



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Cardoso, Ana Rute; Verner, Dorte

FACTORES DE LA DESERCIÓN ESCOLAR EN BRASIL. El papel de la paternidad temprana, la mano de obra infantil y la pobreza

El Trimestre Económico, vol. LXXVIII(2), núm. 310, abril-junio, 2011, pp. 377-402

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31340967004>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

FACTORES DE LA DESERCIÓN ESCOLAR EN BRASIL

El papel de la paternidad temprana, la mano de obra
infantil y la pobreza*

*Ana Rute Cardoso y Dorte Verner***

RESUMEN

Este artículo tiene el objetivo de identificar los principales factores que conducen a la deserción escolar en un entorno urbano, en concreto las *favelas* de Fortaleza, al noreste de Brasil. Utilizamos una extensa encuesta centrada en los factores de riesgo a los que se enfrenta la población de estos barrios y dirigida a jóvenes de ambos sexos, tanto escolarizados como no escolarizados. El papel de la paternidad temprana, el trabajo infantil y la pobreza como impulsores de la deserción escolar de los adolescentes es objeto de una particular atención. La endogeneidad potencial de algunos de los factores determinantes se trata en el análisis empírico. Aprovechamos el rico conjunto de variables disponible y aplicamos un método basado en variables instrumentales. Para la paternidad temprana se usa como instrumento la edad declarada por los jóvenes como la edad ideal para empezar a tener relaciones sexuales; para el trabajo se usa como instrumento el salario de reserva declarado (el salario mínimo considerado aceptable para trabajar). Los resultados indican que la paternidad temprana tiene un efecto grande en términos de la no escolarización de los adolescentes. La pobreza extrema es otro factor que disminuye la asistencia

* *Palabras clave*: inversión en capital humano, educación, desarrollo, América Latina, Brasil. *Clasificación JEL*: I21, O15, D1. Artículo recibido el 23 de enero de 2009 y aceptado el 28 de septiembre de 2010 [traducción del inglés de Karina Azanza y Brian McDougall].

** A. Rute Cardoso, Instituto de Análisis Económico (CSIC) e Instituto de Estudios Laborales (IZA) de Bonn (correo electrónico: anarute.cardoso@iae.csic.es). D. Verner, Banco Mundial, Región de América Latina y el Caribe.

a la escuela, ya que los niños que en algún momento de su vida padecen hambre tienen menores probabilidades de asistir al colegio. En este contexto urbano en particular el trabajo no tiene forzosamente un efecto perjudicial en la asistencia al colegio, lo que podría asociarse al hecho de que el abandono escolar lleva con mayor frecuencia a la inactividad y no al trabajo, dada la escasez de oportunidades de empleo; además, las restricciones de liquidez podrían atenuarse para aquellos cuyos ingresos laborales permiten sufragar los gastos escolares.

ABSTRACT

This paper aims to identify the major factors that lead to school abandonment in an urban surrounding, namely, the shantytowns of Fortaleza, northeast Brazil. We use an extensive survey addressing risk factors faced by the population in these neighborhoods, which covered both in-school and out-of-school youth of both genders. The role of early parenthood, child labor, and poverty in pushing teenagers out of school is given particular attention. The potential endogeneity of some of the determinants is dealt with in the empirical analysis. We take advantage of the rich set of variables available and apply an instrumental variables approach. Early parenthood is instrumented with the age declared by the youngsters as the ideal age to start having sexual relations; work is instrumented using the declared reservation wage (minimum salary acceptable to work). Results indicate that early parenthood has a strong impact in driving teenagers out of school. Extreme poverty is another factor lowering school attendance, as children who have suffered hunger at some point in their lives are less likely to attend school. In this particular urban context, working does not necessarily have a detrimental effect on school attendance, something which could be linked to the fact that dropping out of school leads most often to inactivity rather than to work, given the scarcity of job opportunities; also, liquidity constraints may be relaxed for those whose returns from work enable funding school.

INTRODUCCIÓN

A pesar de que Brasil ha alcanzado una matrícula escolar casi universal en educación primaria, la repetición de años escolares y la deserción escolar son frecuentes. Como resultado, las tasas de eficiencia terminal son considerablemente inferiores a la matrícula y muchos niños abandonan la escuela con estudios completados relativamente bajos. El problema es en

particular acusado en los barrios más pobres. Una menor probabilidad de encontrar un buen trabajo y la pobreza son algunas de las consecuencias de un bajo logro escolar. Como lo ilustró Perlman: “a fines del decenio de los sesenta del siglo pasado, los padres de familia de las *favelas* [barrios pobres] con frecuencia les decían a sus hijos que si dejaban de ir a la escuela iban a terminar siendo recolectores de basura. En julio de 2003 el gobierno de la ciudad [Río de Janeiro] lanzó un concurso para 400 vacantes de recolectores de basura y 12 mil candidatos presentaron solicitud. Uno de los requisitos para concursar era contar con un certificado de preparatoria” (Perlman, 2003, p. 13) La importancia de la escolaridad como un factor que ayuda a que las personas salgan de la pobreza fue destacada por Gradin (2009) en su estudio de los factores que subyacen en la desigualdad del ingreso entre los grupos raciales de distintos países. El estudio muestra que en Brasil la escolaridad desempeña un papel decisiva como factor determinante de las diferencias en el ingreso, en comparación con los Estados Unidos y Sudáfrica, en donde las características demográficas y del mercado laboral son más importantes.

Este artículo tiene el objetivo de identificar los principales factores que conducen a la deserción escolar en los barrios de Fortaleza, al noreste de Brasil. Se basa en una extensa encuesta que se centró específicamente en los posibles factores de riesgo a los que se enfrentan los pobladores de estos barrios, en particular los jóvenes. Algunas de las principales ventajas de la encuesta son su amplia cobertura, que incluye a jóvenes de cada uno de los sexos, tanto escolarizados como no escolarizados, así como el amplio conjunto de problemas que aborda, a saber: antecedentes socioeconómicos, escolaridad, salud y sexualidad, capital social y violencia, y empleo y actividad económica. Asimismo, la estrategia de instrumentar la encuesta fue bastante original, ya que comprometió a organizaciones locales que trabajan en la prevención del crimen con jóvenes y pandillas de la localidad y empleó a jóvenes del lugar como entrevistadores, lo que garantizó una relación de confianza que propició respuestas creíbles y una tasa alta de respuesta, incluso para los temas delicados.

Estamos particularmente interesados en evaluar la medida en que la paternidad temprana, la mano de obra infantil y la pobreza ocasionan que los niños abandonen la escuela. Sin embargo, esas variables son potencialmente endógenas, en primer lugar porque podrían ser factores determinantes de la decisión de acudir a la escuela, de la cual no tenemos información y, por

tanto, se les omitió del conjunto de variables explicativas que consideramos; y en segundo lugar, porque la mano de obra infantil y la maternidad temprana podrían determinarse simultáneamente con el abandono escolar. Por tanto, estimamos un modelo económico de deserción y expulsión escolar mediante un método de variables instrumentales, aprovechando el rico conjunto de variables que contiene la base de datos. A partir de la pregunta “¿qué edad consideras que es la ideal para empezar a tener relaciones sexuales?”, obtuvimos un instrumento identificador de la maternidad temprana, ya que es probable que la creencia acerca de esta edad ideal induzca variación en la edad a la que ocurre la paternidad por primera vez, pero no debería tener ningún efecto directo adicional en la probabilidad de abandonar la escuela. De manera similar, usamos la pregunta “¿cuál es el salario mínimo mensual que estarías dispuesto(a) a aceptar a cambio de tu trabajo?”, para instrumentar la variable de la mano de obra infantil y juvenil. Del mismo modo, el razonamiento es que es probable que el salario de reserva esté correlacionado con el hecho de si el niño o joven trabaja o no, lo cual afecta el resultado que nos ocupa —si él/ella asiste o no a la escuela— únicamente por medio de este canal de la decisión laboral.

El presente artículo está dividido en cinco secciones. La sección I presenta un panorama general del sistema de educación primaria en Brasil. La bibliografía anterior de las causas de la deserción escolar se examina brevemente en la sección II. Las secciones III y IV presentan los datos y su exploración preliminar. La sección V describe la metodología y presenta los resultados previos a la conclusión.

I. EL ENTORNO JURÍDICO EN BRASIL

En Brasil la educación primaria comprende los grados 1 a 8 y es obligatoria para niños y adolescentes de 7 a 14 años de edad. Se divide en cuatro años de educación primaria y cuatro años de educación secundaria. La matrícula escolar es alta; casi el ciento por ciento de los niños inician el primer año. Se destaca el éxito que el país ha tenido en el aumento de su matrícula escolar, que pasó de 67% en 1970 a 96% en 1998 para el grupo etario de 7 a 14 años. Parte de esta tendencia reflejó la disminución en las tasas de natalidad, que pasó de 6% anual durante el decenio de los sesenta a 2% anual a fines del decenio de los noventa (UNESCO, 2006).

Sin embargo, también se destaca la ineficiencia del sistema escolar del

país, ya que presenta tasas de asistencia escolar real por debajo de su matrícula, así como tasas de repetición del año escolar muy altas. En 1997 el 23% de los alumnos del sistema de educación primaria iban en camino a repetir el año al final del ciclo escolar, y 4% más abandonó los estudios (UNESCO, 2006). Como resultado, la brecha entre la edad y el grado escolar es amplia, y las altas tasas de matriculación no se traducen en mayores tasas de eficiencia terminal ni en una alta escolaridad entre quienes egresan de las escuelas. Esta situación ocurre a pesar de las mejoras que se han realizado, como el hecho de que aumentó la proporción de niños que terminan ocho años de educación primaria, de menos de la mitad en 1990 a 72% diez años después (Bruns *et al*, 2003, pp. 52-54). La jornada escolar dura cerca de cuatro horas y en muchos lugares hay tres turnos diarios (matutino, vespertino y nocturno). La edad laboral mínima en Brasil es de 16 años, después de que en 2001 se ratificó el acuerdo laboral internacional, Convenio 138, respecto a la edad mínima de admisión al empleo.

II. EL PUNTO DE VISTA DE LA BIBLIOGRAFÍA DE POR QUÉ LOS ADOLESCENTES ABANDONAN LA ESCUELA

Un breve análisis del argumento teórico de por qué los niños abandonan los estudios puede arrojar luz para el estudio empírico. La función de producción de hogares de Becker (1965) es el punto de partida de los modelos más recientes (véase en particular Rosenzweig y Evenson, 1977) para la decisión de la asignación del tiempo en los hogares. Se considera que los padres de familia tienen preferencias respecto a la calidad de vida actual de la familia y el bienestar futuro de sus hijos. El bienestar futuro del niño se forja en la asignación de su tiempo entre los estudios y las actividades de otro tipo (es decir, esparcimiento, trabajo para el mercado o dentro del hogar). Por otra parte, el consumo familiar actual se forja mediante el ingreso familiar. La asignación del tiempo del niño puede tener un efecto multifacético en el ingreso familiar actual. En primer lugar, está la contribución potencial que el trabajo a cambio de un salario podría aportar al ingreso familiar. En segundo lugar, más allá de este costo de oportunidad por el tiempo dedicado a los estudios, hay un costo directo (libros, transporte, etc.) que lleva a la renuncia de consumo. Naturalmente, la maximización de la función de utilidad del hogar está sujeta a una restricción de presupuestación del tiempo, sobre todo el tiempo del niño. Por tanto, la decisión de si el niño abandona

o no los estudios pondera los rendimientos relativos al tiempo dedicado a la escuela y sus costos relativos, que se forjan mediante varios factores y elecciones de opciones. Los mecanismos que construyen el futuro bienestar del niño y la importancia que la familia le adjudica al bienestar futuro del niño adquieren una importancia decisiva. Están influidos por factores como: los rendimientos de la educación en el mercado laboral, la demanda de trabajo y las regulaciones laborales, la calidad de las escuelas, los recursos familiares (pobreza, restricciones a la liquidez) y su acceso a los mercados crediticio y de productos. A pesar de que la mayoría de los modelos suponen que existe una abundancia de trabajo fuera del hogar —lo que le daría al adolescente derecho a un salario—, un entorno más realista considera que los empleos podrían estar racionados y que es opcional no dedicarle tiempo a la escuela mientras no se está en el mercado laboral. Deben tomarse en cuenta los costos y beneficios del trabajo en el hogar y de los distintos usos del tiempo libre.

En los países desarrollados el análisis empírico de los factores determinantes de la deserción escolar ha puesto de manifiesto aspectos como el consumo de drogas y alcohol, así como los trastornos psiquiátricos de los padres, controlando por posibles factores de confusión, como son el *status* socioeconómico de la familia, el sexo, el grupo racial y la edad del niño.¹ Para los países en desarrollo se ha destacado con mayor frecuencia la correspondencia entre la escuela y la mano de obra infantil (véase un análisis extenso de los conceptos y una revisión pormenorizada de la bibliografía de la mano de obra infantil en Edmonds, 2008; Levinson *et al*, 2001, aportan pruebas de las consecuencias del uso de distintos conceptos de mano de obra infantil).²

En términos del método, estudios anteriores modelaron la probabilidad de que el niño trabajara o, como opción, que asistiera a la escuela, para estimar el modelo *logit*.³ En algunos casos, en el fondo de este enfoque sub-

¹ Véase por ejemplo Chatterji y DeSimone (2005), Roebuck *et al* (2004) y Farahati *et al* (2003).

² El rendimiento académico se entiende como un indicador de los años de estudio adquiridos o los resultados escolares, tales como: la matriculación, la asistencia, el ausentismo injustificado, la deserción, el máximo de estudios alcanzado, la repetición de años escolares o los resultados de las pruebas. El primer conjunto de la bibliografía incluye los trabajos de Ravallion y Wodon (2000), Fitzsimons (2007), Beegle *et al* (2009), Bacolod y Ranjan (2008), Maitra y Ray (2002), Parikh y Sadoulet (2005), Ganglmair (2006), Duryea y Arends-Kuenning (2003), Duryea *et al* (2007), Emerson y Souza (2008), Gunnarsson *et al* (2006), Rosati y Rossi (2003), Canagarajah y Coulombe (1997), Psacharopoulos (1997), Jensen y Nielsen (1997) y Patrinos y Psacharopoulos (1997). El segundo conjunto incluye los trabajos de Bedi y Marshall (2002), Akhtar (1996) y Pal (2004).

³ Véase por ejemplo, Patrinos y Psacharopoulos (1997), Psacharopoulos (1997) o, los trabajos en los que se controla por factores no observables, Jensen y Nielsen (1997), Banco Mundial (2001, 2002, 2003).

yacía la idea de que la asistencia a la escuela y la mano de obra infantil son actividades mutuamente excluyentes —si el niño trabaja, no va a la escuela, y viceversa—. En otros casos, el trabajo se incluyó entre los factores exógenos que explican el rendimiento escolar. Los resultados sugirieron que la pobreza, según se le percibe, por ejemplo, con base en el número de hermanos o el *status* laboral del padre, es un factor determinante de la mano de obra infantil y el rendimiento escolar mediocre.

Estudios posteriores reconocen la posibilidad de combinar el trabajo y la escuela, sobre todo en países en donde el horario de clases es sólo de medio día. Un método que se aplicó fue la estimación de un modelo *logit* multinomial que considera cuatro posibles estados: la especialización en la escuela, la especialización en el trabajo, una combinación de ambas actividades o la inactividad.⁴ Otros autores tomaron en cuenta la interdependencia de las dos decisiones al estimar modelos *probit* bivariados. Esto permite no sólo una sencilla comparación directa del efecto de cada variable en la probabilidad de trabajar y estudiar, sino también la cuantificación de la correlación no explicable entre las dos decisiones, asociada con factores no observados.⁵ Ambos métodos suponen que las decisiones respecto a la escuela y el trabajo se toman de manera simultánea. De la misma manera, Rosati y Rossi (2003) estimaron un modelo simultáneo de asistencia a la escuela y horas trabajadas. Algunos de los resultados en esta bibliografía, aunque no son totalmente unánimes, son: los niños mayores y los varones son más propensos a combinar los estudios y el trabajo; es menos probable que los hermanos mayores vayan a la escuela; es más probable que los niños con menores aptitudes abandonen los estudios para especializarse en el trabajo o dedicarse al ocio; hay una persistencia intergeneracional en el *status* de la mano de obra infantil; un mayor *status* socioeconómico aumenta la probabilidad de que el niño no abandone los estudios y reduce la probabilidad de que se dedique a trabajar; por otra parte, la pobreza motiva la especialización centrada únicamente en el trabajo o la inactividad; es más probable que las familias que poseen un negocio tengan hijos que trabajan, sin que forzosamente abandonen los estudios; los choques negativos que afectan al hogar, como el hecho de que el padre de familia quede desempleado, aumentan

⁴ Véase, por ejemplo, Bacolod y Ranjan (2008), quienes también estimaron un modelo *probit* bivarado, y Maitra y Ray (2002), quienes también estimaron un modelo *probit* ordenado.

⁵ Véase Ganglmair (2006), Wahba (2006), Emerson y Souza (2007), Duryea *et al* (2007), Duryea y Arends-Kuening (2003), Parikh y Sadoulet (2005), Canagarajah y Coulombe (1997) y Emerson y Sousa (2008).

la probabilidad de que el niño abandone los estudios e ingrese al mercado laboral; existe una correlación negativa no explicada entre la asistencia a la escuela y el trabajo.

Aunque regresa al supuesto de que la mano de obra infantil es lo opuesto a los estudios, Fitzsimons (2007) aporta una mayor exploración del papel de los choques del ingreso. Va más allá de la idea de que el ingreso familiar actual determina la probabilidad de que el niño abandone los estudios y empiece a trabajar, y hace pruebas para determinar también si el riesgo del flujo de ingresos familiares importa o no.⁶ De hecho, la familia puede usar la mano de obra infantil como un mecanismo de seguro contra las fluctuaciones del ingreso en países en donde los mercados de seguros están subdesarrollados. Sus resultados apoyan la hipótesis de que la mano de obra infantil funge como un seguro al proteger contra la volatilidad del ingreso en el nivel agregado (pueblo), mientras que el riesgo idiosincrásico (nivel familiar) se maneja sin recurrir al uso de la mano de obra infantil.

Pal (2004) toma en cuenta específicamente la naturaleza secuencial de la progresión escolar para estimar un modelo *probit* secuencial. Encuentra que los factores determinantes del éxito escolar difieren según el nivel escolar y que la escolaridad de los padres es muy importante para el rendimiento académico en la primaria. Bedi y Marshall (2002) se centran en la interrelación entre la asistencia a la escuela y el logro escolar y encuentran que es más probable que los niños de los que se espera un mayor rendimiento acudan a la escuela.

Aún más reciente es el reconocimiento de la endogeneidad de la mano de obra infantil en las regresiones que explican los resultados escolares, lo cual lleva a la estimación de modelos de variables instrumentales. Se han empleado distintas variables que cambian la probabilidad de que el niño trabaje, sin tener un efecto directo en los resultados escolares. Gunnarsson *et al* (2006) exploraron la variación entre países en las edades de inicio y graduación de los grados obligatorios; Ravallion y Wodon (2000) exploraron la variación entre pueblos en la participación en un programa de alimentos a cambio de la asistencia a la escuela; Beegle *et al* (2009) usaron la variación entre regiones en los precios del arroz⁷ y los desastres naturales en Vietnam. Los resultados indican que la mano de obra infantil reduce el rendimiento escolar. Sin embargo, Ravallion y Wodon encuentran que el subsidio es-

⁶ Medido como choques a los ingresos pasados por pueblo y por familia.

⁷ Lo cual reduce la mano de obra infantil.

colar, aunque aumenta importantemente la asistencia a la escuela, reduce la mano de obra infantil a dimensiones mucho menores, ya que es posible estudiar y trabajar al mismo tiempo debido a la corta duración del horario de clases. Orazem y Gunnarsson (2004) presentan un panorama general de la bibliografía del efecto de los resultados laborales, y particularmente un análisis de los instrumentos.

Las variables instrumentales también han sido el enfoque empírico por seguir en el estudio del caso de los Estados Unidos realizado por Chatterji y DeSimone (2005), quienes emplearon el consumo de alcohol del mes anterior como instrumento en su estudio del efecto del consumo de alcohol en la deserción en la preparatoria; de manera similar, Roebuck *et al* (2004) usaron indicadores de religiosidad para estudiar el efecto del consumo de drogas en el rendimiento escolar. Seguiremos esta línea metodológica para estudiar los factores que orillan a los niños a dejar la escuela.

III. BARRIOS ESTUDIADOS Y PROCEDIMIENTOS DE COMPILACIÓN DE DATOS

1. Fortaleza, noreste de Brasil

El recuento de la pobreza en el noreste se encuentra entre los más altos de Brasil. En particular, el estado de Ceará tiene uno de los Indicadores de Desarrollo Humano (IDH) más bajos de entre los 27 estados de Brasil.⁸ La capital del estado, Fortaleza, es la quinta ciudad más grande de Brasil, con 2.8 millones de habitantes y 402 *favelas*. De acuerdo con los estándares internacionales, Brasil es un país con desigualdades internas muy acusadas y es importante destacar que se observan grandes disparidades cuando se desagrega el IDH por barrio. El barrio más desarrollado de Fortaleza presenta un IDH comparable al de los países industrializados, mientras que los barrios menos desarrollados tienen un desarrollo comparable al de los países del África sursahariana. Los tres barrios estudiados abarcan una zona urbana relativamente homogénea en términos de pobreza extrema y escasa provisión de infraestructura y servicios públicos.

⁸ El Índice de Desarrollo Humano (IDH) creado por el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo es una combinación de distintos indicadores (longevidad, conocimientos y calidad de vida) que constituye un índice compuesto de desarrollo socioeconómico estandarizado para caer en el intervalo [0,1], mismo que puede aportar una evaluación más completa del desarrollo que otros índices, particularmente el PIB *per capita*.

2. Datos

Los datos —tomados de la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza— fueron recabados en tres barrios de Fortaleza: Autran Nunes, Edson Queiroz y Pirambú en 2003. Cada uno de ellos tiene una población de alrededor de 20 mil habitantes y 4 500 casas. Se aplicaron aproximadamente 500 cuestionarios en cada barrio. Para garantizar la aleatoriedad de la muestra, se obtuvieron mapas detallados de los barrios, proporcionados por el gobierno municipal. Cada barrio se dividió en secciones basadas en los mapas disponibles, de modo que se entrevistó a aproximadamente uno de cada nueve hogares en cada uno de los tres barrios.

El instrumento de la encuesta cubrió 61 preguntas en cinco temas principales: *i*) antecedentes socioeconómicos; *ii*) educación; *iii*) salud y sexualidad; *iv*) capital social y violencia, y *v*) empleo y actividad económica. La elección de las preguntas y su redacción provienen del extenso trabajo de campo previo en el que participaron trabajadores sociales, psicólogos y ONG, en consulta con jóvenes y otros miembros de la comunidad (pueden conocerse mayores pormenores de la compilación de datos en Verner y Alda, 2004).

Se siguió una estrategia bastante original en el trabajo de campo, lo que garantizó la confianza entre los encuestados y el equipo de encuestadores. Dos grupos de equipos participaron en el proceso de compilación de datos: el equipo de investigación, conformado por estadísticos de la universidad local, psicólogos, ONG, voceros de derechos humanos, jóvenes y otras personas que vivían en los barrios seleccionados; el equipo de encuestadores, conformado por un coordinador general, tres coordinadores de barrio y los entrevistadores, que fueron reclutados en cada uno de los barrios. El Instituto de Investigación Organizada de Ceará,⁹ una ONG local que opera en barrios pobres, dirigió el proceso de entrevista. Tanto las entrevistas piloto como las definitivas fueron realizadas por jóvenes de los barrios. Algunos de los entrevistadores formaban parte del MH2OCE (Movimiento Hip Hop Organizado de Ceará),¹⁰ una organización que trabaja para prevenir la violencia en los barrios pobres de Fortaleza. MH2OCE trabaja con los miembros de pandillas locales, arreglo que le facilitó al equipo el acceso a las zonas más violentas de los barrios, ya que podía negociar el acceso a zonas que están controladas por grupos violentos, en particular pandillas rivales.

⁹ Instituto de Pesquisa Organizada do Ceará.

¹⁰ Movimento Hip-Hop Organizado do Ceará.

Estos arreglos especiales contribuyeron a que hubiera pocas preguntas sin respuesta y a que se dieran respuestas confiables con un reducido margen de error, aun cuando las preguntas se enfocaron en temas delicados. Las entrevistas se realizaron del 19 al 29 de junio de 2003 y fueron aplicadas por cinco entrevistadores en cada uno de los tres barrios. Cada entrevistador completó cerca de 10 cuestionarios por día, con la estricta supervisión del coordinador de equipo.

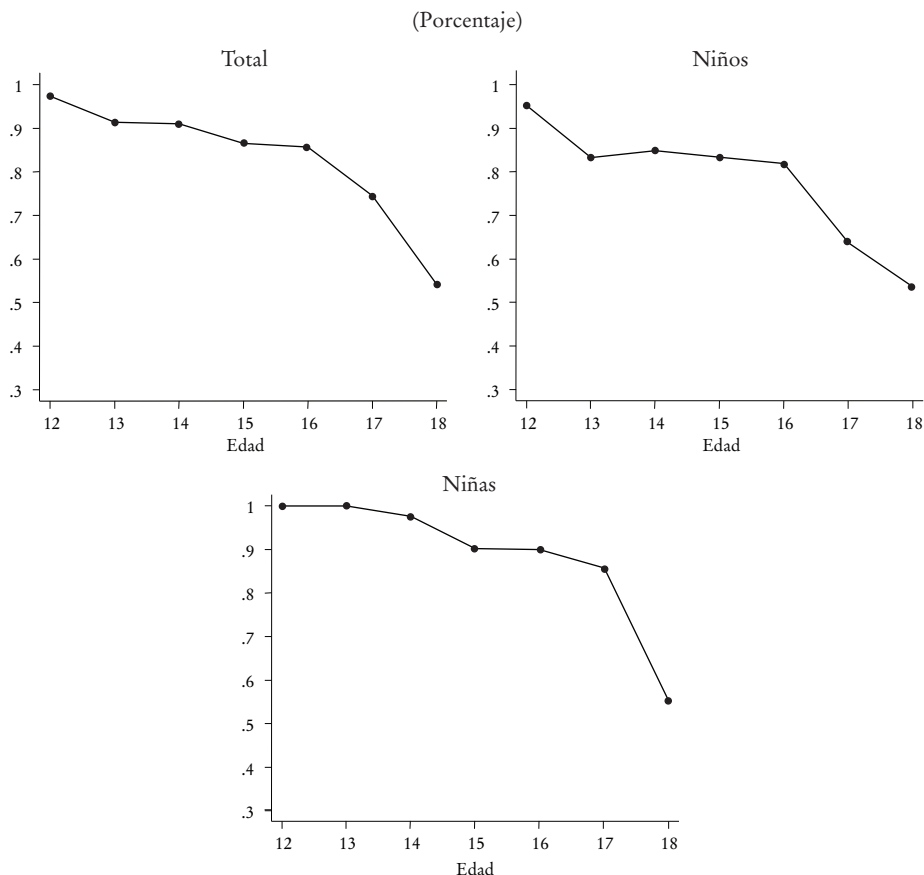
3. Selección de la muestra

En la bibliografía analizada se eligieron distintos grupos etarios en diversas estudios del rendimiento académico y el abandono escolar, con un límite inferior de 5 a 18 años de edad y un límite superior de 13 a 21. La elección invariablemente conlleva algún grado de arbitrariedad y frecuentemente está restringida por la disponibilidad de los datos. En el presente artículo, el análisis se enfocará en adolescentes de entre 12 y 18 años (el límite inferior está dictado por la disponibilidad de los datos, ya que se entrevistó a muy pocos jóvenes de menos de 12 años).¹¹ Las estadísticas descriptivas se presentan en la siguiente sección y en el apéndice.

IV. ¿QUÉ DISTINGUE A LOS ADOLESCENTES ESCOLARIZADOS DE LOS NO ESCOLARIZADOS? ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

La asistencia a la escuela se calcula a partir de una pregunta directa contenida en la encuesta: “¿vas o fuiste alguna vez a la escuela?” y la respuesta “sí, sí voy a la escuela” se codificó como nuestra variable de interés. La gráfica 1 traza la asistencia a la escuela, por edad y sexo. En general, una proporción mayor de niñas que de niños permanecen en la escuela. A la edad de 12 años, la asistencia a la escuela es casi universal, pero mientras que las niñas aún presentan cifras altas hasta los 17 años, en el caso de los niños cae hasta casi 80% a partir de los 13 años. A la edad de 17 años se presenta otra caída pronunciada en la asistencia a la escuela en el caso de los niños, que se reduce de 60 a 50% a los 18 años. En el caso de las niñas, la edad de 18 años es el punto decisivo, cuando la proporción de asistencia a la escuela disminuye bruscamente, de 84 a 55 por ciento.

¹¹ Dado el grupo etario estudiado, el trabajo no forzosamente corresponde a la mano de obra infantil y, por tanto, el ajuste con la bibliografía de la mano de obra infantil es solo parcial.

GRÁFICA 1. *Asistencia a la escuela, por edad y sexo*

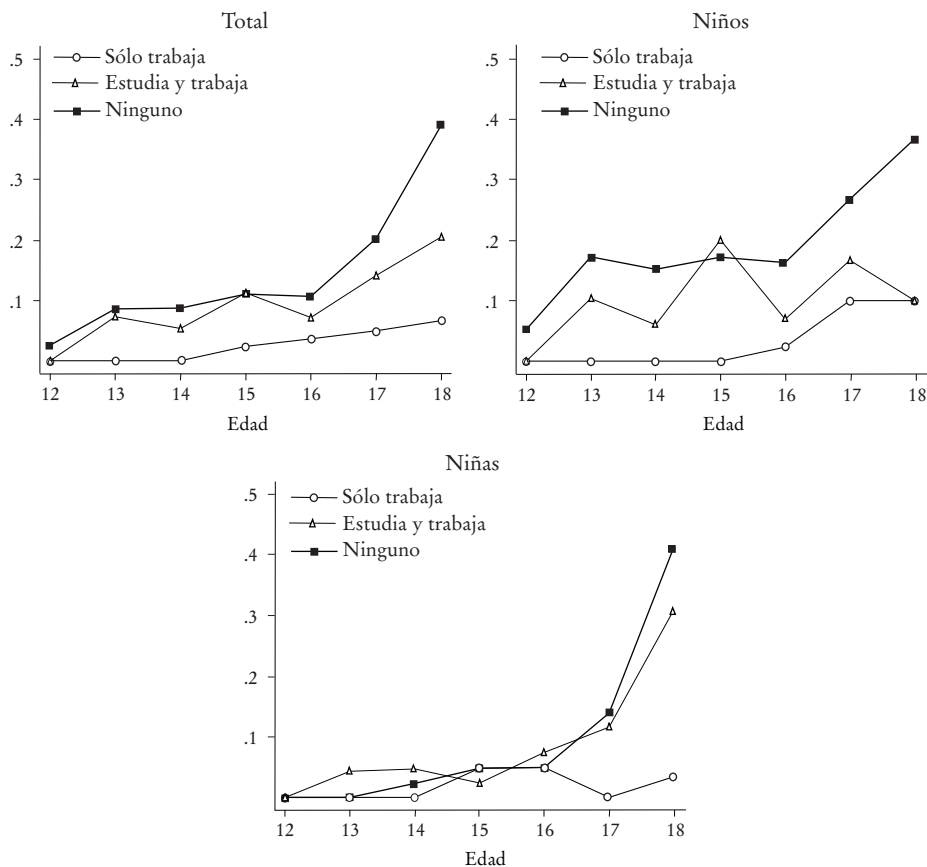
FUENTE: Cálculos propios basados en la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza en 2003.

El hecho de que el abandono escolar sea más común entre los niños que las niñas contrasta con lo que sucede en países de Asia y África (véase por ejemplo Jensen y Nielsen, 1997, sobre Zambia, Maitra y Ray, 2002, sobre Pakistán y Ghana), pero es una pauta que concuerda con la evidencia de otros países latinoamericanos (véase, por ejemplo Maitra y Ray, 2002, sobre el Perú), que tienen antecedentes sociales más parecidos a los de Brasil. La escolaridad de quienes abandonaron los estudios es bastante baja: la mayoría (tres cuartos) desertaron antes de terminar la primaria; sólo 9% terminó la escuela primaria y 13% terminó la escuela secundaria.

Dos preguntas distintas se concentran en el *status* que el encuestado tiene en la fuerza laboral. La primera: “¿qué haces cuando no estás en la escuela?”

GRÁFICA 2. *Distribución de niños según asistencia a la escuela y status laboral actual, por edad y sexo^a*

(Porcentaje)



FUENTE: Cálculos propios basados en la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza en 2003.

^a La categoría restante, los que sólo asisten a la escuela, no está trazada.

se codificó como un indicador de que el adolescente estaba trabajando si la respuesta era “trabajo”. La segunda es: “¿trabajaste en los últimos 12 meses?” y su codificación es obvia. La gráfica 2 destaca el hecho de que, después de los 16 años de edad, hay una creciente proporción de adolescentes que, a pesar de no tener un empleo, abandonan la escuela. Para la edad de 18 años, casi la mitad de los adolescentes no estudian ni trabajan. Estas cifras ponen en duda la importancia del trabajo como la fuerza que orilla a los adolescentes a abandonar la escuela en las zonas urbanas de Brasil.

CUADRO 1. *Comparación de adolescentes escolarizados y no escolarizados*

	<i>Escolarizados</i>		<i>No escolarizados</i>	
	<i>Media o porcentaje</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Media o porcentaje</i>	<i>Desviación estándar</i>
<i>Status escolar/laboral</i>				
Sólo escuela	0.88			
Estudia y trabaja	0.12			
Sólo trabaja			0.15	
No estudia ni trabaja			0.85	
Trabajó en los últimos 12 meses	0.27		0.47	
Niña	0.54		0.36	
Edad	15.11	1.71	16.38	1.65
Grupo racial: no caucásico	0.56		0.56	
Padeció hambre	0.17		0.36	
Hijos dependientes (sí/no)	0.04		0.30	
Edad ideal para iniciar relaciones sexuales	17.89	3.28	17.29	2.55
Edad ideal para iniciar relaciones sexuales ≤ 17 años	0.38		0.45	
Salario de reserva mensual (BRL)	215.7	118.4	253.3	129.4
Escolaridad del padre ≥ secundaria terminada	0.06		0.08	
Escolaridad de la madre ≥ secundaria terminada	0.06		0.09	
<i>Adolescente escolarizado</i>				
Primaria incompleta	0.68		0.73	
Primaria terminada	0.09		0.09	
Secundaria incompleta	0.21		0.05	
Secundaria terminada	0.02		0.13	
<i>N</i>	364		78	

FUENTE: Cálculos propios basados en la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza en 2003.

Por tanto, el problema es: ¿qué es lo que distingue a los adolescentes que asisten a la escuela de los que han desertado? El cuadro 1 muestra la comparación. Como lo sugieren las gráficas, las niñas tienen menor representación entre los jóvenes que no asisten a la escuela; los adolescentes de más edad tienen mayor propensión a desertar. En términos de su grupo racial, no existen diferencias aparentes. Hay dos diferencias notorias que se destacan: más de un tercio de los jóvenes que no van a la escuela declaran haber padecido hambre en algún momento de su vida, comparado con el 17% de los que asisten a la escuela. Además, casi un tercio de los que no asisten a la escuela tienen hijos, a comparación de 4% de los adolescentes que van a la escuela. Al preguntarles que edad piensan que es la ideal para comenzar a tener relaciones sexuales, casi la mitad de los adolescentes no

escolarizados respondieron con una edad de 17 años o menos; el 38% de los adolescentes escolarizados coincidió con ese punto de referencia. A pesar de que la proporción de adolescentes que trabajan actualmente no difiere marcadamente entre los grupos escolarizados y los no escolarizados, una proporción mayor de los no escolarizados ha trabajado en algún momento durante los pasados doce meses.

V. FACTORES QUE ORILLAN A LOS ADOLESCENTES A ABANDONAR LA ESCUELA

Las pruebas descriptivas sugiere que la pobreza extrema, la paternidad temprana y la mano de obra infantil podrían ser factores que orillan a los adolescentes a abandonar la escuela. No obstante, un marco de análisis multivariado podría revelar otras variables importantes asociadas con la deserción escolar y posiblemente traiga a colación el tema de la importancia de las ya destacadas. Asimismo, debería incluirse un conjunto de factores de confusión potenciales como controles en el análisis empírico.

Estamos particularmente interesados en el efecto de la paternidad temprana y el empleo en relación con las decisiones de escolarización. Un problema mayor que hay que abordar es la potencial endogeneidad de la decisión de trabajar y la paternidad temprana. Las decisiones de fertilidad, trabajo y estudios afectan la utilidad del adolescente. Sin embargo, la utilidad no es observable y ahora sólo observamos las decisiones reales. Dado que quienes abandonan la escuela no constituyen una muestra aleatoria, es probable que una comparación simple de las decisiones de escolarización de los adolescentes que trabajan y de los que no trabajan, o de los que son padres de familia y los que no lo son, genere resultados sesgados. En particular, podría haber factores omitidos que no podemos captar y que afectan la decisión de abandonar la escuela, pero que también son factores determinantes de la paternidad temprana y el *status* laboral. Entre estos factores se podrían incluir las aptitudes, motivación y, en general, las preferencias de los niños. Por tanto, adoptamos un enfoque de variables instrumentales.

Puesto en términos más formales, modelamos la probabilidad de que el adolescente abandone la escuela:

$$\text{no escolarizado}_{1i}^* = Y_{2i}\beta + X_{1i}\gamma + u_i$$

$$Y_{2i} = X_{1i}\pi_1 + X_{2i}\pi_2 + v_i$$

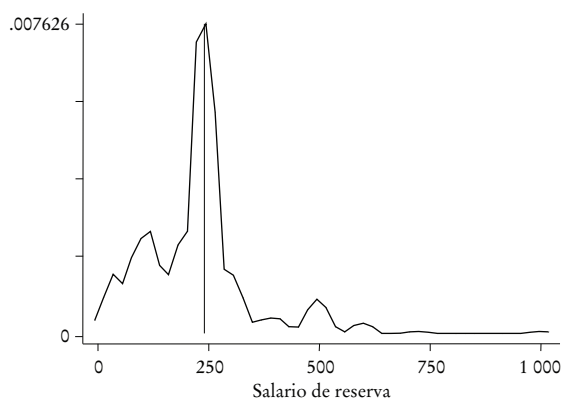
en la que Y_{2i} es un vector de variables endógenas —el trabajo y la paternidad temprana—; X_{1i} representa un vector de variables exógenas que incluye el sexo, la edad, el grupo racial, el haber padecido hambre en algún momento de su vida y la escolaridad de la madre. Dada la naturaleza endógena del trabajo y la paternidad temprana, β forzosamente generaría estimaciones incongruentes. Por tanto, instrumentamos estas variables.

Primero que nada, consideramos la edad que los adolescentes indicaron como la ideal para tener relaciones sexuales por primera vez como un instrumento de la paternidad temprana. La idea subyacente es que es probable que la creencia acerca de la edad adecuada para empezar a tener relaciones sexuales induzca una variación en la edad a la cual la paternidad o maternidad ocurren por primera vez, pero no debería tener un efecto adicional en la probabilidad de abandonar los estudios.

De manera similar, el salario de reserva —la cantidad mínima de dinero que la persona está dispuesta a aceptar para empezar a trabajar— se correlacionará con el hecho de si ésta trabaja o no, pero no debería afectar mediante ningún otro canal la decisión de abandonar la escuela. El análisis del salario de reserva declarado sugiere que los adolescentes efectivamente tienen una idea acertada del salario de mercado, lo que apoya la aseveración de que puede usarse como un indicador de los ingresos renunciados o el costo de oportunidad del tiempo dedicado a la escuela. La gráfica 3 traza el salario de reserva declarado por los adolescentes encuestados y revela

GRÁFICA 3. *Salario de reserva*^a

(Densidad)



FUENTE: Cálculos propios basados en la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza en 2003.

^a La línea vertical indica el salario mínimo nacional.

un pico muy claro en el salario mínimo nacional. Tomamos el salario de reserva como instrumento identificador del trabajo en el mercado laboral. X_{2i} incluye nuestro conjunto de instrumentos identificadores, la edad ideal declarada para tener relaciones sexuales por primera vez (codificada como 1 si esa edad es de 17 años o menos) y el salario de reserva.

Observamos a los niños efectivamente no escolarizados si:

$$\text{no escolarizado}_{1i} = \begin{cases} 0 & \text{si } \text{no escolarizado}_{1i}^* < 0 \\ 1 & \text{si } \text{no escolarizado}_{1i}^* \geq 0 \end{cases}$$

Por tanto, estimamos un modelo *probit* de variables instrumentales. El cuadro 3 clarifica la definición de las variables en el modelo y presenta sus estadísticas descriptivas. La evidencia verificadora de la confiabilidad de los instrumentos se analizará una vez que hayamos presentado nuestros resultados centrales. Los resultados se presentan en el cuadro 2. La columna 1 incluye un conjunto restringido de variables de control y la columna 2 registra un conjunto más amplio. Los resultados indican, primeramente, que la presencia de hijos propios orilla a los jóvenes a abandonar la escuela. La paternidad temprana aumenta en 0.46 la probabilidad de que el adolescente abandone la escuela (es decir, la propensión a no escolarizarse es 46 puntos porcentuales mayor a la de quienes no tienen hijos).¹² De manera similar, la pobreza extrema afecta negativamente la asistencia a la escuela. Los adolescentes que declaran haber padecido hambre son más propensos a no escolarizarse. En su caso, la probabilidad aumenta en 0.11.

En contraste con la mayor parte de la bibliografía, encontramos que en este contexto urbano en particular el haber trabajado en algún momento durante los pasados 12 meses no tiene un efecto negativo en la asistencia a la escuela. Como lo sugiere un análisis de los datos brutos, la deserción escolar con frecuencia lleva a la inactividad y no al trabajo. Esto podría ser resultado de la acusada falta de oportunidades laborales a que se enfrentan actualmente los habitantes de estos barrios. También podría ser que dedicarle unas cuantas horas al trabajo permite sufragar el costo de la educación. De hecho, el trabajo de campo sugiere que no contar siquiera con el poco dinero que cuesta tomar el autobús para ir a la escuela todos los días puede

¹² Hubiera sido interesante correr las regresiones por separado para hombres y mujeres, a fin de verificar si hay respuestas distintas de la paternidad temprana que puedan identificarse. Sin embargo, el tamaño tan reducido de las muestras empleadas imposibilitó este análisis.

CUADRO 2. *Probabilidad de estar no escolarizado, modelo probit de variables instrumentales^a*

	Coef.	Coef.	Efecto marg.
Paternidad temprana	1.053*** (0.333)	1.253*** (0.277)	0.463*** (0.096)
Trabajo	-1.660*** (0.160)	-1.624*** (0.166)	-0.399*** (0.054)
Mujer	-0.128 (0.132)	-0.109 (0.132)	-0.033 (0.039)
Edad	0.216*** (0.043)	0.206*** (0.042)	0.065*** (0.014)
Hambre	0.338** (0.152)	0.305** (0.150)	0.105** (0.054)
Grupo racial [no caucásico]		0.078 (0.126)	0.025 (0.041)
Escolaridad de la madre (≥ secundaria terminada)		-0.039 (0.261)	-0.012 (0.080)
Cons.	-3.496*** (0.686)	-3.424*** (0.668)	
Probabilidad logarítmica	-405.56	-403.35	
Prueba de Wald para coef. de signif. conj.	$\chi^2(5) = 245.76$	$\chi^2(7) = 247.49$	
Número de observaciones	399	397	
Prueba de Wald de exogeneidad	$\chi^2(2) = 278.20$	$\chi^2(2) = 300.32$	

FUENTE: Cálculos propios basados en la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza en 2003.

^a La paternidad temprana y el trabajo se modelan como variables endógenas. Los instrumentos incluyen la edad declarada como ideal para tener relaciones sexuales por primera vez (codificada como 1 si esa edad es de 17 años o menos) y el salario de reserva. Errores estándar entre paréntesis. La referencia para computar los efectos marginales consiste en un hombre, cuya edad corresponde a la media, caucásico, cuya madre no terminó la escuela secundaria, que no ha padecido hambre y que declaró un salario de reserva igual al salario mínimo nacional. Los efectos cambian poco si se consideran puntos de referencia distintos. Para las variables ficticias se registra el efecto de un cambio discreto de 0 a 1.

* Significación de 10 por ciento.

** Significación de 5 por ciento.

*** Significación de 1 por ciento.

llevar a la deserción escolar. El trabajo de Binder y Scrogin (1999) respecto a México se encuentra entre las pocas referencias que ponen de manifiesto que el trabajo no es forzosamente perjudicial para el rendimiento escolar, probablemente debido a su efecto en los recursos familiares.

Como se esperaba, la edad tiene un efecto importante en el abandono de la escuela y los adolescentes mayores tienen más probabilidades de dejarla. Después de controlar por los factores mencionados líneas arriba y la endogeneidad de la paternidad y el *status* laboral, las diferencias en las tasas

de abandono escolar entre mujeres y hombres ya no son significativas. De manera similar, la probabilidad de estar no escolarizado no difiere significativamente entre grupos raciales. Esta prueba concuerda con los informes de Perlman (2004), p. 128, quien, al mostrar que los barrios pobres (en su caso, los de Río de Janeiro) tienen una mezcla importante de grupos raciales, encontró una escasa correlación entre el origen racial y varios resultados que se analizan en su estudio: la escolaridad, el *status* ocupacional, la ideología política, la movilidad social o las percepciones de los prejuicios.

La escolaridad de la madre, que se incluye en la especificación como un indicador de la posición económica familiar y sus preferencias, no tiene un efecto significativo en la probabilidad de que el adolescente abandone los estudios.

Los cuadros A2 y A3 del apéndice muestran los resultados de las regresiones de primera etapa. Aunque estamos interesados en los resultados de la regresión de segunda etapa, cabe destacar que las regresiones de primera etapa apoyan nuestra estrategia de estimación. La regresión de la paternidad tiene buen poder predictivo ($R^2 = 0.20$). La edad declarada como ideal para tener relaciones sexuales por primera vez tiene un efecto significativo en la paternidad temprana, de modo que quienes registran una edad menor tienen mayores probabilidades de ser padres de familia. Naturalmente, es más probable que los adolescentes mayores sean padres de familia y es menos probable que las niñas tengan hijos, a comparación de los niños. La pobreza, que se captó con base en si los encuestados habían padecido hambre o no se asocia con una mayor probabilidad de ser padres precoces. La regresión de primera etapa para el *status* laboral da cuenta de 9% de la variación exógena de esa variable. El salario de referencia tiene un efecto negativo significativo en la probabilidad de estar trabajando, como se hipotetizó mediante el uso de esta variable instrumental. Los adolescentes mayores tienen mayores probabilidades de estar trabajando y el haber sufrido extrema pobreza en el pasado también se asocia con una mayor participación actual en el empleo.

Pusimos a prueba el supuesto de que el trabajo y la paternidad temprana son factores endógenos a la decisión de escolarización. El estadístico de la prueba de Wald apunta hacia el rechazo de la hipótesis nula de la exogeneidad de las variables instrumentales, por lo que la estimación del modelo de variables instrumentales es más apropiada que un *probit* simple. El cuadro A4 del apéndice presenta, con fines comparativos, los resultados de un modelo *probit* estándar. Curiosamente, los resultados de este modelo

de referencia muestran que de no considerarse la endogeneidad de las decisiones del trabajo y la paternidad temprana puede efectivamente generarse resultados engañosos en el efecto del trabajo en la escolarización. El modelo *probit* estándar indica un efecto negativo aparente del trabajo en la asistencia a la escuela que, según hemos observado, no se presenta en el caso del contexto urbano en particular que estamos estudiando en Brasil, en donde el trabajo no afecta negativamente la asistencia a la escuela. Considerar la endogeneidad tiene consecuencias importantes para nuestro entendimiento de este fenómeno.¹³

CONCLUSIONES

Aunque la mayor parte de la bibliografía de países en desarrollo se ha enfocado en la correspondencia entre la asistencia a la escuela y la mano de obra infantil, la evidencia tomada de las zonas urbanas de Brasil sugiere otras fuerzas pertinentes que llevan a los adolescentes a abandonar la escuela, especialmente la paternidad temprana y la pobreza extrema. La modelación empírica del efecto de estas variables resulta ser difícil dada su endogeneidad potencial. En el presente artículo, el problema se sorteó mediante el uso de la edad declarada por los adolescentes como la ideal para comenzar a tener relaciones sexuales como instrumento de la paternidad temprana, y el salario de reserva declarado como instrumento del trabajo en el mercado laboral. Nos basamos en los extraordinarios datos recabados por medio de una encuesta especialmente elaborada dirigida a los jóvenes y que contó con la participación de ONG y grupos de jóvenes locales en el proceso de compilación de los datos. Como tal, nos permitió llegar a los sectores más inaccesibles de los barrios bajos urbanos, además de que garantizó la confianza entre los encuestados y el equipo de encuestadores, lo que generó tasas de respuesta altas y respuestas confiables, incluso en el caso de los temas delicados que se abordaron.

Los resultados indican que la paternidad temprana tiene un gran efecto en términos de llevar a los adolescentes a abandonar la escuela. La pobreza extrema es otro factor que disminuye la asistencia a la escuela, ya que los niños que padecen hambre en algún momento de su vida tienen una menor

¹³ También revisamos la exogeneidad de los instrumentos respecto a la variable de resultados en estudio, al incluirlos directamente en la regresión de segunda etapa. Los resultados (que los autores tienen disponibles a solicitud del interesado) efectivamente apoyan la idea de que los instrumentos son confiables.

probabilidad de asistir. En este contexto urbano específico, el trabajo no forzosamente tiene un efecto perjudicial en la asistencia a la escuela. La deserción escolar con mayor frecuencia lleva a la inactividad y no al trabajo, lo que podría deberse a la falta de oportunidades laborales. Otro posible razonamiento apunta al papel que el trabajar durante algunas horas puede tener en la capacidad de sufragar el costo de los estudios. En efecto, los costos como el transporte diario se mencionaron frecuentemente en las entrevistas como un obstáculo al progreso más allá de un cierto punto en la escuela.

A partir de estos resultados se puede derivar algunas consecuencias para las políticas. Reducir los costos de ir a la escuela —tanto directos como indirectos—, como el transporte, podría mejorar las tasas de escolarización. Una opción sería ampliar el programa de transferencias en efectivo condicionadas (*Bolsa Família*) a jóvenes de entre 15 y 18 años de edad que viven en los barrios pobres. Asimismo, los programas de desarrollo de la niñez temprana y mejores condiciones de nutrición y salud impulsarían las capacidades no cognitivas de los niños que viven en condiciones de extrema pobreza y, por ende, tendrían consecuencias duraderas en los resultados académicos.

APÉNDICE

CUADRO A1. *Resumen estadístico adicional, muestra completa de adolescentes*

<i>Variable</i>	<i>Definición</i>	<i>Media o porcentaje</i>	<i>Desviación estándar</i>
<i>Status escolar/laboral</i>			
Sólo estudia	Igual a 1 si estudia y trabaja	0.72	
Sólo trabaja	Igual a 1 si trabaja pero no estudia	0.03	
No estudia ni trabaja	Igual a 1 si no trabaja ni estudia	0.15	
Estudia y trabaja	Igual a 1 si estudia y trabaja	0.10	
Trabaja actualmente	Igual a 1 si está trabajando	0.13	
Trabajó en los pasados 12 meses	Igual a 1 si trabajó en los últimos 12 meses	0.31	
Niña	Igual a 1 si es mujer	0.51	
Edad (años)		15.34	1.76
Origen racial	Igual a 1 si no es caucásico(a)	0.56	
Padeció hambre	Igual a 1 si ha padecido hambre	0.2	
Hijos dependientes (sí/no)	Igual a 1 si tiene hijos	0.08	
Edad ideal para iniciar relaciones sexuales (años)		17.79	3.16
Edad ideal para iniciar relaciones sexuales	Igual a 1 si ≤ 17 años de edad	0.4	

CUADRO A1 (conclusión)

<i>Variable</i>	<i>Definición</i>	<i>Media o porcentaje</i>	<i>Desviación estándar</i>
Salario de reserva mensual	Salario mínimo que aceptaría para trabajar (BRL)	225.2	135.3
Escolaridad del padre	Escolaridad del padre \geq secundaria terminada	0.07	
Escolaridad de la madre	Escolaridad de la madre \geq secundaria terminada	0.07	
<i>Escolaridad del adolescente</i>			
Primaria incompleta	Escolaridad \leq 4 años	0.69	
Primaria terminada	Escolaridad = 4 años	0.09	
Secundaria incompleta	Escolaridad \leq 8 años	0.18	
Secundaria terminada	Escolaridad = 8 años	0.04	
N			442

FUENTE: Cálculos basados en la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza en 2003.

CUADRO A2. Regresión de primera etapa: Paternidad temprana, modelo de probabilidad lineal^a

<i>Variable dependiente: el adolescente es padre de familia</i>	<i>Coefficiente</i>
Edad ideal para iniciar relaciones sexuales \leq 17 años	0.049* (0.027)
Salario de referencia	0.0001 (0.0001)
Mujer	-0.149*** (0.027)
Edad	0.045*** (0.007)
Hambre	0.149*** (0.032)
Grupo racial (no caucásico)	-0.023 (0.026)
Escolaridad de la madre (\geq secundaria terminada)	-0.017 (0.053)
Cons.	-0.585*** (0.117)
Número de observaciones	397
F(7 389)	13.61
R ²	0.197

FUENTE: Cálculos propios basados en la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza en 2003.

^a Errores estándar entre paréntesis.

* Significación de 10%. ** Significación de 5%. *** Significación de 1 por ciento.

CUADRO A3. *Regresión de primera etapa: Trabajo, modelo de probabilidad lineal^a*

<i>Variable dependiente: el adolescente es padre de familia</i>	<i>Coefficiente</i>
Edad ideal para iniciar relaciones sexuales ≤ 17 años	-0.015 (0.048)
Salario de referencia	-0.00033* (0.00016)
Mujer	0.006 (0.047)
Edad	0.066*** (0.013)
Hambre	0.117** (0.057)
Grupo racial (no caucásico)	0.061 (0.046)
Escolaridad de la madre (\geq secundaria terminada)	0.025 (0.094)
Cons.	-0.69*** (0.206)
Número de observaciones	397
$F(7\ 389)$	5.18
R^2	0.085

FUENTE: Cálculos propios basados en la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza en 2003.

^a Errores estándar entre paréntesis.

* Significación de 10%. ** Significación de 5%. *** Significación de 1%.

CUADRO A4. *Probabilidad de estar no escolarizado, modelo probit estándar^a*

	<i>Coefficiente</i>
Paternidad temprana	0.925*** (0.261)
Trabajo	0.358** (0.173)
Mujer	-0.383** (0.178)
Edad	0.216*** (0.055)
Hambre	0.407** (0.194)
Grupo racial (no caucásico)	-0.101 (0.169)
Escolaridad de la madre (\geq secundaria terminada)	-0.135 (0.360)
Cons.	-4.492*** (0.861)
Número de observaciones	397
RL $\chi^2(7)$	74.2
Probabilidad logarítmica	-141.505

FUENTE: Cálculos propios basados en la encuesta del Banco Mundial realizada en Fortaleza en 2003.

^a Errores estándar entre paréntesis.

* Significación de 10%. ** Significación de 5%. *** Significación de 1 por ciento.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Akhtar, S. (1996), "Do Girls Have a Higher School Drop-Out Rate than Boys? A Hazard Rate Analysis of Evidence from a Third World City", *Urban Studies*, 33(1), pp. 49-62.
- Bacolod, M. P., y P. Ranjan (2008), "Why Children Work, Attend School, or Stay Idle: The Roles of Ability and Household Wealth", *Economic Development and Cultural Change*, 56(4), pp. 791-828.
- Banco Mundial (2001), "Eradicating Child Labor in Brazil", Washington, Banco Mundial.
- (2002), "Assessment of the Bolsa Escola Programs", Washington, Banco Mundial.
- (2003), "Next Steps for Education in Four Selected States in Brazil", Washington, Banco Mundial.
- Becker, G. S. (1965), "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*, 75, pp. 493-517.
- Bedi, A. S., y J. H. Marshall (2002), "Primary School Attendance in Honduras", *Journal of Development Economics*, 69, pp. 129-153.
- Beegle, K., R. Dehejia y R. Gatti (2009), "Why Should we Care about Child Labor? The Education, Labor Market, and Health Consequences of Child Labor", *Journal of Human Resources*.
- Binder, M., y D. Scrogin (1999), "Labor Force Participation and Household Work of Urban Schoolchildren in Mexico: Characteristics and Consequences", *Economic Development and Cultural Change*, 48(1), pp. 123-154.
- Bruns, B., A. Mingat y R. Rakotomalala (2003), "Achieving Universal Primary Education by 2015: A Chance for Every Child", Washington, Banco Mundial.
- Canagarajah, S., y H. Coulombe (1997), "Child Labor and Schooling in Ghana", Artículo de Trabajo de Investigación sobre Políticas 1844, Washington, Banco Mundial.
- Chatterji P., y J. DeSimone (2005), "Adolescent Drinking and High School Dropout", Artículo de Trabajo de la NBER núm. 11337, Cambridge, Oficina Nacional de Investigación Económica.
- Duryea, S., y M. Arends-Kuenning (2003), "School Attendance, Child Labor and Local Labor Market Fluctuations in Urban Brazil", *World Development*, 31(7), páginas 1165-1178.
- , D. Lam y D. Levison (2007), "Effects of Economic Shocks on Children's Employment and Schooling in Brazil", *Journal of Development Economics*, 84(1), páginas 188-214.
- Edmonds, E. V. (2008), "Child Labor", T. Shultz y J. Strauss (comps.), *Handbook of Development Economics*, vol. 4, Elsevier, pp. 3607-3709.
- Emerson, P. M., y A. P. Souza (2008), "Birth Order, Child Labor and School Attendance in Brazil", *World Development*, 36(9), pp. 1637-1664.

- Emerson, P. M., y A. P. Souza (2007), "Child Labor, School Attendance and Intra-household Gender Bias in Brazil", *World Bank Economic Review*, 21(2), pp. 301-316.
- Farahati, F., D. E. Marcotte y V. Wilcox-Gok (2003), "The Effects of Parents' Psychiatric Disorders on Children's High School Dropout", *Economics of Education Review*, 22, pp. 167-178.
- Fitzsimons, E. (2007), "The Effects of Risk on Education in Indonesia", *Economic Development and Cultural Change*, 56(1), pp. 1-25.
- Ganglmair, B. (2006), "Intrinsic Competition' and the Labor-Schooling Trade-off in Uganda", Universidad de Bonn, mimeografiado.
- Gradin, C. (2009), "Race and Income Distribution: Evidence from the US, Brazil and South Africa", Universidad de Vigo, mimeografiado.
- Gunnarsson, V., P. F. Orazem y M. A. Sánchez (2006), "Child Labor and School Achievement in Latin America", *World Bank Economic Review*, 20(1), pp. 31-54.
- Jensen, P., y H. S. Nielsen (1997), "Child Labour or School Attendance? Evidence from Zambia", *Journal of Population Economics*, 10, pp. 407-424.
- Levinson, D., K. S. Moe y F. M. Knaul (2001), "Youth Education and Work in Mexico", *World Development*, 29(1), pp. 167-188.
- Maitra, P., y R. Ray (2002), "The Joint Estimation of Child Participation in Schooling and Employment: Comparative Evidence from Three Continents", *Oxford Development Studies*, 30(1), pp. 41-62.
- Orazem, P., y L. V. Gunnarsson (2004), "Child Labour, School Attendance and Performance: A Review", Artículo de Trabajo núm. 04001 de la Universidad Estatal de Iowa.
- Pal, S. (2004), "Child Schooling in Peru: Further Evidence from a Sequential Analysis of School Progression", *Journal of Population Economics*, 17(4), pp. 657-680.
- Parikh, A., y E. Sadoulet (2005), "The Effect of Parents' Occupation on Child Labor and School Attendance in Brazil", Artículo de Trabajo núm. 1000 del Departamento de Economía Agrícola y de Recursos, California, Universidad de California, Campus Berkeley.
- Patrinos, H. A., y G. Psacharopoulos (1997), "Family Size, Schooling and Child Labor in Peru: An Empirical Analysis", *Journal of Population Economics*, 10, pp. 387-405.
- Perlman, J. E. (2003), "The Chronic Poor in Rio de Janeiro: What Has Changed in 30 Years?", Conferencia sobre Pobreza Crónica, Manchester, Inglaterra, 7-9 de abril.
- (2004), "Marginality: From Myth to Reality in the Favelas of Rio de Janeiro, 1969-2002", Ananya Roy y Nezar Alsayyad (comps.), *Urban Informality: Transnational Perspectives from the Middle East, Latin America, and South Asia*, Nueva York, Lexington.
- Psacharopoulos, G. (1997), "Child Labor versus Educational Attainment: Some Evidence from Latin America", *Journal of Population Economics*, 10, pp. 377-386.

- Ravallion, M., y Q. Wodon (2000), "Does Child Labour Displace Schooling? Evidence on Behavioural Responses to an Enrollment Subsidy", *Economic Journal*, 110(462), pp. C158-C175.
- Roebuck, M. C., M. T. French y M. L. Dennis (2004), "Adolescent Marijuana Use and School Attendance", *Economics of Education Review*, 23, pp. 133-141.
- Rosati, F. C. , y M. Rossi (2003), "Children's Working Hours and School Enrollment: Evidence from Pakistan and Nicaragua", *World Bank Economic Review*, 17(2), pp. 283-295.
- Rosenzweig, M. R., y R. Evenson (1977), "Fertility, Schooling, and the Economic Contribution of Children of Rural India: An Econometric Analysis", *Econometrica*, 45(5), pp. 1065-1079.
- Verner, D., y E. Alda (2004), "Youth at Risk, Social Exclusion and Intergenerational Poverty Dynamics: a New Survey Instrument with Application to Brazil", Artículo de Trabajo de Investigación sobre Políticas núm. 3296, Washington, Banco Mundial.
- Unesco (2006) (sitio web <http://www2.UNESCO.org/countryreports/brazil/contents.html>), 7 de agosto.
- Wahba, J. (2006), "The Influence of Market Wages and Parental History on Child Labour and Schooling in Egypt", *Journal of Population Economics*, 19(4), pp. 823-852.