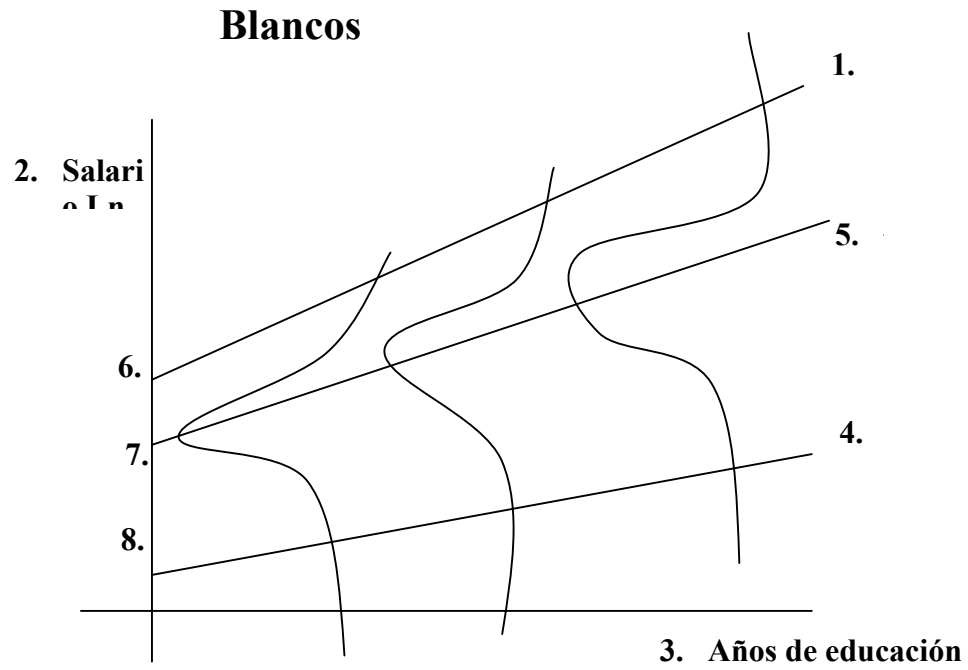
|                                | Muestra completa |         |         | Jefes de familia |         |         | Jefes de familia, con control de la educación del padre |         |         |
|--------------------------------|------------------|---------|---------|------------------|---------|---------|---|---------|---------|
| No blancos                     | -2.08 *          | -2.06 * | -1.99 * | -1.18 *          | -1.14 * | -1.18 * | -0.86 +   | -0.81 + | -0.88 * |
| Razón alumno-maestro /10       |                  | 1.50 *  | -0.92 * |                  | 1.55 *  | -1.02 * |   | 1.78 *  | -0.87 * |
| Var.ficticia nacidos 1962-1971 |                  |         | 2.97 *  |                  |         | 3.73 *  |   |         | 3.82 *  |
| Var.ficticia nacidos 1952-1961 |                  |         | 4.29 *  |                  |         | 5.50 *  |   |         | 5.71 *  |
| Var.ficticia nacidos 1942-1951 |                  |         | 5.26 *  |                  |         | 5.84 *  |   |         | 6.18 *  |
| Var.ficticia nacidos a/ 1942   |                  |         | 6.14 *  |                  |         | 7.37 *  |   |         | 7.46 *  |
| Constante                      | 9.36 *           | 4.63 *  | 8.74 *  | 8.93 *           | 4.01 *  | 7.80 *  | 7.99 *  | 2.34 *  | 6.23 *  |
| R2                             | 0.118            | 0.212   | 0.455   | 0.026            | 0.091   | 0.325   | 0.014   | 0.100   | 0.353   |
| Número de observaciones        | 259              | 259     | 259     | 258              | 258     | 258     | 258   | 258     | 258     |

\* Significativo en un nivel de 5%, + significativo en un nivel de 10%.

*Nota:* Estimación basada en los datos del PNAD de 1996. Los coeficientes son estimaciones minimocuadráticas en que la variable dependiente es el rendimiento promedio porcentual de la educación por estado, cohorte y raza estimado con la muestra indicada de trabajadores en las regresiones de la primera etapa (57.059 observaciones en la muestra completa y 29.050 para los jefes de familia). Las regresiones se ponderan mediante varianzas de los coeficientes de rendimientos por muestreo inverso. Véanse más detalles de la estimación en el texto.

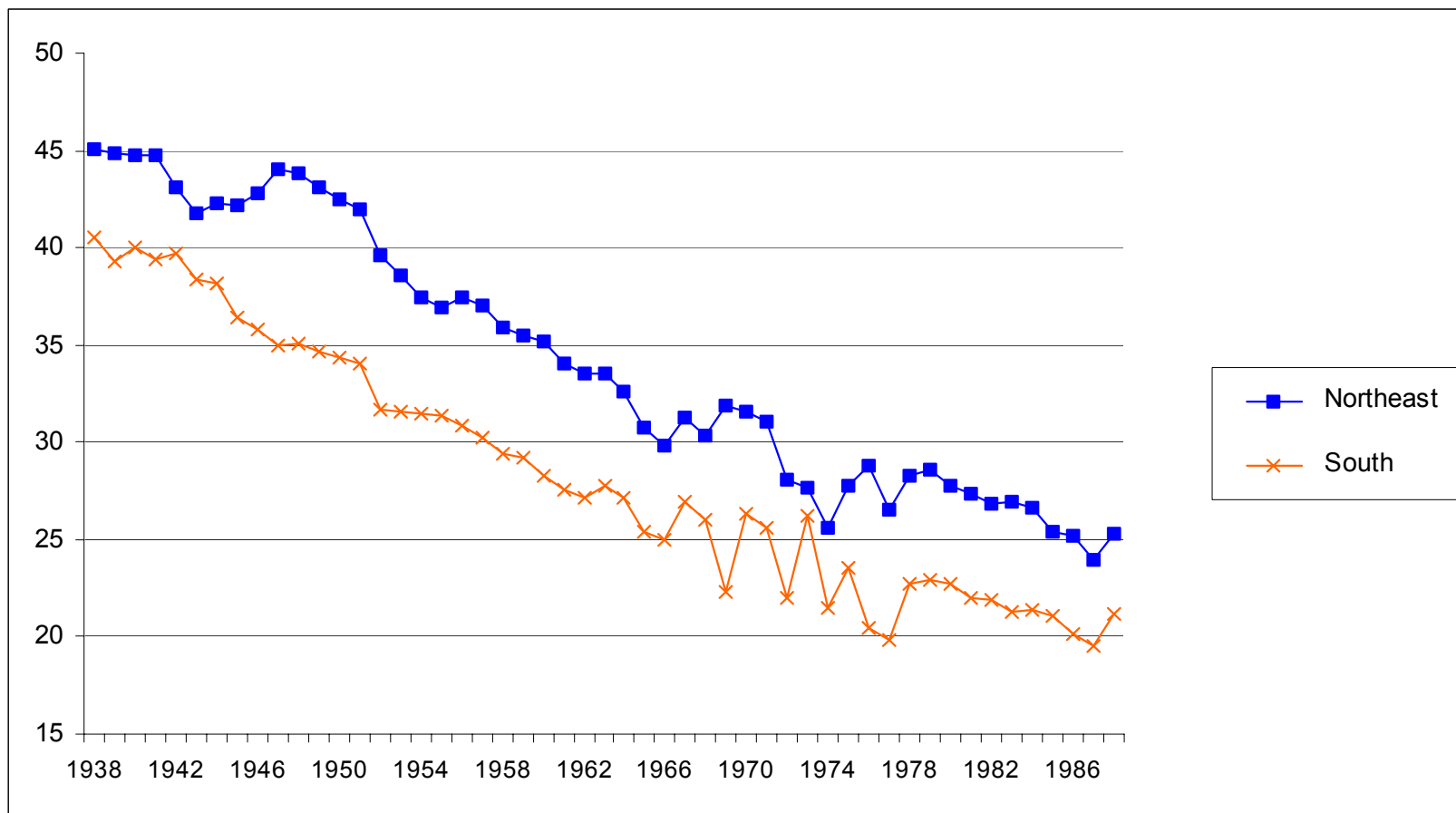


**Figura 1: Funciones del salario por cuantiles**



**Figura 2: Razones promedio alumno-maestro en la escuela elemental (primer grado) en las regiones del Nordeste y del Sur del Brasil, 1938-1988**

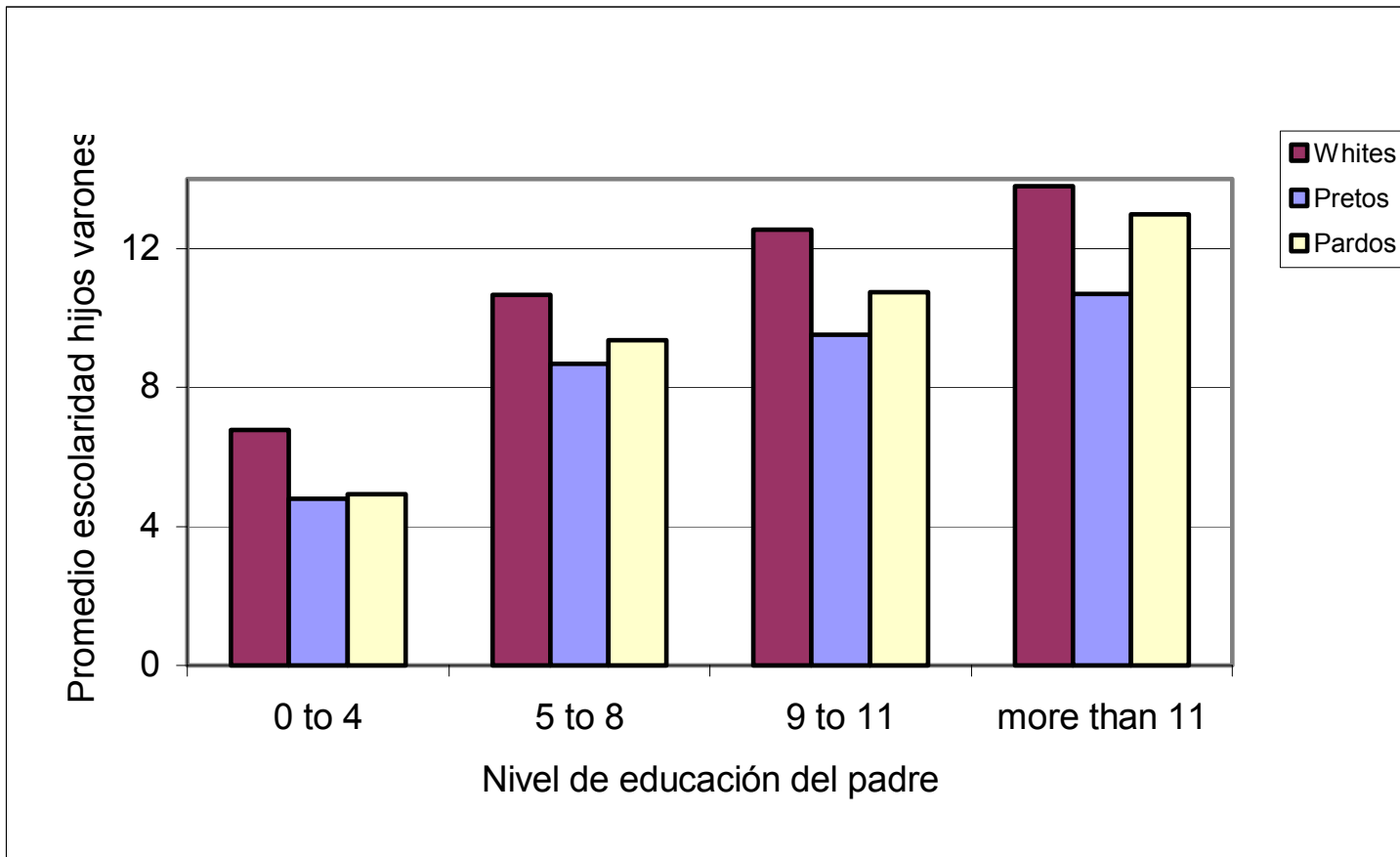
% trabajadores no blancos del total de escolarizados: Nordeste: 66%  
 Sur : 16%



Fuente: Datos administrativos de las escuelas tomados del Anuario Estadístico del Brasil, varios años.

Nordeste Sur

**Figura 3: Promedio de años de educación de los hombres brasileños jefes de familia según la educación del padre**



0 a 4

5 a 8

9 a 11

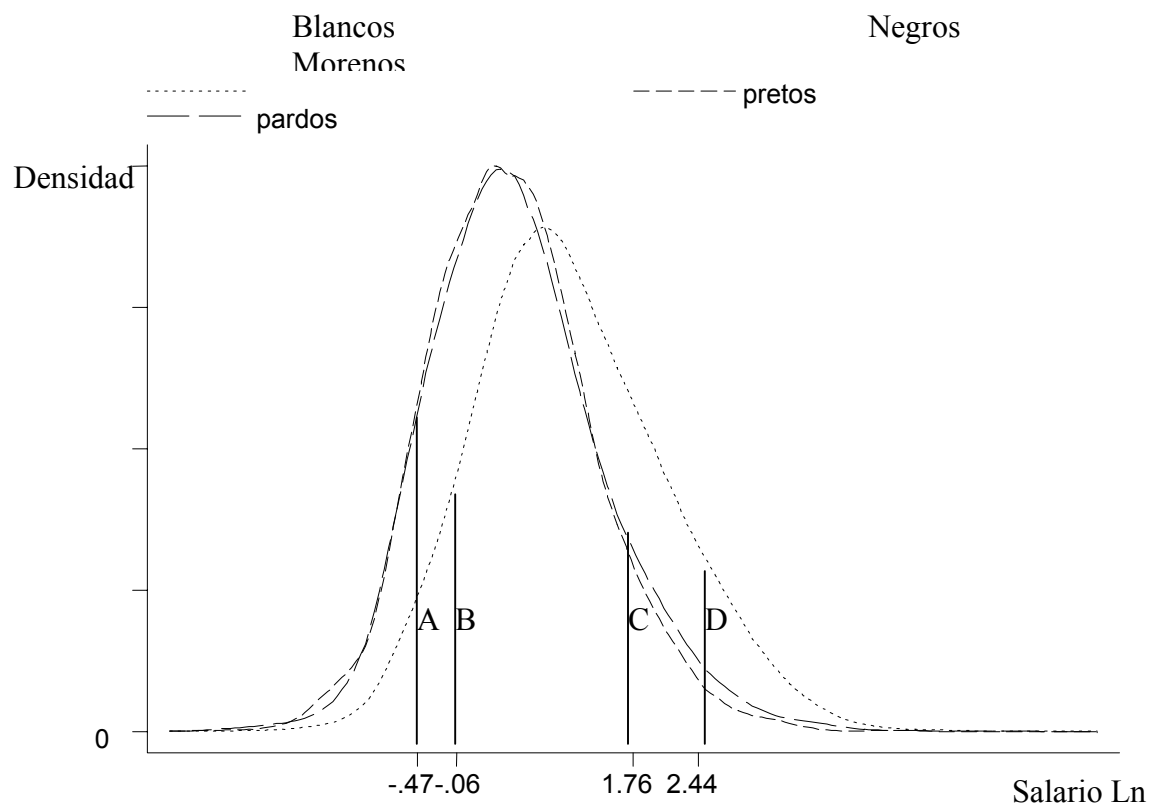
más de 11

Blancos

Negros Morenos

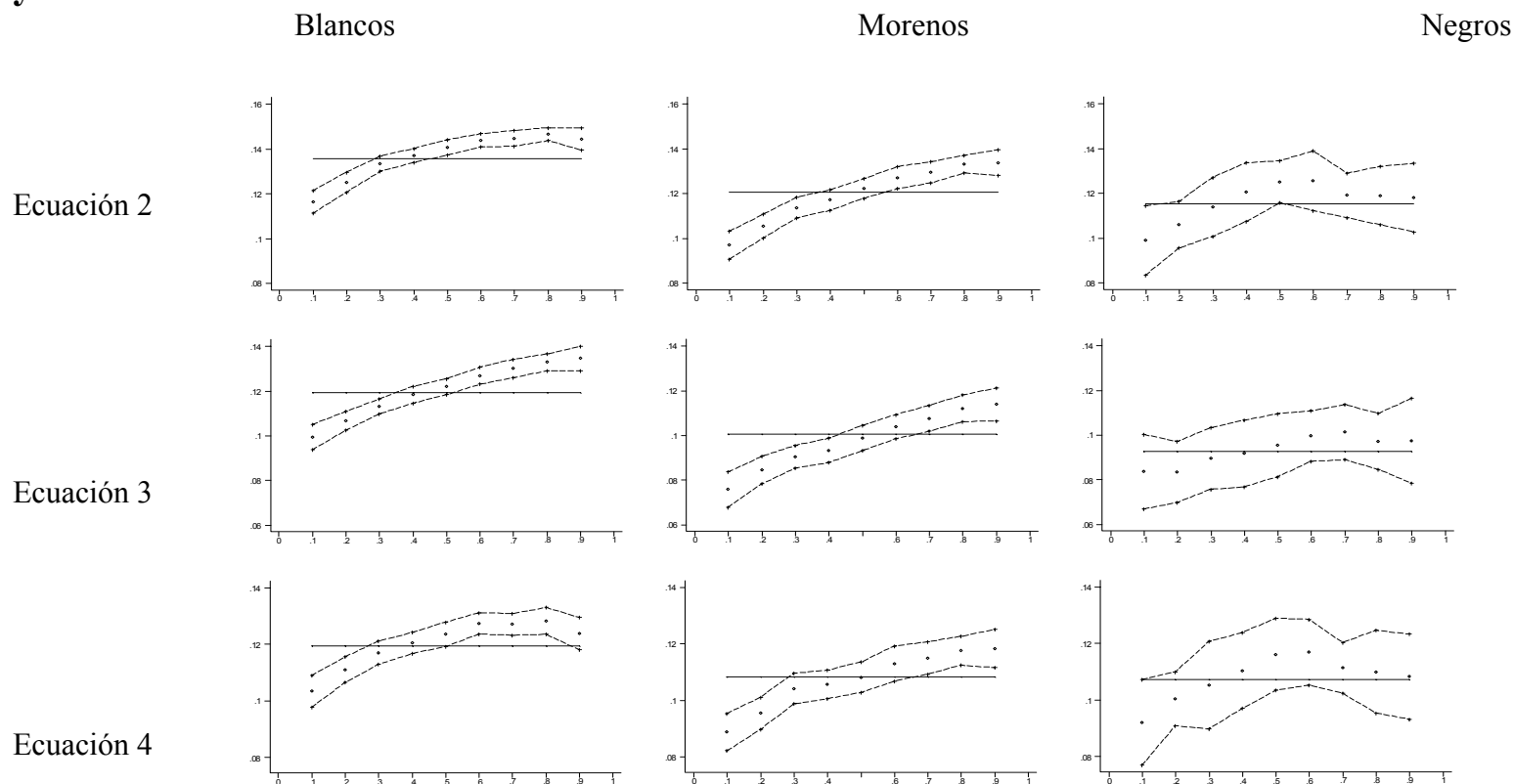
Fuente: Datos de la PNAD de 1996.

**Figura 4: Distribución del salario por raza, hombres brasileños jefes de familia**



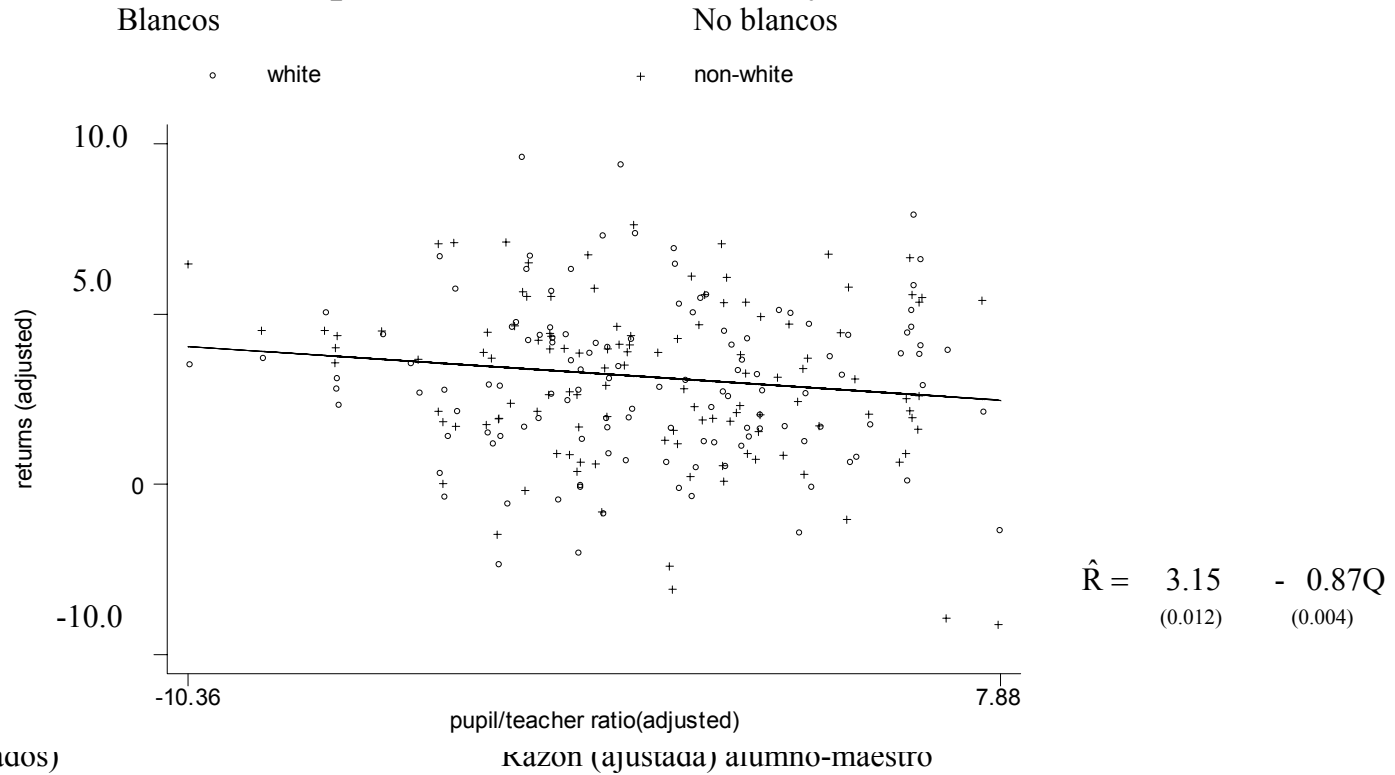
Fuente: Estimación con los métodos de densidad de Kernel empleados con datos de la PNAD de 1996.

**Figura 5: Rendimientos de la educación de los hombres brasileños jefes de familia por cuantilo y raza**



*Nota: Estimación basada en los datos de la PNAD de 1996. El eje y mide los coeficientes del rendimiento de la educación; el eje x muestra los cuantiles seleccionados de la escala de distribución condicional del salario para cada grupo. Los puntos son los rendimientos de la educación en cada cuantilo, las líneas interrumpidas son intervalos de confianza de 95% y las líneas horizontales son los rendimientos (medios) calculados con el método mínimo cuadrático. Véase la especificación de las ecuaciones en el texto.*

**Figura 6: Rendimientos promedio de la educación y la calidad de la educación**



Nota: Cálculo basado en los rendimientos promedio estimados por estado, cohorte y raza con la muestra de jefes de familia de la PNAD de 1996 y los datos administrativos de las escuelas tomados del Anuario Estadístico del Brasil. El eje  $y$  mide los rendimientos porcentuales promedio por estado, cohorte y raza; el eje  $x$  presenta las razones alumno-maestro por estado y cohorte. Ambas variables se miden como desviaciones de sus medias en la respectiva cohorte. La línea ajustada corresponde a la regresión notificada en el cuadro 6 para los jefes de familia, con control de la educación del padre (columna C).

