

MOVILIDAD EDUCATIVA EN LATINOAMÉRICA. UN ESTUDIO PARA SEIS PAÍSES

*«Education Mobility in Latin America. A Study
of Six Countries»*

*Mauro Mediavilla**
*Jorge Calero**

RESUMEN

En este trabajo se calcula y compara el grado de movilidad intergeneracional educativa existente en seis países latinoamericanos, con el objeto de conocer y cuantificar para esta región uno de los mecanismos a través de los cuales se reproducen las desigualdades educativas.

Los datos con los que se ha realizado la estimación corresponden a las encuestas de hogares de seis países: Argentina, Brasil, Chile, México, Perú y Venezuela, para el año 1998-1999. En el análisis hemos empleado tres metodologías complementarias: el análisis de correlación, las matrices de transición mediante un análisis multivariante y la estimación lineal utilizando mínimos cuadrados ordinarios.

Los resultados permiten establecer una clara relación positiva entre la educación de los padres y madres y el nivel educativo logrado por sus hijos. Esta relación es más acusada que la existente en otras regiones más desarrolladas (Europa, por ejemplo), siendo comparativamente más redu-

* Universitat de Barcelona, Grupo Intergeneracional de Políticas Educativas (GIPE) e Institut d'Economia de Barcelona (IEB). Los autores han recibido apoyo por parte del Programa Nacional de I+D+I, referencia SEJ2004-01091/ECON. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias recibidos en las XVI Jornadas de Economía de la Educación, Las Palmas de Gran Canarias (2007), sin que ello les exima por los errores u omisiones cometidos.

* Dirección electrónica de contacto: mmediavilla@ub.edu

cida la movilidad educativa intergeneracional observada en los países de Latinoamérica analizados.

PALABRAS CLAVE: movilidad intergeneracional, educación, Latinoamérica.

ABSTRACT

The main objective of this work is to estimate and compare the degree of intergenerational educational mobility in six Latin American countries, in order to understand and quantify one of the mechanisms causing persistence of educational inequalities.

We use data from household surveys for six countries: Argentina, Brazil, Chile, Mexico, Peru and Venezuela for the years 1998-1999. The empirical estimates are performed with three complementary methodologies: correlation analysis, transition matrices through a multivariate analysis, and a linear estimation using ordinary least squares.

Results show that there is a positive relationship between parents' education and the educational level attained by their children. This relationship is stronger in Latin American countries than in other more developed areas (Europe, for example), therefore indicating lower educational mobility.

KEY WORDS: Intergenerational mobility, education, Latin America.

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo consiste en estudiar las características de la movilidad educativa en América Latina, definida ésta como la posibilidad que ha tenido la persona de modificar su estatus educativo en relación a la generación que le ha precedido. Además de la importancia de su análisis con respecto al funcionamiento interno del sistema educativo, la movilidad constituye un ámbito relevante de investigación debido a sus efectos externos al sistema educativo: a largo plazo una mayor movilidad educativa incrementa la igualdad de oportunidades, disminuyendo el grado de desigualdad social (Ayala y Sastre, 2002).

En cuanto a la situación de los diferentes sistemas educativos latinoamericanos analizados, cabe indicar que durante la década de 1990 se llevaron

a cabo intensas reformas orientadas a la extensión de la obligatoriedad de la educación (prácticamente en todos los países es obligatorio el primer ciclo de educación secundaria); la descentralización administrativa (federalización y municipalización); la descentralización pedagógica; y el incremento de la autonomía escolar. Diferentes autores han analizado estas reformas y muestran la existencia de una progresiva devaluación de la educación obligatoria en Latinoamérica: así, si bien crece el número medio de años de escolarización y se iguala el acceso a la educación obligatoria (equidad interna), se observa un crecimiento en el número de años de escolarización necesarios para evitar la pobreza. Asimismo, se detectan severas limitaciones del sistema educativo para elevar los niveles de equidad externa, que se relaciona con procesos independientes relativos al funcionamiento de los mercados de trabajo. Por último, un límite importante a la actividad «igualadora» del sistema educativo viene dado, especialmente en algunos países latinoamericanos, por la dificultad de establecer condiciones de «educabilidad» (condiciones necesarias para que los alumnos puedan realizar el proceso de aprendizaje en la escuela) (Tedesco y López, 2002; López, 2004).

Hemos realizado este trabajo, en este marco, con el objetivo de dar un enfoque general sobre la situación actual, intentando aportar otro elemento que sirva para el debate educativo en Latinoamérica. El trabajo se estructura en cinco apartados: en el 2 se realiza una breve revisión de la literatura, tanto en países desarrollados como para Latinoamérica; en el apartado 3 se describe la metodología y las bases de datos utilizadas. En el apartado 4 se exponen los resultados obtenidos y por último, en el apartado 5 se mencionan las principales conclusiones.

2. REVISION DE LAS APLICACIONES EMPIRICAS REFERIDAS A LA MOVILIDAD EDUCATIVA

Los trabajos empíricos realizados hasta el momento han utilizado principalmente tres herramientas para poder evaluar el grado de movilidad educativa de una sociedad: la simple correlación entre el nivel educativo del padre y el hijo, las matrices de transición mediante una estimación de máxima verosimilitud y diferentes modalidades de aproximaciones lineales. Valores altos en el coeficiente de correlación, en los valores ubicados en la diagonal

principal del estudio matricial o, en el caso de la regresión, del coeficiente que acompaña a la variable educativa, indican una mayor rigidez educativa de la sociedad.

Dentro de los estudios que han empleado la correlación bivariante podemos citar a Lillard y Willis (1994) para Malasia; Österberg (2000) para Suecia. En cuanto a España, encontramos los siguientes trabajos: Carabaña (1999) estima una correlación de 0,42; Sánchez (2004) un valor de 0,45; Calero y Escardíbul (2005) estiman una correlación de 0,43; y, por último, Mediavilla y Calero (2006) encuentran valores similares realizando la estimación diferenciando entre hijos e hijas. En cuanto a los estudios referidos a los países latinoamericanos, encontramos valores más elevados de los coeficientes de correlación. Por ejemplo, en el trabajo referido a México presentado por Binder y Woodruff (2002), se calcula una correlación de 0,50 para la relación entre la educación de padres e hijos.

También han sido frecuentemente utilizadas las matrices de transición, en las que se relacionan los diferentes niveles educativos del padre y la madre con la probabilidad que tendrían los hijos/hijas de acabar un determinado nivel educativo, mediante la aplicación de técnicas de estimaciones de máxima verosimilitud. Algunas de las aplicaciones empíricas que emplean esta técnica son los trabajos de Corak y Heisz (1998) y Fortin y Lefebvre (1998) para Canadá; Björklund y Jäntti (1997) y Österberg (2000) para Suecia; Peters (1992) para los Estados Unidos; Dearden et al. (1997) para Gran Bretaña; y, por último, los estudios antes citados de Sánchez (2004) y Mediavilla y Calero (2006), para España.

Con referencia a la tercera técnica empleada, el método más utilizado es la regresión a la media con variables en logaritmos utilizando un modelo de Markov de primer orden. En los trabajos empíricos se han aplicado: modelos lineales, mínimos cuadrados ordinarios bietápicos con variables instrumentales o estimaciones de máxima verosimilitud (*probit* o *logit*). La variable de logro más usual son los años de escolaridad o el máximo nivel educativo alcanzado por el individuo, pero también se han utilizado variables dicotómicas que indican si el individuo ha finalizado la escolarización obligatoria (Björklund y Jäntti, 1997); o si participa o no en la educación post-obligatoria (Chevalier et al., 2005). En cuanto a las variables independientes, como regla general se inserta la variable educativa referida a los padres y madres y

algunas variables de control lineales y cuadráticas de padres e hijos (entre ellas, usualmente la edad) para captar posibles comportamientos no lineales (Behrman y Taubman, 1990; Solon, 1992).

En cuanto a algunos de los resultados obtenidos mediante esta última técnica mencionada, Comi (2003) encuentra que en España e Italia existe una mayor influencia de la educación del padre, mientras que para Alemania y Francia dicha preeminencia depende del género del hijo. Para el caso de Noruega, Black et al. (2005) identifican una mayor incidencia de la educación de la madre en un marco de alta movilidad educativa, mientras que Behrman y Rosenzweig (2002) presentan resultados similares para Estados Unidos y lo atribuyen al tiempo que pasa la madre con el hijo. Lillard y Willis (1994), para Malasia, detectan que la madre tiene una mayor influencia en las hijas, mientras que los padres la tienen sobre los hijos y, en el caso de España, Sánchez (2004) comprueba una alta movilidad educativa entre padres e hijos. Por último, en el caso de Latinoamérica, Behrman et al. (2001) realizan un trabajo comparativo entre Estados Unidos y varios países de América Latina, empleando una regresión lineal y tomando como variable independiente el nivel educativo del padre más educado. Las principales conclusiones indican que los países latinoamericanos tienen un grado de movilidad muy inferior al de los Estados Unidos, siendo Brasil y Colombia los países que presentan un grado más reducido, con un coeficiente de 0,70 en ambos casos.

3. METODOLOGIA Y BASES DE DATOS UTILIZADAS

3.1 Metodología utilizada

En el análisis de la movilidad educativa se emplearán las tres metodologías básicas mencionadas anteriormente: el estudio de correlaciones bivariadas, las matrices de transición y el análisis de regresión lineal, aplicando MCO.

En el caso del análisis de correlación, se mide la magnitud de la asociación lineal entre el nivel educativo de los progenitores y sus hijos, suponiendo que ambas variables son aleatorias; el coeficiente de correlación de Pearson es independiente de la escala de medida de las variables.

En cuanto a las matrices de transición, la aplicación de esta técnica se realiza utilizando una matriz cuadrada donde cada elemento « a_{ij} » representa la probabilidad de que un individuo acceda a un cierto nivel educativo « j » si su progenitor pertenece a un nivel educativo « i ». En consecuencia, los valores que admiten estos elementos están comprendidos entre cero (probabilidad nula) y uno (probabilidad absoluta).

Cada elemento de la matriz se genera mediante una estimación de máxima verosimilitud utilizando un *probit* ordenado, en el que la variable dependiente se distribuye en diferentes categorías que reflejan el nivel educativo de los hijos (en este caso, inferior a primaria, primaria, secundaria y superior). Como variables independientes se han utilizado estos mismo niveles pero referidos al padre o a la madre, más la edad de los padres e hijos como variables de control. Esta opción de controlar con otras variables, así como la posibilidad de comparar sus resultados a nivel internacional, ha fundamentado nuestra decisión a favor de esta técnica, en detrimento de otras aproximaciones más simples y ampliamente utilizadas en la literatura, como, por ejemplo, las tablas de contingencia. Cuando la matriz está configurada, se le pueden aplicar diversos indicadores para medir la movilidad, como el índice de inmovilidad, el de Bartholomew o el de Shorrocks, medidas que permiten la posterior comparación entre países.¹

Por último, se emplea una estimación lineal mediante una regresión mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), que ofrece algunas propiedades estadísticas muy atractivas que lo han llevado a ser uno de los métodos más aplicados en la literatura empírica. En dicha estimación, la variable dependiente son los años de educación de los hijos e hijas mientras que, como independientes, se introducen los años de educación de los padres y madres (en todos los casos en logaritmo y como diferencia de la media), así como la edad de todos ellos como variables de control.

Estos análisis se aplican sobre todas las personas que aparezcan como hijos de algún individuo de la muestra, que tengan una edad entre los 25 y 35 años y convivan en el mismo hogar que los padres. La edad límite inferior se especifica con el objetivo de asegurar que estas personas hayan tenido tiempo suficiente para acabar el ciclo educativo formal; el límite superior se es-

¹ Véase una aplicación de los mismos en Checchi et al. (1999).

tablece debido a que se pretende evaluar la movilidad entre el último grupo de edad que ha acabado el proceso de escolarización formal y la generación que le ha precedido.

3.2 Bases de datos

Utilizamos las bases de datos de hogares de seis países latinoamericanos: Argentina, Brasil, Chile, México, Perú y Venezuela. La unidad de análisis de cada una de ellas es el hogar, aunque resulta también correcta la utilización como unidad de análisis de las personas que residen en una vivienda familiar o en parte de ella. Las mismas han sido estandarizadas previamente por la División de Estadística y Proyecciones Económicas de la CEPAL, con el objeto de permitir la realización de análisis comparativos como el aquí presentado. Su utilización se efectúa con la autorización expresa de la CEPAL. En la tabla 1 se describe las bases de datos utilizadas, mencionando la cantidad de observaciones existentes en cada una de ellas.

En cuanto a las características básicas referidas a los diferentes sistemas de recogida de información, existe una gran similitud entre todas ellas. Se elaboran en base a un muestreo estratificado, de tipo geográfico. La selección se realiza en dos etapas: en la primera etapa, se eligen las unidades primarias

TABLA 1. Descripción de las bases de datos utilizadas

| País | Año | Nº obs. | Encuesta original |
|-------------|-----------------------|----------------|--|
| Argentina | Octubre de 1999 | 89.698 | Encuesta Permanente de Hogares |
| Brasil | Septiembre de 1999 | 352.393 | Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios |
| Chile | Noviembre de 1998 | 188.360 | Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional |
| México | III Trimestre de 1998 | 48.110 | Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares |
| Perú | IV Trimestre de 1999 | 17.240 | Encuesta Nac. de Hogares – Condiciones de Vida y Pobreza |
| Venezuela | II Semestre de 1999 | 77.507 | Encuesta de Hogares por Muestreo |

Fuente: CEPAL.

de muestreo o conglomerados. En el área urbana están constituidas por los sectores de empadronamiento censal y en el área rural como un conjunto de viviendas próximas. En la segunda etapa, se seleccionan las viviendas objeto de entrevista de cada encuesta. En cada conglomerado se seleccionan sectores censales y, dentro de cada uno, se eligen las viviendas a encuestar, mediante un minucioso proceso estadístico (incluye las viviendas deshabitadas y de uso temporal) que garantiza que los resultados obtenidos se puedan generalizar hacia el total de la población. En resumen, todas las bases de caracterizan por un esquema de muestreo probabilístico, con un diseño polietápico, estratificado y por conglomerados, donde la unidad última de selección es la vivienda y la unidad de observación es el hogar.

4. APROXIMACIÓN EMPÍRICA

4.1 Análisis de correlación

En esta primera aproximación a la movilidad educativa se presenta la correlación entre el nivel educativo, medido en años de escolarización, del padre/madre y el de los hijos, empleando las observaciones ponderadas con el objeto de que reflejen la situación real estimada (véase tabla 2).

Los resultados indican que en países como Brasil, México y Perú la movilidad entre madre e hijo/hija es superior a la de padre-hijo/hija. Estos resultados estarían fuertemente influenciados por el menor *stock* educativo observado en las madres de todos los países analizados, de forma que un incremento en la educación de los hijos genera una menor correlación. En Argentina, Chile y Venezuela no aparecen diferencias importantes originadas en el género de los progenitores. En cuanto a la relación entre padres e hijos/hijas se podrían conformar tres grupos de países: el de mayor movilidad

TABLA 2. Estudio de correlación para seis países latinoamericanos. 1998-1999

| | Argentina | Brasil | Chile | México | Perú | Venezuela |
|--------------------------------|-----------|--------|-------|--------|-------|-----------|
| Nivel educativo de hijos/hijas | | | | | | |
| Nivel educ. padre | 0,457 | 0,501 | 0,553 | 0,552 | 0,512 | 0,446 |
| Nivel educ. madre | 0,474 | 0,479 | 0,547 | 0,501 | 0,452 | 0,457 |

Fuente: elaboración propia a partir de las bases de datos de hogares.

lo integrarían Argentina y Venezuela con valores en torno al 0,45, seguidos de Brasil y Perú con valores cercanos a 0,51 y por último Chile y México con 0,55. En el caso de la relación madre-hijos/hijas, la mayor movilidad correspondería a Perú y Venezuela, seguidos de Argentina y Brasil y, finalmente, México y Chile. Los valores obtenidos superan, en general, a los obtenidos en los países desarrollados.

4.2. Análisis mediante las matrices de transición

Este análisis relaciona mediante dos matrices superpuestas, los diferentes niveles educativos del padre y la madre (los valores de este último caso, en negrita) con la probabilidad que tendrían los hijos/hijas de acabar el máximo nivel educativo (en este caso, la educación superior) sin distinción de sexo. En la tabla 3 se observa una tendencia muy significativa consistente en un incremento en las probabilidades de alcanzar este máximo nivel educativo por parte de los hijos/hijas ante un incremento en la educación de los padres/madres. En cuanto a la distinción en función del sexo de los progenitores, no existe una tendencia bien definida, si bien se observa que los padres con nivel educativo superior tienen una mayor influencia que las madres con igual nivel educativo, a excepción de Perú. Este resultado se contrapone con otros resultados obtenidos en países desarrollados como España, que in-

TABLA 3. Probabilidad de los hijos/hijas de acabar la educación superior

| | Argentina | Brasil | Chile | México | Perú | Venezuela |
|-----------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| < Pri Padre | 4,33 | 7,66 | 1,52 | 2,03 | 12,34 | 2,62 |
| < Pri Madre | 3,28 | 7,82 | 1,11 | 2,64 | 14,68 | 2,52 |
| Pri Padre | 11,45 | 16,60 | 5,99 | 13,49 | 30,61 | 12,71 |
| Pri Madre | 11,56 | 20,26 | 6,10 | 15,24 | 36,97 | 12,73 |
| Sec Padre | 28,28 | 36,61 | 23,94 | 26,56 | 46,63 | 29,00 |
| Sec Madre | 28,42 | 40,87 | 27,89 | 35,42 | 45,62 | 39,64 |
| Sup Padre | 47,17 | 73,37 | 56,23 | 58,74 | 64,57 | 54,04 |
| Sup Madre | 39,92 | 68,41 | 54,13 | 42,37 | 73,74 | n.s. |

Fuente: elaboración propia a partir de las bases de datos de hogares. Valores expresados en porcentaje. Este cuadro sólo expresa la columna de los estudios superiores de los hijos/hijas y es, por lo tanto, sólo una parte de las matrices finales obtenidas para cada uno de los países analizados.

dican que las mujeres son quienes más influyen en la probabilidad educativa de los hijos en este nivel. Como ejemplo de la interpretación de los resultados, considérese el caso de un hijo o hija en México: con un padre con el nivel superior acabado tendría una probabilidad del 58,74% de finalizar el nivel superior, mientras que ese porcentaje se reduciría al 42,37% en el caso de que sea la madre quien tuviese ese mismo nivel educativo.

Después de elaborar la matriz, se ha calculado el índice inmovilidad (véase tabla 4), definido como el cociente entre la suma de las probabilidades de la diagonal principal y la suma de la totalidad de las probabilidades de la matriz. Los resultados indican, en el caso de la relación madre-hijo/hija, una mayor movilidad educativa en Argentina, Brasil y México (con un índice de inmovilidad inferior). Para el caso de la relación padre-hijo/hija, Argentina y Perú encabezan el ranking de movilidad educativa. En la comparación internacional, si observamos los resultados para España se puede concluir que existe una baja movilidad relativa en la región estudiada².

TABLA 4. Índice de inmovilidad para los seis países latinoamericanos

| | | Argentina | Brasil | Chile | México | Perú | Venezuela |
|-----------------------|--------------|-----------|--------|-------|--------|------|-----------|
| Índice de inmovilidad | Padres-hijos | 0,36 | 0,39 | 0,40 | 0,39 | 0,35 | 0,40 |
| | Madres-hijos | 0,34 | 0,36 | 0,40 | 0,33 | 0,36 | n.s. |

n.s.: no significativo debido a las escasas observaciones.

4.3 Análisis de regresión

A continuación presentamos los resultados de una regresión MCO. Los mismos muestran la clara relación positiva existente entre la educación de los padres y el nivel educativo logrado por sus hijos (véase tabla 5). Además, este efecto se encuentra relacionado con el género, puesto que el impacto de la educación de las madres es mayor que el de los padres en los casos de Argentina, Brasil, Chile y México. Por el contrario, en Perú, son los padres los que tienen un mayor efecto sobre la educación de sus hijos, mientras que no

² Si bien no es totalmente comparable, para España tenemos dos trabajos que han calculado este indicador: Mediavilla y Calero (2006) con un índice de 0,18 para la relación padre – hijos/hijas y Sánchez (2004) cuyo índice es de 0,125.

TABLA 5. Análisis de regresión de la movilidad educativa
(Variable dependiente: años de educación de los hijos e hijas)

| | Argentina | Brasil | Chile | México | Perú | Venezuela |
|--|-------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|
| Años educación Padres | 0,175^a (0,027) | 0,155^a (0,011) | 0,167^a (0,019) | 0,155^a (0,028) | 0,204^a (0,066) | 0,220^a (0,054) |
| (Años educación Padres)² | 0,021^a (0,004) | 0,042^a (0,011) | 0,021^a (0,003) | 0,009 (0,007) | 0,017 (0,014) | 0,021^c (0,011) |
| Años educación Madres | 0,249^a (0,017) | 0,270^a (0,009) | 0,207^a (0,015) | 0,214^a (0,027) | 0,078^a (0,023) | 0,209^a (0,031) |
| (Años educación Madres)² | 0,032^a (0,004) | 0,030^a (0,010) | 0,026^a (0,003) | 0,040^a (0,009) | -0,001 (0,006) | 0,018^b (0,009) |
| Constante | 0,695 (0,841) | -0,125 (0,581) | -1,799^c (0,093) | -5,413 (3,945) | -0,561 (3,468) | -3,813 (2,602) |
| N | 3412 | 7319 | 9991 | 1716 | 767 | 3555 |
| Prob>B | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| R² ajustada | 0,126 | 0,188 | 0,095 | 0,111 | 0,124 | 0,113 |

^a Significativa al 1 %; ^b significativa al 5 %; ^c significativa al 10 %.

Las variables educativas están calculadas en logaritmos y como diferencia de la media. Edad de hijos y progenitores como variables de control. Errores estándar entre paréntesis.

se observan claras diferencias de género en Venezuela. La interpretación de los coeficientes indica que, por ejemplo para el caso de Brasil, un aumento de un 1% en los años de educación del padre incrementa los años de educación de los hijos, en promedio, en un 0,15%.

En el segundo análisis empleamos nuevamente una regresión lineal, siendo la variable dependiente la cantidad de años de escolarización de los hijos e hijas y, las independientes, la educación del padre y la madre (expresada en diferentes *dummies* que reflejan, en categorías, el nivel educativo alcanzado) y la edad de padres e hijos como variables de control (véase tabla 6). Estas *dummies* se construyen a partir de los diferentes niveles educativos disponibles en las bases de datos y que ya hemos utilizado para el análisis matricial precedente. Con el objeto de aprovechar toda la información disponible hemos empleado la metodología de Cohen et al. (2003) para el reemplazo de observaciones para las cuales no se cuenta con información.

TABLA 6. Análisis de regresión de la movilidad educativa
(Variable dependiente: años de educación de los hijos e hijas)

| | Argentina | Brasil | Chile | México | Perú | Venezuela |
|---------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| Analf/sin estudios Padre/Madre | <i>Variable de referencia</i> | | | | | |
| Primaria Padre | 0,026^a (0,190) | 0,015^a (0,159) | 0,612^a (0,136) | 2,113^a (0,268) | 2,505^a (0,376) | 1,983^a (0,229) |
| Secundaria Padre | 2,472^a (0,242) | 2,167^a (0,181) | 3,152^a (0,162) | 2,867^a (0,407) | 3,410^a (0,511) | 2,639^a (0,382) |
| Superior Padre | 3,556^a (0,339) | 3,642^a (0,241) | 5,038^a (0,256) | 4,881^a (0,605) | 3,904^a (0,699) | 4,044^a (0,911) |
| Primaria Madre | 1,153^a (0,186) | 1,392^a (0,241) | 1,832^a (0,130) | 1,616^a (0,268) | 1,391^a (0,391) | 2,461^a (0,217) |
| Secundaria Madre | 2,447^a (0,234) | 2,424^a (0,188) | 3,553^a (0,161) | 2,710^a (0,443) | 1,538^a (0,533) | 4,749^a (0,368) |
| Superior Madre | 2,924^a (0,349) | 3,234^a (0,281) | 4,449^a (0,297) | 3,048^a (0,964) | 2,434^a (0,820) | 4,576^a (1,570) |
| Edad Hijos | -0,330 (0,480) | 0,177 (0,357) | 0,496^c (0,268) | 0,111 (0,719) | -0,248 (1,088) | 0,123 (0,546) |
| Edad (Hijos)² | 0,005 (0,008) | -0,002 (0,006) | -0,010^b (0,004) | -0,003 (0,012) | -0,002 (0,018) | -0,002 (0,009) |
| Edad Padre | 0,188^c (0,110) | 0,160^a (0,061) | 0,093^b (0,047) | 0,192 (0,138) | 0,031 (0,164) | 0,115^c (0,0,69) |
| Edad (Padre)² | -0,001 (0,001) | -0,001^b (0,000) | -0,001^c (0,000) | -0,001 (0,001) | -0,000 (0,001) | -0,001 (0,001) |
| Edad Madre | 0,232^b (0,115) | 0,296^a (0,080) | 0,103^c (0,062) | 0,519^a (0,175) | 0,400^c (0,234) | 0,230^b (0,115) |

^a Significativa al 1 %; ^b significativa al 5 %; ^c significativa al 10 %.

Errores estándar entre paréntesis.

Los resultados indican que la educación de los progenitores influye en el logro educativo de los hijos, al resultar significativas todas las variables educativas referidas a los padres y madres, y que el grado de influencia se incrementa a medida que crece el nivel educativo de los mismos. Resulta importante destacar que en este análisis los coeficientes indican el impacto de los diferentes niveles educativos de los padres en la educación del hijo, tomando como grupo de referencia a los individuos analfabetos o sin estudios.

En relación a la interpretación de los resultados, ésta es directa, debido a que se utilizan los años de educación del individuo sin realizar ningún tratamiento previo. Como ejemplo, en el caso de Argentina un padre con estudios primarios acabados genera un incremento en la educación del hijo de 1,02 años en relación con un padre con estudios inferiores a la primaria. Este incremento llega a los 2,47 años para un padre con secundaria y la diferencia se amplía aún más si el padre ha acabado la educación superior, al aumentar la educación del hijo en 3,57 años en relación a otro hijo de un padre sin educación.

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha realizado una primera aproximación para la estimación de la movilidad educativa en América Latina a través de un estudio para seis países, aplicando las tres técnicas habitualmente utilizadas en la literatura analizada: la correlación bivariante, las matrices de transición y la regresión aplicando mínimos cuadrados ordinarios.

La conclusión más relevante de este trabajo consiste en la identificación, en los países analizados, de una clara relación positiva existente entre la educación de los padres y madres sobre el nivel educativo logrado por sus hijos. Esta relación, que señala la existencia de una baja movilidad educativa relativa, es más elevada que la descrita en otras regiones más desarrolladas. En particular, del análisis matricial conviene destacar otro aspecto relevante que indica que, en el caso de progenitores con nivel educativo superior, se observa una tendencia al incremento de las probabilidades de alcanzar este nivel educativo en la medida que crece el nivel educativo de los padres/madres. A su vez, se observa que la influencia del padre supera a la de la madre en cuanto a las probabilidades educativas de los hijos. Se trata de un resultado contradictorio con los obtenidos en otros países más desarrollados, incluida España. Por último, los resultados provenientes del análisis de regresión lineal confirman la importancia de la educación de los progenitores en las probabilidades educativas de sus hijos/hijas y en que su impacto es directamente proporcional al nivel educativo que poseen.

Los resultados obtenidos se han de interpretar dentro de un contexto de expansión de los sistemas educativos en Latinoamérica, que ha permitido la incorporación de alumnos cuyos padres, a su edad, habían quedado excluidos

del sistema educativo. Aún así estos resultados van en la línea de las corrientes teóricas que apuntan al sistema educativo como un reproductor de las diferencias sociales existentes, dificultando la movilidad social intergeneracional perseguida mediante diferentes políticas públicas.

Hasta qué punto se ve afectada la movilidad social que mencionamos en el párrafo anterior por los niveles limitados de movilidad educativa detectados en nuestro estudio dependerá esencialmente de la interrelación entre la movilidad educativa y la movilidad en el mercado de trabajo. Es posible, por ejemplo, que incluso en aquellos países donde se alcanzan elevados niveles de movilidad educativa la movilidad social final no sea elevada debido a restricciones impuestas por el mercado de trabajo. Esta relación compleja entre la movilidad educativa y las posibilidades de movilidad en el mercado de trabajo constituye, probablemente, uno de los ámbitos de investigación más atractivos (y necesarios) para los próximos años y, también, la línea natural de continuidad para el estudio que aquí hemos presentado.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AYALA, L. y SASTRE, M. (2002): La medición de la movilidad de ingresos: enfoques e indicadores, *Revista de Economía Pública*, 162, pp. 101-31.
- BEHRMAN, J. y ROSENZWEIG, M. (2002): Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation? *American Economic Review*, 92, pp. 323-34.
- BEHRMAN, J. y TAUBMAN, P. (1990): The Intergenerational Correlation between Children's Adult Earnings and their Parent's Income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics, *Review of Income and Wealth*, 36, pp. 115-27.
- BEHRMAN, J., GAVIRIA, A. y SZÉKELY, M. (2001): Intergenerational Mobility in Latin America, *Economía*, 2, pp. 1-44.
- BINDER, M. y WOODRUFF, C. (2002): Inequality and Intergenerational Mobility in Schooling: The case of Mexico, *Economic Development and Cultural Change*, 20, pp. 249-267.
- BJÖRKLUND, A. y JÄNTTI, M. (1997): Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States, *American Economic Review*, 87, pp. 1009-18.

- BLACK, S., DEVEREUX, P. y SALVANES, K. (2005): Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital. *American Economic Review*, 95, pp. 437-449.
- CALERO, J. y ESCARDÍBUL, J. O. (2005): Financiación y desigualdades en el sistema educativo y de formación profesional de España, en Navarro, V., *La situación social de España*, pp. 337-384 (Madrid, Biblioteca Nueva- Fundación Largo Caballero).
- CARABAÑA, J. (1999): *Dos estudios sobre movilidad intergeneracional* (Madrid, Fundación Argentaria-Visor).
- CHECCHI, D., ICHINO, A. y RUSTICHINI, A. (1999): More Equal But Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and in the US, *Journal of Public Economics*, 74, pp. 351-93.
- CHEVALIER, A., HARMON, C., O'SULLIVAN, V. y WALKER, I. (2005): The Impact of Parental Income and Education on the Schooling of their Children, *The Institute for Fiscal Studies*, WP05/05.
- COHEN, J., COHEN, P., WEST, S. y AIKEN, L. (2003): *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioural Sciences* (3rd ed.) (Hillsdale, NJ: Erlbaum).
- COMI, S. (2003): Intergenerational Mobility in Europe: Evidence from ECHP, *Working Papers del Dipartimento de Economia Politica e Aziendale*, Università degli Studi di Milano, 3.
- CORAK, M. y HEISZ, A. (1998): The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data, *Analytical Studies Branch*, Statistics Canada.
- DEARDEN, L., MACHIN, S. y REED, H. (1997): Intergenerational Mobility in Britain, *The Economic Journal*, 107, pp. 47-66.
- FORTIN, N. y LEFEBVRE, S. (1998): Intergenerational Income Mobility in Canada, en Miles C., *Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children's*, pp. 51-63 (Ottawa: Statistics Canada).
- LILLARD, L. y WILLIS, R. (1994): Intergenerational Educational Mobility. Effects of Family and State in Malaysia. *The Journal of Human Resources*, 29, pp. 1126-1166.
- LOPEZ, N. (2004): Educación y equidad. Algunos aportes desde la noción de educabilidad, *Documento del IIPE*, Instituto Internacional de Planeamiento Educativo.

- MEDIAVILLA, M. y CALERO, J. (2006): Movilidad educativa en España. Un análisis con datos del PHOGUE, *Investigaciones de Economía de la Educación*. Nº 1, pp. 25-34.
- ÖSTERBERG, T. (2000): Intergenerational Income Mobility in Sweden: What do Tax-Data Show?, *Review of Income and Wealth*, 46, pp. 421-36.
- PETERS, E. (1992): Patterns of Intergenerational Mobility in Income and Earnings, *The Review of Economics and Statistics*, 74, pp. 456-66.
- SÁNCHEZ, A. (2004): Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90), *Document de treball. Institut d'Economia de Barcelona*, 2004/1.
- SOLON, G. (1992): Intergenerational Income Mobility in the United States, *American Economic Review*, 82, pp. 393-408.
- TEDESCO, J. C. y LOPEZ, N. (2002): Desafíos a la educación secundaria en América Latina, *Revista de la CEPAL*, 76, pp. 55-69.

PROFESIOGRAFÍA

Mauro Mediavilla

Es Profesor Ayudante en el Departamento de Hacienda Pública y Economía Política de la Universidad de Barcelona, Licenciatura en Economía por la Universidad Nacional de Mar del Plata, Argentina (2000), Master en Finanzas Públicas por la Universidad Nacional de La Plata, Argentina (2001), Diploma de Estudios Avanzados por la Universidad de Barcelona (2004). Ha sido Consultor Académico en el Instituto Internacional para la Educación Superior en América Latina y el Caribe (UNESCO).

Forma parte del Grupo Interdisciplinar de Análisis de Política Educativa (GIPE), grupo consolidado de investigación y es miembro del equipo investigador que elabora el sistema de indicadores educativos de Alternativas en Educación (Fundación Alternativas). Miembro del Instituto de Economía de Barcelona (IEB) y de la Asociación de la Economía de la Educación (AEDE). Su área de especialización es la Economía de la Educación y en este campo ha publicado trabajos en diferentes temáticas como la Movilidad Intergeneracional Educativa, la Desigualdad Educativa y los Determinantes del Nivel Educativo.

Jorge Calero

Es Catedrático de Economía Aplicada de la Universidad de Barcelona. En la actualidad es presidente del Consejo Superior de Evaluación de Cataluña. Licenciado en Economía por la Universidad Autónoma de Barcelona (1986), Máster en Sociología de la educación por la Universidad de Londres (1987), Doctor en Economía por la Universidad Autónoma de Barcelona (1991). Obtuvo el I Premio Trías Fargas de tesis doctorales del Banco de España. Ha sido profesor invitado en las Universidades de Stanford (1991), Córdoba (Argentina) (1996) y Sao Paulo (Brasil) (2005), e invitado por la CEPAL (Santiago de Chile) (2003).

Ha sido miembro (en el grupo de expertos) del Consejo de Trabajo, Económico y Social de Cataluña (2005-2010). Ha sido Presidente de la Asociación de Economía de la Educación (2002-2004). Coordinador del GIPE, Grupo Interdisciplinar de Análisis de Política Educativa, grupo consolidado de investigación. Coordina el sistema de indicadores educativos de Alternativas en Educación (Fundación Alternativas). Miembro del Consejo Editorial del diario Público.

Datos de contacto: Av. Diagonal 690, Torre 4 Planta 2 (08034) Barcelona, Departamento de Economía Política y Hacienda Pública, Facultad de Economía y Empresa, Universidad de Barcelona, Telf.: (34) 93 402 18 16, Fax.: (34) 93 402 18 13. E-mail de contacto: mmediavilla@ub.edu

Fecha de recepción: 8 de septiembre de 2009

Fecha de revisión: 10 de octubre de 2009

Fecha de aceptación: 26 de octubre de 2009