

MOVILIDAD INTERGENERACIONAL EDUCATIVA.

ANÁLISIS DEL CASO BRASILEÑO*

Mauro Mediavilla Bordalejo[†]

Universidad de Barcelona

ABSTRACT

El objeto de calcular la movilidad radica en que se acepta que el grado de movilidad intergeneracional es un elemento importante para medir la posibilidad que tiene la población de modificar su estatus de ingresos o educativo en relación a la generación que le precede. En los últimos años se han realizado varios trabajos referidos al cálculo de la movilidad de ingresos y educativa enfocados principalmente a los países desarrollados, pero en cambio, existen pocos trabajos empíricos referidos a los países en vías de desarrollo.

Para la estimación se ha utilizado una función lineal y otra cuadrática, que relacionan tanto los años de educación como el máximo nivel educativo alcanzado, del jefe del hogar y de los hijos, utilizando micro-datos de Brasil, para 1999.

Los principales resultados muestran, en primer lugar, la relevancia de ambas variables en las dos funciones mencionadas para explicar la movilidad educativa, en segundo término, que existe una mayor movilidad en las hijas respecto a los hijos, en tercer lugar, se aprecia un comportamiento de deseconomías de escala en la educación, y por último, que las clases sociales agrarias tienen un nivel de movilidad inferior que las urbanas.

Palabras clave: educación, movilidad intergeneracional, Brasil

Clasificación JEL: I29; J62

* El autor ha 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 (investigador principal, Jorge Calero).

[†] El autor agradece los comentarios y sugerencias de Jorge Calero y Oriol Escardibul, sin que ello le exima de la total responsabilidad por posibles errores u omisiones.

1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años se han publicado varios trabajos referidos al cálculo de la movilidad de ingresos y educativa en los países desarrollados, no siendo este el caso para los países en vías de desarrollo, que presentan pocos trabajos empíricos realizados.

El objetivo de calcular la movilidad radica en que se acepta que el grado de movilidad intergeneracional es un elemento importante para medir la posibilidad que tiene la población para modificar su estatus de ingresos o educativo en relación a la generación que le precede. A mayor movilidad, se entiende que se incrementa la igualdad de oportunidades.

En cuanto a las aplicaciones empíricas realizadas para los diferentes países, por los que se refieren a países desarrollados encontramos la de Solon (1992) para Estados Unidos; Comi (2003) para Europa; Di Pietro y Urbin (2003) para Italia; Checchi (1998) para Italia, Alemania y Estados Unidos y; Björklund y Jäntti (1997) para Suecia. Por último, para el caso de España, Carabaña (1999 y 2004); Cantó (2000) y Sánchez (2004).

Para el caso de las economías en vías de desarrollo se encuentra el trabajo de Behrman et al. (2001) referido a varios países latinoamericanos, y para Brasil en particular dos estudios, uno de Ferreira y Veloso (2004) y otro de Andrade et al. (2004).

El presente trabajo se estructura con un apartado segundo donde se explica la metodología aplicada, en el tercero se analizan los datos utilizados, en el cuatro se realizan las estimaciones y por último, en el cinco, se plantean las principales conclusiones.

2. METODOLOGIA APLICADA

Existen diferentes metodologías aplicadas para determinar el grado de movilidad social y, dentro de ésta, la movilidad de salarios y educativa. Diferentes autores han intentado medir la movilidad social utilizando el nivel salarial, el estatus social o el nivel educativo.

En este trabajo se sigue el desarrollo expuesto por Solon (1992), que propone en su trabajo sobre Estados Unidos medir la movilidad mediante una regresión utilizando variables instrumentales y estima una ecuación de ingresos de los hijos (1) mediante MCO:

$$(1) \quad Y_{1i} = \beta * Y_{0i} + \varepsilon_i,$$

donde Y_{1i} es el ingreso permanente del hijo, Y_{0i} es el ingreso permanente del padre, ambos calculados como desvíos de sus medias correspondientes y ε_i es el término estocástico. La β es la elasticidad del salario del hijo con respecto al salario del padre e indica el grado de

persistencia intergeneracional, siendo la expresión $1 - \beta$ el grado de movilidad intergeneracional.

Para el caso de la movilidad educativa se utiliza la misma estructura funcional pero referida a las variables educativas (2):

$$(2) \quad E_{h,i} = \beta * E_{p,i} + \varphi_i,$$

aquí E representa los *años de escolaridad* de padres e hijos, medidos en logaritmos y como desviación de la medias respectivas.

En este trabajo a la idea de Solon se le ha agregado la propuesta de Andrade et al. (2004) de insertar una función cuadrática (3) que permitirá agregar información sobre la relación entre las variables y su influencia en el grado de movilidad educativa.

$$(3) \quad E_{h,i} = \beta_0 * E_{p,i} + \beta_1 * E_{p,i}^2 + v_i$$

En una estimación ulterior se clasifican a los hijos por el sexo y la clase social a la cual pertenecen para evaluar si ambas variables influyen, y en qué grado, en la movilidad educativa.

Otra manera de evaluar el grado de movilidad educativa es utilizando la variable “*último curso al que ha asistido la persona (UC)*”, en reemplazo de la variable años de escolaridad (4). Esta brinda una idea más cercana a la de logro educativo, que se interpreta mediante el máximo nivel alcanzado dentro de la escolaridad formal.

$$(4) \quad UC_{h,i} = \delta_0 * UC_{p,i} + \delta_1 * UC_{p,i}^2 + \rho_i$$

3. DATOS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Los datos con los que se ha realizado la estimación corresponden a 13.681 individuos en el caso de los *años de escolaridad* y de 4.246 para *último curso...*; todos ellos hijos que viven en el mismo hogar con el jefe de hogar. La muestra está realizada para Brasil, en septiembre de 1999, bajo la denominación *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicilios*¹.

¹ La base de datos utilizada ha sido estandarizada previamente por la División de Estadística y Proyecciones Económicas de la CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) y su utilización se efectúa con la autorización expresa de la CEPAL para el proyecto reseñado en la nota inicial.

El rango de edad escogido es entre los 25 y 35 años, para asegurar que, con la edad mínima los hijos hayan tenido tiempo de terminar sus estudios superiores, y con la máxima evitar que algunos hijos aparezcan en realidad como jefes de hogares. En el cuadro 3.1 se observan los datos descriptivos más relevantes.

Cuadro 3.1. Análisis descriptivo. Variable: Años de escolaridad. Brasil, 1999.

		Media	Desv. Estándar
Jefe de hogar (padre ó madre)	Años de escolaridad	4,36	3,96
	Edad	59,69	8,52
	Nº Obs.	13.681	
Hijos	Años de escolaridad	7,43	4,26
	Edad	28,80	3,06
	Nº Obs.	7.505	
Hijas	Años de escolaridad	8,94	4,20
	Edad	28,99	3,12
	Nº Obs.	6.176	

Fuente: Elaboración Propia.

Dentro de los comentarios que se pueden realizar a los datos presentados, es importante destacar, en primer lugar, la diferencia entre los años de escolaridad de los hijos y los jefes del hogar (padre ó madre) que superan los tres años de media y, en segundo término, que las hijas superan a los hijos en años de escolaridad (8,94 y 7,43 años, respectivamente).

En cuanto a la variable UC, comentar que en Brasil existe: la educación básica, formada por la educación infantil (0-6 años); la educación fundamental (7-14 años) y la educación media (15-17 años). Además, la educación superior; la educación de jóvenes y adultos (EJA), dedicada a captar personas no escolarizadas, en general analfabetas o con bajos niveles educativos y; la educación profesional (un simil con la Formación Profesional de grado medio, en el sistema educativo español)², que se puede realizar conjuntamente con la educación media o luego de acabarla.

El cuadro 3.3 plantea una tabla de contingencia con la variable UC y su relación entre hijos y jefes de familia. Se realiza una diferenciación desde las personas que no han acabado la educación primaria (fundamental), hasta las que tienen estudios que superan el nivel superior. Se considera aparte los egresados de EJA por las especificidades de este tipo de enseñanza relacionados a sus objetivos básicos de escolarización.

² Más información, véase: Constitución de Brasil de 1988 (CF 88) y la enmienda del 12/09/1996; la “Lei de Diretrizes e Bases da Educação Nacional (Lei Federal Nº 9.394, 20 de dezembro de 1996)” y; Portela de Olivera y Adrião (2002).

Cuadro 3.3. Tabla de Contingencia. Variable: Último curso asistido. Brasil, 1999.

		UCj					EJA	Totales	
		< Fund.	Fundamental	Media	Superior	> Sup.			
UC _i	< Fundamental	10	1	0	0	0	1	12	0,28 %
	Fundamental	1531	242	70	9	0	116	1968	46,35 %
	Media	1073	370	246	56	3	33	1781	41,95 %
	Superior	168	67	126	96	9	2	468	11,02 %
	> Superior	3	1	0	7	1	0	12	0,28 %
	EJA	4	0	0	0	0	1	5	0,12 %
	Totales	2789	681	442	168	13	153	4246	
		65,68 %	16,04 %	10,41 %	3,96 %	0,31 %	3,60 %		

Fuente: Elaboración propia.

En estos datos muestrales se observa que el 66 % de los jefes de hogar no tenían la educación básica acabada y, en cambio, ese nivel era superado casi sin excepciones por los hijos que en un 46 % habían aprobado la educación primaria y un 42 % la secundaria, mostrando un incremento en el grado educativo logrado por la población entre una generación y otra.

Otro enfoque posible sobre la movilidad educativa es su relación con las diferentes clases sociales de los hijos. En esta comunicación se utiliza una división de clases a partir de la tipología propuesta por Erikson, Goldthorpe y Portocarero (1979), siendo los grupos sociales considerados son los siguientes:

1. *Clase I. Profesionales:* incluye a los trabajadores que se definen como profesionales y administradores cualificados, gerentes de empresa, propietarios de grandes empresas, técnicos superiores y supervisores de trabajadores no manuales, en actividades no agrícolas.
2. *Clase II. Intermedia, no manual, rutinaria:* empleados en trabajos rutinarios no manuales de cualquier tipo, tales como administración, comercio, ventas y otros servicios, que no pertenecen al sector agrícola.
3. *Clase III. Pequeños propietarios:* pequeños propietarios y artesanos, con y sin empleados, en actividades no agrícolas.
4. *Clase IV. Manual cualificada:* técnicos de grado inferior, supervisores de trabajadores manuales y trabajadores manuales cualificados, no vinculados con actividades agrícolas.
5. *Clase V. Manual no cualificada:* trabajadores manuales semi-cualificados y no cualificados en actividades no agrícolas.

6. Clase VI. Propietarios agrarios y ganaderos: granjeros, pequeños propietarios agrícolas y autoempleados en el sector agrícola.
7. Clase VII. Trabajadores agrarios: agricultores y otros trabajadores en el sector agrícola.

Un análisis descriptivo de las clases sociales propuestas se ve reflejado en el cuadro 3.2. El dato relevante que se puede extraer es que en la medida que se pasa de la clase I hasta la clase VII, que por las agrupaciones realizadas implica una ordenación de mayores a menores ingresos, se observa una disminución en los años de escolaridad, tanto del jefe del hogar como de sus hijos, teniendo en cuenta que las dos últimas pertenecen al sector agrario. Es importante señalar que sólo se trabaja con los datos individuales de los hijos a los cuales fue posible asignarle una clase social, un total de 6.961 que representan el 51 % de la muestra total. Esto significa que las estimaciones se realizarán excluyendo a los hijos en paro o inactivos que podría suponer un sesgo hacia la sobrevaloración de la movilidad.

Cuadro 3.2. Análisis descriptivo por clases sociales de los hijos. Brasil, 1999.

Clases sociales	Valores medios de los años de escolaridad		Nº Observaciones	
	Hijos	Jefe del hogar		
Urbanas	I	12,11	11,90	415
	II	10,02	7,69	616
	III	9,52	5,21	2076
	IV	8,49	4,22	758
	V	7,23	3,27	1004
Agrarias	VI	5,25	2,35	1298
	VII	5,18	2,10	794

Fuente: Elaboración propia.

4. MOVILIDAD INTERGENERACIONAL EDUCATIVA

4.1. Estimación lineal y cuadrática

Para intentar mensurar el grado de movilidad educativa en Brasil, en primer lugar se ha calculado el coeficiente de correlación entre los años de educación del jefe del hogar y de los hijos, para la muestra escogida. Este indicador proporciona una primera aproximación sobre los niveles de movilidad intergeneracional educativa, siendo los mayores valores los que se producen en aquellas sociedades en las que los niveles educativos de los progenitores inciden de manera más acusada sobre los niveles educativos alcanzados por los hijos, denotando un menor

grado de movilidad. El resultado es de 0,53, indicando una fuerte dependencia de la educación de los hijos a la de sus padres. Este resultado se puede comparar con el calculado por Calero et al. (2005) para España que muestra una dependencia sensiblemente inferior, de 0,43.

En segundo término se han realizado las estimaciones de las ecuaciones planteadas anteriormente mediante MCO y sus resultados se presentan en el cuadro 4.1.

Cuadro 4.1. Movilidad intergeneracional educativa. Variable: Años de escolaridad. Brasil, 1999.

	β_0	β_1
Total	0,418	
	(65,206)**	
	0,421	-0,04684
	(64,680)**	(-2,536)**
Hijos	0,464	
	(52,690)**	
	0,467	-0,05431
	(52,414)**	(-2,142)*
Hijas	0,352	
	(39,076)**	
	0,354	-0,02782
	(38,526)**	(-1,072)

Estadístico t entre paréntesis: ** Significativo al 99%; * Significativo al 97,5%.

Los principales resultados reflejan que tanto el modelo lineal como el cuadrático resultan aplicables a la movilidad educativa en Brasil, para el año 1999. En el caso de la estimación con el total de la muestra el β_0 resulta altamente significativo y con un valor de 0,418 y 0,421 para la ecuación lineal y cuadrática, respectivamente. En el segundo caso el β_1 con un valor negativo, -0,047, reflejaría un comportamiento de deseconomías de escala en la educación, que implica que un incremento en los años de educación del jefe del hogar no tiene siempre los mismos efectos en la educación de sus hijos, siendo mucho más intenso para los que parten con inferior nivel de escolaridad. Para el caso de las estimaciones por sexo de los hijos, el β_0 continúa siendo significativo, tanto para los hijos como para las hijas, pero denotando un mayor grado de movilidad en las mujeres ($1-0,352 = 0,646$) que los hombres ($1-0,464 = 0,533$). En cuanto al coeficiente cuadrático, en los hijos resulta significativo, con un valor de -0,054, no ocurriendo lo mismo para las mujeres.

El cuadro 4.2 refleja los resultados de idénticas ecuaciones pero utilizando la variable *último curso alcanzado*. Aquí también los coeficientes resultan significativos en su versión lineal y cuadrática, lo que reafirma la idea de deseconomías de escala en la educación, no detectándose en este caso diferencias de género.

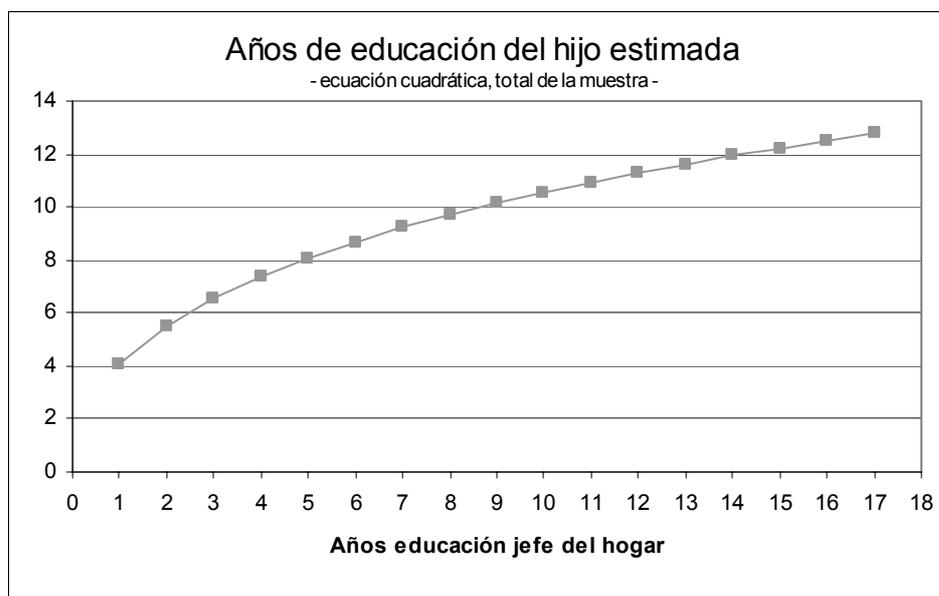
Cuadro 4.2. Movilidad intergeneracional educativa. Variable: Último curso alcanzado. Brasil, 1999.

	δ_0	δ_1
Total	0,053	
	(16,555)**	
	0,085	-0,126
	(12,316)**	(-5,195)**
Hijos	0,052	
	(10,995)**	
	0,083	-0,130
	(8,579)**	(-3,663)**
Hijas	0,053	
	(12,724)**	
	0,077	-0,105
	(9,284)**	(-3,362)**

Estadístico t entre paréntesis: * Significativo al 99%.

Con el objeto de visualizar el efecto de la deseconomía de escala educativa se plantea el gráfico 4.1 donde se puede observar la relación entre años de educación del jefe de hogar y su influencia en los años de educación de los hijos, utilizando los coeficientes de la regresión referida a la totalidad de la muestra, en su versión cuadrática ($\beta_0 = 0,421$ y $\beta_1 = -0,04684$).

Gráfico 4.1. Años de educación del hijo estimada.



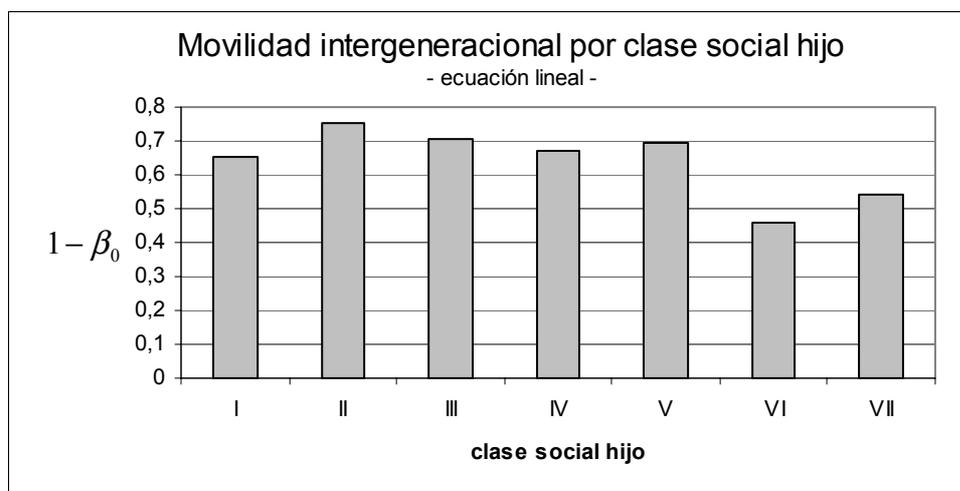
4.2. Estimación por clase social

Se ha realizado una primera aproximación a este tema estimando β_0 y β_1 para las diferentes clases sociales, siendo los resultados los expuestos en el cuadro 4.3.

La observación de los resultados indica que al desagregar la muestra por clases sociales, el β_0 resulta significativo para todos los grupos sociales, señalando la existencia de una relación lineal entre la educación del jefe del hogar y la de sus hijos. En cuanto a la relación cuadrática sólo resulta significativa y con signo positivo para las clases I y II, y significativa con signo negativo en la clase IV, no resultando tan claro su impacto como en las estimaciones anteriores.

Teniendo en cuenta el coeficiente β_0 , resultante de las estimaciones, se observa una movilidad educativa similar entre las clases I a V, siendo las clases VI y VII, relacionadas con la actividad agraria, las que presentan una movilidad inferior. Esta relación se puede observar con mayor claridad en el gráfico 4.2.

Gráfico 4.2. Movilidad intergeneracional por clase social de los hijos.



Cuadro 4.3. Movilidad intergeneracional por clase social del hijo.

Clase social del hijo	β_0	β_1
I	0,349	
	(8,794)**	
II	0,114	0,396
	(1,536)	(3,735)**
III	0,248	
	(9,189)**	
IV	0,185	0,203
	(5,291)**	(2,808)**
V	0,296	
	(19,772)**	
VI	0,297	-0,0076
	(18,727)**	(-0.190)
VII	0,332	
	(11,290)**	
I	0,331	-0,247
	(11,314)**	(-2,918)**
II	0,308	
	(10,993)**	
III	0,315	0,0561
	(10,310)**	(0,571)
IV	0,544	
	(17,976)**	
V	0,565	0,105
	(15,514)**	(1,020)
VI	0,456	
	(10,666)**	
VII	0,406	-0,216
	(7,552)**	(-1,498)

Estadístico t entre paréntesis: ** Significativo al 99%; * Significativo al 95%.

5. CONCLUSIONES

El objetivo del trabajo fue calcular la movilidad educativa en Brasil, debido a sus implicaciones en relación a la igualdad de oportunidades entre generaciones. Para ello se estructuró una función lineal sobre la base del trabajo de Solon (1992) con el agregado cuadrático de Andrade et al. (2004).

En cuanto al análisis descriptivo de los datos es importante destacar, en primer lugar, la diferencia entre los años de escolaridad de los hijos y los jefes del hogar (padre ó madre) que superan los tres años de media y, en segundo término, que las hijas superan a los hijos en años de escolaridad (8,94 y 7,43 años, respectivamente). La diferencia educativa entre las dos generaciones también se observa en la variable de logro educativo (UC). En cuanto al análisis de la muestra por clases sociales la observación permite concluir que en la medida que se pasa de la clase I hasta la clase VII, que por las agrupaciones realizadas implica de manera general una caída en los ingresos, se observa una disminución en los años de escolaridad, tanto del jefe del hogar como de sus hijos.

En referencia a la estimación de la movilidad intergeneracional educativa, los principales resultados reflejan que tanto el modelo lineal como el cuadrático resultan aplicables a la movilidad educativa en Brasil. Los coeficientes resultan altamente significativos para las dos variables analizadas, y el hecho de que el componente cuadrático resulte con signo negativo reflejaría un comportamiento de deseconomías de escala en la educación.

En cuanto a la estimación de la movilidad educativa según la clase social de los hijos, esta primera aproximación permitiría afirmar que existe una movilidad educativa similar entre las clases I a V, siendo las clases VI y VII, referidas al sector agrario, las que presentan una movilidad inferior.

6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANDRADE, E., FERREIRA, S., MADALOZZO, R. y VELOSO, F. (2004): "Do borrowing constraints decrease intergeneracional mobility? Evidence from Brazil". Universidade de Brasilia, Seminários acadêmicos.
- BEHRMAN, J., GAVIRIA, A. y SZÉKELY, M. (2001): "Intergeneracional Mobility in Latin American". *Working paper* 452. Inter-American Development Bank.
- BJÖRKLUND, A. y JÄNTTI, M. (1997): "Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States". *American Economic Review*, Vol. 87, nº5, pp. 1009-1018.

- CALERO, J., ESCARDIBUL, J. (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.
- CANTÓ, O. (2000): “Income mobility in Spain: How much in there?”. *Review of Income and Wealth*, Vol. 46, nº 1, pp. 85-102.
- CARABAÑA, J. (1999): “Dos Estudios sobre movilidad intergeneracional”. Colección Igualdad. Vol. XV. Argenteria – Visor (dis), Madrid.
- CARABAÑA, J. (2004): “Educación y movilidad social”. En: Navarro, V. (coord.): *El Estado de Bienestar en España*. Cap. 8, pp. 209-237. Tecnos – UPF, Madrid.
- COMI, S. (2003): “Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP”. Università degli Studi di Milano, *Working paper* 03/2003.
- CHECCHI, D. (1998): “Education and intergenerational mobility in occupations: a comparative study”. *American Journal of Economics and Sociology*, Vol. 56, nº 3, pp. 331-351.
- DI PIETRO, G. y URWIN, P. (2003): “Intergenerational mobility and occupational status in Italy”. *Applied Economics Letters*, Vol. 10, nº12, pp. 793-797.
- ERIKSON, R., GOLDTHORPE, J. y PORTOCARERO, L. (1979) “Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden.” *British Journal of Sociology*, Vol. 30, nº4, pp. 415-441.
- FERREIRA, S. y VELOSO, F. (2004): “Intergeneracional mobility of wages in Brazil”. University of California, Berkeley, *Working paper*, noviembre 17, 2004.
- PORTELA DE OLIVEIRA, R. y ADRIÃO, T. (Orgs.) (2002): “Organização do ensino no Brasil”. Coleção legislação e política educacional; v.2. São Paulo. Xamã.
- SANCHÉZ, A. (2004): “Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)”. *Institut d’Economia de Barcelona. Document de treball* 2004/1. Barcelona: I.E.B.
- SOLON, G. (1992): “Intergenerational Income Mobility in the United States”. *American Economic Review*, Vol. 82, nº 3, pp. 393-408.