

MOVILIDAD EDUCATIVA EN LATINOAMÉRICA. UN ESTUDIO PARA SEIS PAÍSES

MAURO MEDIAVILLA ^{*†}
JORGE CALERO

Universidad de Barcelona

ABSTRACT

El objetivo de este trabajo es calcular y comparar el grado de movilidad intergeneracional educativa existente en seis países latinoamericanos, con el objeto de conocer 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 los análisis hemos utilizado tres metodologías complementarias: el análisis de correlación, las matrices de transición mediante un análisis multivariante y la estimación lineal utilizando mínimos cuadrados ordinarios.

Se observa 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, por tanto, más reducida la movilidad educativa.

* Dirección postal: Av. Diagonal, 690, Torre 4, pl. 2ª. 08034. Barcelona. Tel: 93-4021816. Fax: 93-402-1813.
Dirección electrónica de contacto: mmediavilla@ub.edu

† Los autores han recibido apoyo por parte del Programa Nacional de I+D+I, dentro del Proyecto “Incidencia de la educación sobre la desigualdad económica en América latina”, referencia SEJ2004-01091/ECON.

1. INTRODUCCIÓN

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, ya que a largo plazo una mayor movilidad educativa incrementaría la igualdad de oportunidades, disminuyendo el grado de desigualdad social (Ayala y Sastre, 2002).

En cuanto a la situación de los diferentes sistemas educativos analizados, cabe indicar que durante la década de 1990 se llevaron a cabo intensas reformas orientadas, entre otras, 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. Además, 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. Un límite importante a la actividad “igualatoria” del sistema educativo (Tedesco y López, 2002) (López, 2004) viene dado, especialmente en algunos países latinoamericanos, por la existencia o no de condiciones de “educabilidad” (condiciones necesarias para que los alumnos puedan realizar el proceso de aprendizaje en la escuela).

En este marco hemos realizado este trabajo 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 con un apartado 2, donde se explican brevemente las aplicaciones empíricas ya realizadas, tanto para países desarrollados como para los referidos a Latinoamérica, un apartado tres donde se describe la metodología aplicada y se exponen los resultados obtenidos y, por último, un apartado cuarto donde se incorporan las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LAS APLICACIONES EMPÍRICAS REFERIDAS A LA MOVILIDAD EDUCATIVA

Para poder evaluar el grado de movilidad educativa de una sociedad los trabajos empíricos realizados hasta el momento han utilizados principalmente tres herramientas: la simple correlación entre el nivel educativo del padre y el hijo, las matrices de transición mediante una estimación de máxima verosimilitud y la regresión en sus diferentes modalidades. Un alto valor del coeficiente de correlación para el primer caso, o de los valores ubicados en la diagonal principal para el 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 bivalente podemos citar a Lillard y Willis (1994) para Malasia; Österberg (2000) para Suecia y en cuanto a España, encontramos el trabajo de Carabaña (1999) que estima una correlación de 0,42; Sánchez (2004) con un valor de 0,45; Calero y Escardíbul (2005) que estiman una correlación de 0,43 y; por último, Mediavilla y Calero (2006) que encuentran valores similares realizando la estimación diferenciando entre hijos e hijas. En cuanto a los estudios referidos a los países latinoamericanos, encontramos valores de los coeficientes de correlación más altos. Por ejemplo, el trabajo de Binder y Woodruff (2002), referido a México, donde se alcanza una correlación de 0,50 para la relación entre la educación de padres e hijos.

También han sido frecuentemente utilizadas las matrices de transición y, dentro de los casos presentes en la literatura, citaremos 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, para España, un estudio de Sánchez (2004) y el anteriormente citado de Mediavilla y Calero (2006).

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 MCO, MCO bietápico con variables instrumentales o las 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 ha utilizado la variable dicotómica con valor 1 si el hijo ha acabado 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 relación a los diferentes trabajos empíricos realizados, Comi (2003) realiza un análisis de movilidad educativa para algunos países europeos utilizando un modelo *probit* ordenado empleando como variable dependiente diferentes niveles educativos y como explicativas la educación del padre y la madre. Encuentra que en países como Alemania, España, Francia e Italia la educación del hijo está influida en mayor grado por la educación del padre, mientras que para la educación de la hija en los casos de España e Italia también es mayor la influencia del padre, pero para Alemania y Francia es la madre la que más influye. Para el caso de Noruega, Black et al. (2003) encuentran una mayor incidencia de la educación de la madre que de la educación del padre en un marco de alta movilidad educativa. A similar resultado llegan Behrman y Rosenzweig (2002) para Estados Unidos, y lo atribuyen al tiempo que pasa la madre con el hijo. En el caso de Malasia, Lillard y Willis (1994) aplican un *probit* ordenado separando a los hijos por género, detectando que la madre tiene una mayor influencia en las hijas, mientras que los padres la tienen sobre los hijos. Para España, Sánchez (2004) obtiene un coeficiente de 0,125, que indicaría una alta movilidad educativa entre padres e hijos, sin distinguir por sexos, utilizando una regresión de mínimos cuadrados ordinarios con datos de individuos mayores de 23 años.

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 utilizando 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 y, entre ellos, Brasil y Colombia presentan el grado más bajo, con un coeficiente de 0,70 para ambos.

3. ANÁLISIS EMPÍRICO

En el análisis de la movilidad educativa se emplearán las tres herramientas básicas mencionadas anteriormente: el estudio de correlaciones bivariadas, las matrices de transición y el análisis de regresión lineal, aplicando mínimos cuadrados ordinarios, utilizando las bases de datos de hogares de seis países latinoamericanos (ver descripción en el Anexo). Estas herramientas se aplican sobre todas las personas que aparecen como hijos, entre los 25 y 35 años de edad. La edad límite inferior se especifica con el objetivo de asegurar que estas personas hayan tenido tiempo suficiente para acabar con el ciclo educativo formal; el límite superior se establece debido a que se pretende evaluar la movilidad entre el último grupo de edad que ha acabado el proceso de escolarización formal y su antecesora.

3.1 Análisis de correlación

En esta primera aproximación a la movilidad educativa se presenta la correlación entre el nivel educativo, en años, del padre/madre y el de los hijos, empleando las observaciones ponderadas con el objeto de que reflejen la situación real estimada (véase cuadro 1).

CUADRO 1

ESTUDIO DE CORRELACIÓN PARA SEIS PAÍSES LATINOAMERICANOS. 1998-1999

	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MEXICO	PERU	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 facilitadas por la CEPAL.

Los resultados indican que en países como Brasil, México y Perú la movilidad madre-hijo es superior a la de padre-hijo, estos resultados estarían fuertemente influenciados por el menor stock educativo observado en las madres de todos los países analizados, que ante 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 padres. En cuanto a la relación entre padres e hijos se podrían conformar tres grupos de países: el de mayor movilidad 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, la mayor movilidad correspondería a Perú y Venezuela, seguidos de Argentina y Brasil y por último, México y Chile, en este orden.

Estos resultados son similares a los obtenidos en otros estudios similares y superan, en general, a los observados en los países desarrollados.

3.2. Análisis mediante 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).

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 y en detrimento de las tablas de contingencia (aproximación más simple). 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, índices que permiten la posterior comparación entre países.²

El cuadro 2 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 de acabar el máximo nivel educativo (en este caso, la Educación Superior) sin distinción de sexo. En el cuadro se observa una tendencia muy significativa que consiste en un incremento en las probabilidades de alcanzar este máximo nivel educativo por parte de los hijos 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 tan definida; si bien se observa que cuando el nivel educativo es el superior, sería el nivel educativo de los padres el que más influiría en todos los países a excepción de Perú. Este resultado se contrapone con otros resultados obtenidos en países desarrollados, como España, que indican que son las mujeres las que 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 caso de que sea la madre la que tuviese ese mismo nivel educativo.

Después de calcular la matriz, se ha elaborado el índice inmovilidad (véase cuadro 3), 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. En general y en comparación con España, por ejemplo, se observa una baja movilidad relativa³ siendo el aspecto más relevante la mayor movilidad educativa observada en la relación madre-hijo en Argentina, Brasil y México (con un índice de inmovilidad inferior) y luego Perú y Chile donde no hay diferencias significativas. Éste último presenta el menor grado de movilidad detectado, igualando a Venezuela para el caso de la relación padres-hijos.

² Véase una aplicación de los mismos en Checchi *et al.* (1999).

CUADRO 2

PROBABILIDAD DE LOS HIJOS DE ACABAR LA EDUCACIÓN SUPERIOR (EN %)

	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MEXICO	PERU	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.

Las filas suman el 100%. Este cuadro sólo expresa la columna de los estudios superiores de los hijos/hijas y es, por lo tanto, sólo un parte de las matrices finales obtenidas para cada uno de los países analizados.

Fuente: Elaboración propia a partir de las bases de datos de hogares facilitadas por la CEPAL.

CUADRO 3

ÍNDICE DE INMOVILIDAD PARA LOS SEIS PAÍSES LATINOAMERICANOS

		ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MEXICO	PERU	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.

Fuente: Elaboración propia a partir de las bases de datos de hogares facilitadas por la CEPAL

Índice de inmovilidad: cociente entre la sumatoria de las probabilidades sobre la diagonal principal y la sumatoria de las probabilidades de toda la matriz.

3.3 Análisis de regresión

Con la intención de efectuar una tercera aproximación al grado de movilidad educativa en América Latina realizamos una regresión MCO utilizando los años de educación de los hijos e hijas como variable dependiente y como independiente, en este caso, los años de educación de los padres y madres (en todos los casos en logaritmo y como diferencia de la media), con la edad de todos ellos como variables de control.

Los resultados de esta aproximación (véase cuadro 4) muestran la clara relación positiva que existe entre la educación de los padres y el nivel educativo logrado por sus hijos. 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 el caso de Argentina, Brasil, Chile y México, mientras que, en Perú, los padres inciden más, mientras que en Venezuela no se observan claras diferencias de género. La interpretación de los coeficientes indica que, por

³ Si bien no es totalmente comparable, para España tenemos dos trabajos que han calculado este indicador: Mediavilla y Calero (2006) con un índice de 0,179 para la relación padre-hijos y de 0,1812 para la relación madre-

ejemplo para el caso de Brasil, un incremento de un 1% en los años de educación del padre incrementa, en promedio, en un 0,15% los años de educación de los hijos.

CUADRO 4

ANÁLISIS DE REGRESIÓN DE LA MOVILIDAD EDUCATIVA. VARIABLE DEPENDIENTE: AÑOS DE EDUCACIÓN DE LOS HIJOS E HIJAS.

	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MEXICO	PERU	VENEZUELA
Años educación Pa- dres	0,175^a (0,027)	0,155^a (0,011)	0,167^a (0,019)	0,125^a (0,028)	0,204^a (0,066)	0,220^a (0,054)
(Años educación Pa- dres) 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 Ma- dres	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 Ma- dres) 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 (1,093)	-5,413 (3,945)	-0,561 (3,468)	-3,813 (2,602)
N	3412	7319	9991	1716	767	3555
Prob>F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
R ² Ajustada	0,126	0,188	0,095	0,111	0,124	0,113

Las variables educativas están calculadas en logaritmos y como diferencia de la media. Edad de hijos y padres como variables de control. Errores Standard entre paréntesis. ^a Significativa al 1 %; ^b significativa al 5 %; ^c significativa al 10 %.

En el segundo análisis empleamos nuevamente una regresión lineal, utilizando como variable dependiente la cantidad de años de escolarización de los hijos e hijas y entre las independientes, la educación del padre y la madre expresada en diferentes dummies que reflejan, en categorías, el nivel educativo alcanzado, con la edad de padres e hijos como variables de control. 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) sobre el reemplazo de observaciones para las cuales no se cuenta con información.

hijos y Sánchez (2004) con otro de 0,125.

CUADRO 5

ANÁLISIS DE REGRESIÓN DE LA MOVILIDAD EDUCATIVA. VARIABLE DEPENDIENTE: AÑOS DE EDUCACIÓN DE LOS HIJOS E HIJAS

	ARGENTINA	BRASIL	CHILE	MEXICO	PERU	VENEZUELA
ANALF / SIN ESTU- DIOS	<i>Variable de referencia</i>					
Padre/Madre						
PRIMARIA Padre	1,026^a (0,190)	1,015^a (0,159)	1,612^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)	3,401^a (0,511)	2,639^a (0,382)
SUPERIOR Padre	3,566^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 (0,553)	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 (0,069)
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)
Edad (Madre) ²	-0,002^c (0,001)	-0,002^a (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,005^a (0,001)	-0,003^c (0,002)	-0,002^c (0,001)
Constante	0,783 (7,290)	-8,080 (5,509)	-4,457 (4,097)	-14,11 (11,07)	1,974 (16,89)	-7,205 (8,372)
N	2088	4810	6728	1150	501	1872
Prob>F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
R ² Ajustada	0,248	0,241	0,307	0,299	0,260	0,221

Errores Standard entre paréntesis. ^a Significativa al 1 %; ^b significativa al 5 %; ^c significativa al 10 %.

Los resultados indican que la educación de los padres influye en el logro educativo de los hijos, al resultar significativas todas las variables educativas referidas a los padres y madres (véase cuadro 5) y que el grado de influencia se incrementa a medida que crece el nivel educativo de los padres. 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, pero teniendo como punto de referencia el nivel educativo de referencia, en este caso el inferior. Esto nos permite destacar que las mayores diferencias se observan entre los diferentes niveles educativos de los padres.

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 en la educación de los padres, un padre con estudio primarios acabados gene-

ra 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 incrementar la educación del hijo en 3,56 años en relación a otro hijo de un padre sin educación.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos intentado realizar una primera aproximación para la estimación de la movilidad educativa en América Latina con un estudio para seis países, aplicando las tres técnicas habitualmente utilizadas en la literatura analizada.

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.

Conviene destacar otro aspecto relevante, proveniente en este caso del análisis matricial: en el caso en que los padres tienen el nivel educativo superior, la influencia del padre supera a la madre en cuanto a las probabilidades educativas de los hijos, un resultado que no se da en otros países, incluida España.

Es importante tener en cuenta que estos resultados provienen de un contexto de masificación de los sistemas educativos en Latinoamérica, que ha permitido la incorporación de alumnos cuyos padres, a su edad, habían quedado excluidos.

5. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AYALA, L. y SASTRE, M. (2002): "La medición de la movilidad de ingresos: enfoques e indicadores". *Revista de Economía Pública*, Vol. 162, nº 3, pp. 101-31.
- BEHRMAN, J. y ROSENZWEIG, M. (2002): "Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation". *American Economic Review*, Vol. 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*, Vol. 36, nº 2, pp. 115-27.
- BEHRMAN, J., GAVIRIA, A. y Székely, M. (2001): "Intergenerational Mobility in Latin America". Research Department Working Paper, Inter-American Development Bank 452.
- BINDER, M. y WOODRUFF, C. (2002): "Inequality and Intergenerational Mobility in Schooling: The case of Mexico". *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 20, nº 2, pp. 249-267.
- BJÖRKLUND, A. y JÄNTTI, M. (1997): "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States". *American Economic Review*, Vol. 87, nº 5, pp. 1009-18.
- BLACK, S., DEVEREUX, P. y SALVANES, K. (2003): "Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital". Discussion Paper Series, IZA, Vol. 926. Bonn: Institute for the Study of Labor.

- CALERO, J. y ESCARDÍBUL, J. O. (2005): "Financiación y desigualdades en el sistema educativo y de formación profesional de España", en Navarro, V. (coord.): La situación social de España. Madrid, Biblioteca Nueva-Fundación Largo Caballero, pp. 337-384.
- CARABAÑA, J. (1999): Dos estudios sobre movilidad intergeneracional. Madrid: Fundación Argenteria-Visor.
- CHECCHI Et Al. (1999): "More Equal But Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and in the US". *Journal of Public Economics*, Vol. 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*, Vol. 107, pp. 47-66.
- FORTIN, N. y LEFEBVRE, S. (1998): "Intergenerational Income Mobility in Canada", en Statistics Canada Miles Corak ed.: Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children's.
- LILLARD, L. y WILLIS, R. (1994): "Intergenerational Educational Mobility. Effects of Family and State in Malaysia". *The Journal of Human Resources*, Vol. 29, nº 4, pp. 1126-66.
- LOPEZ, N. (2004): "Educación y equidad. Algunos aportes desde la noción de educabilidad", Documento del IPE, Instituto Internacional de Planeamiento Educativo.
- MEDIAVILLA, M. y CALERO, J. (2006): "Movilidad educativa en España. Un análisis con datos del PHOGUE", en Investigaciones de Economía de la Educación. Nº 1. Moreno Herrero, D y Sánchez Campillo, J. (coord.). Granada, Asociación de Economía de la Educación y Copicentro Granada S.L, pp. 25-34.
- ÖSTERBERG, T. (2000): "Intergenerational Income Mobility in Sweden: What do Tax-Data Show?" *Review of Income and Wealth*, Vol. 46, nº 4, pp. 421-36.
- PETERS, E. (1992): "Patterns of Intergenerational Mobility in Income and Earnings". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, nº 3, 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*, Vol. 82, pp. 393-408.
- TEDESCO, J. C. y LOPEZ, N. (2002): "Desafíos a la educación secundaria en América Latina". Revista de la CEPAL, Nº 76, pp. 55-69.

ANEXO

Descripción de las bases de datos utilizadas

País	Año	Encuesta original
Argentina	Octubre de 1999	Encuesta Permanente de Hogares
Brasil	Septiembre de 1999	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios
Chile	Noviembre de 1998	Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional
México	III Trimestre de 1999	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares
Perú	IV Trimestre de 1999	Encuesta Nac. de Hogares – Condiciones de Vida y Pobreza
Venezuela	II Semestre de 1999	Encuesta de Hogares por Muestreo

Estas bases de datos han sido estandarizadas previamente por la División de Estadística y Proyecciones Económicas de la CEPAL y su utilización se efectúa con la autorización expresa de la CEPAL.