



Document de treball 2004/1:

**Movilidad intergeneracional de ingresos
y educativa en España (1980-90)**

Adriana Sánchez Hugalde

Institut d'Economia de Barcelona
Edifici Florensa
Adolf Florensa, s/n
08028 Barcelona
Tel.: 93 403 46 46
Fax: 93 402 18 13
E-mail: ieb@pcb.ub.es
<http://www.pcb.ub.es/ieb>

MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE INGRESOS Y EDUCATIVA EN ESPAÑA (1980-90)^a

Adriana Sánchez Hugalde^{b,c}

RESUMEN: Este trabajo cuantifica, en primer lugar, la movilidad intergeneracional de ingresos en España para los años 1980 y 1990. Dicha movilidad se interpreta como la correlación de la transmisión de ingresos de una generación a la siguiente. Los resultados muestran que la movilidad de ingresos incrementó durante la década del 1980. Este aumento de la movilidad no fue homogéneo para hombres y mujeres ni tampoco igual según la zona de residencia del individuo. En segundo lugar, se cuantifica la movilidad intergeneracional educativa, es decir, el grado de transmisión de educación de padres a hijos para el año 1990. Se observa que hay poca dependencia de la educación entre generaciones. Finalmente, se observan que las dos medidas de movilidad intergeneracional -la de ingresos y la educativa- no se pueden considerar iguales.

Palabras clave: Movilidad intergeneracional de ingresos, movilidad intergeneracional educativa.

Clasificación JEL: J620, I290.

ABSTRACT: This paper quantifies, first, the intergenerational income mobility for Spain in 1980 and 1990. Mobility is defined as the correlation of the income transmission from one generation to another. The results show an increase of income mobility during the 80` decade. This increase is not homogeneous for men and women neither for the place the individuals live. Second, it quantifies the intergenerational educational mobility, that is, the rate of the transmission of schooling between parents and sons/daughters in 1990. The results show a low dependence of schooling between generations. Finally, the two intergenerational mobility measures -income and education- cannot be considered equal.

Keywords: Intergenerational income mobility, intergenerational education mobility.

JEL Classification: J620, I290.

^a Cualquier comentario será bienvenido. Las opiniones expresadas en este trabajo no expresan necesariamente la opinión del IEB.

^b La autora agradece los comentarios de Albert Solé Ollé, Javier Salinas y otros participantes en el XI Encuentro de Economía Pública celebrado en Barcelona en Febrero de 2004. En cualquier caso, los posibles errores son responsabilidad exclusiva de la autora.

^c Correspondencia con la autora:

A. Sánchez: asanchez@pcb.ub.es

Dep. d'Economía Política, Hisenda Pública i Dret Financer i Tributari

Facultat de Ciències Econòmiques Universitat de Barcelona

Avda. Diagonal, 690, Torre 4, 2a Planta - 08034 Barcelona

Tel: 93 402 18 12 - Fax: 93 402 18 13

1. Introducción

Desde hace relativamente poco tiempo, los economistas han mostrado interés en conocer y explicar la persistencia de la riqueza de las familias a través de las generaciones o en otras palabras, en investigar el grado de movilidad social intergeneracional existente. Concretamente, nos referimos con movilidad social intergeneracional al cambio de escala o *status* del hijo con respecto a los padres. La literatura ha utilizado diferentes variables *proxies* del *status* como, por ejemplo, los ingresos, el nivel educativo y la ocupación de los individuos. Las diferentes *proxies*, pues, implican diferentes conceptos de movilidad intergeneracional social. Por ejemplo, la movilidad intergeneracional de ingresos nos indica el grado en el cual el nivel económico es transmitido de una generación a la siguiente. Por su parte, la movilidad educativa nos indica el grado de correlación de la escolarización entre padres e hijos. El propósito del presente trabajo es cuantificar la movilidad intergeneracional social a través de los ingresos y de la educación de los individuos en España y estudiar su evolución desde 1980 a 1990.

El interés del estudio de la movilidad intergeneracional radica en que la desigualdad de los ingresos transmitida entre generaciones viola la igualdad de oportunidades de los individuos. Con el término igualdad de oportunidades nos estamos refiriendo a que individuos provenientes de familias de diferentes niveles de ingresos tengan las mismas opciones para invertir en capital humano y para obtener unos ingresos semejantes. Es comúnmente aceptado que el grado de movilidad intergeneracional es un importante indicador de la salud y éxito de una sociedad y que la igualdad de oportunidades es una característica deseable para la sociedad. (Behrman y Taubman, 1990).

Las políticas públicas juegan un papel importante para promover la igualdad de oportunidades. Las políticas que más directamente pueden afectar a la igualdad de oportunidades son las educativas. Algunos autores (Dutta, Sefton y Weale, 1999) sugieren que uno de los más importantes argumentos políticos en la intervención del estado en la provisión de educación es la igualdad intra y entre las generaciones. Esta afirmación se basa en la impresión generalmente aceptada de que el pobre permanece pobre porque no tiene acceso a la cantidad y calidad de la educación disponible para los ricos. Sin embargo, las políticas a aplicar cuando se está analizando la movilidad

intergeneracional de ingresos serán más complejas y, obviamente, diferentes de las que se seguirían cuando tratamos la movilidad intergeneracional educativa.

En España el estudio de la movilidad intergeneracional ha sido abordado principalmente por sociólogos. Entre los estudios realizados destaca un trabajo de Carabaña (1999) que se centra en el análisis de la movilidad ocupacional. Este autor utiliza un *ranking* de prestigio ocupacional. El prestigio profesional se basa en un indicador general que permite comparar entre sí las diversas profesiones de acuerdo con un conjunto de sus propiedades socialmente relevantes (como la limpieza, dificultad, peligrosidad de la ocupación y los ingresos ocupacionales). El principal problema de este *ranking* es que aunque no hay duda de que esté correlacionado con los ingresos, también existen otros criterios que entran en su construcción. Por ejemplo, existen variaciones considerables en los ingresos dentro de cada categoría ocupacional. Más aún, existen problemas derivados del cambio de la estructura ocupacional a través de las generaciones (Atkinson, 1981). Por esta razón, siempre será preferible utilizar datos directos de ingresos para medir el *status* de las generaciones, obviamente en caso de que se pueda disponer de ellas.

Por otra parte, existe un gran interés académico por el tema de la distribución de la renta y de la desigualdad en España. Entre los estudios que conforman una amplia literatura existente sobre el tema podemos citar, por ejemplo, a Goerlich y Mas (2001) y Ríos-Rull (2002) entre otros. Sin embargo, pocos autores se han centrado hasta el momento en la movilidad. Dentro de este grupo de trabajos podemos citar a Cantó (2000), Prieto-Rodríguez y Salas (2002) y Ayala y Sastre (2002). Todos estos trabajos se centran en la movilidad intrageneracional, es decir, en el análisis de la probabilidad que un mismo individuo pueda cambiar sus niveles de renta durante su vida. Cantó (2000) estima la movilidad intrageneracional en España para el período 1985-92 llegando a la conclusión que el grado de movilidad intrageneracional es alto, puesto que aproximadamente el 60% de los cabezas de familia cambian de decila (de ingresos) de un año a otro y observa una tendencia alcista de la movilidad intrageneracional durante el período analizado. Prieto-Rodríguez y Salas (2002) han estudiado la relación entre la desigualdad económica y la movilidad intrageneracional tanto teórica como empíricamente. Por su lado, Ayala y Sastre (2002) revisan la literatura sobre la movilidad de ingresos y los diferentes indicadores disponibles para su medición.

Según nuestro parecer, el estudio de la movilidad intergeneracional complementa los estudios de desigualdad de la renta y de la movilidad intrageneracional. Por una parte, mientras el estudio de la desigualdad de rentas entre individuos nos puede informar sobre el grado de desigualdad en la distribución de la renta en un estado o región, el estudio de la movilidad intergeneracional nos dice quienes (y hasta qué punto) han cambiado de nivel socioeconómico con respecto a sus padres. Por otra parte, la diferencia de los estudios de movilidad intra e intergeneracional se basa en que la primera estudia los cambios en los ingresos año a año de los individuos a través del ciclo vital mientras que la segunda analiza la correlación de la renta permanente entre padres e hijos.

En España no se han realizado estudios que intenten cuantificar la movilidad intergeneracional de ingresos ni tampoco la movilidad intergeneracional educativa. Esto es debido, principalmente, a la falta de datos socioeconómicos longitudinales, ya que en la mayoría de los estudios empíricos se utilizan bases de datos de este tipo. No obstante, existen algunos estudios para otros países recientes que utilizan datos no longitudinales. Este es el caso, por ejemplo, de Behrman, Gaviria y Székely (2001) que estiman la movilidad intergeneracional para diversos países de Latinoamérica, y de Maurin (2002) que analiza el efecto de los ingresos del padre sobre los niveles educativos de los hijos en Francia.

En el presente trabajo se estima la movilidad intergeneracional tanto de ingresos como educativa con ecuaciones de regresión a la media (Solon, 1992; Zimmerman, 1992; Behrman y Taubman, 1990; Atkinson, 1981) y matrices de transición (Atkinson, 1981; Zimmerman, 1992; Johnson, 2002; Bratber, Nilsen y Vaage, 2003) utilizando datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de los años 1980 y 1990. La selección de los datos y el método econométrico utilizado permiten corregir en gran medida los sesgos del modelo derivados de los errores de medida de los ingresos y los sesgos existentes en la base de datos utilizada. Los resultados muestran que la correlación de ingresos entre padres e hijos en España es parecida a la de otros países y que en el transcurso de 10 años (1980-90) la sociedad española ha experimentado un incremento en la movilidad de ingresos. Con respecto a la movilidad intergeneracional educativa, las estimaciones muestran una dependencia de la escolaridad del hijo con respecto al padre en España similar a las estimadas para distintos países europeos.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la próxima sección presentamos una revisión de la literatura sobre la movilidad social intergeneracional. En la tercera sección exponemos los modelos empíricos utilizados para estimar la movilidad intergeneracional de ingresos y la educativa en España durante el periodo 1980-91. Continuamos en la siguiente sección con la descripción de los datos utilizados. En la quinta sección presentamos los resultados empíricos obtenidos. Finalmente, en la última sección presentamos las principales conclusiones del trabajo.

2. Revisión de la literatura

Los distintos trabajos existentes en la literatura sobre la movilidad intergeneracional tienen por objeto conocer el grado de movilidad en un cierto país o región. Es decir, pretenden medir el grado de correlación entre los ingresos -o de otra variable representativa del *status* económico- de dos generaciones sucesivas. Podemos destacar como antecedentes de este tipo de trabajos los estudios de Atkinson (1981) para Gran Bretaña y Becker y Tomes (1986) para Estados Unidos. En la tabla 1 presentamos otros trabajos más recientes y para diferentes países.

Estos trabajos utilizan principalmente dos metodologías distintas para la estimación de la movilidad intergeneracional de ingresos. La primera de ellas es el método de regresión a la media. Este método ha sido utilizado por autores como Atkinson (1981), Solon (1992) y Zimmerman (1992), y consiste en realizar una regresión en la que los ingresos permanentes de los hijos son la variable dependiente y los ingresos permanentes de los padres, la variable explicativa. Dado que los ingresos anuales no reflejan correctamente los ingresos permanentes, Solon (1992) propone la utilización del método de variables instrumentales empleando la variable *años educativos* del padre como instrumento. Otros autores, como Fortin y Lefbvre (1998) y Checchi (1998), sugieren emplear la variable *ocupación* del individuo como variable instrumento dada la alta correlación de ésta con los ingresos permanentes.

Tabla 1: Estimación de la movilidad intergeneracional de ingresos.

Autor	Método	Estimación de la movilidad
Atkinson (1981) Gran Bretaña	OLS con salario por hora (1975-78) N=288	0.428
	OLS con salario por hora corregido por edad N=287	0.415
Becker y Tomes (1986) Estados Unidos	(1981-82) OLS con salarios anuales del padre	0.180
Solon (1992) Estados Unidos	(1984) OLS con ingresos anuales del padre N=290	0.386
	OLS con promedio de 5 años de ingresos del padre	0.413
	IV con años de educación del padre	0.526
Zimmerman (1992) Estados Unidos	(1981) OLS con promedio de 4 años de ingresos del padre	0.538
Dearden, Machin y Reed (1995) Gran Bretaña	(1991) OLS con ingresos anuales del padre	0.216
	IV con años de educación del padre y clase social	0.581
Behrman y Taubman (1990) Estados Unidos	(1984) OLS con ingresos anuales del padre	0.011
	OLS con promedio de 5 años de ingresos del padre	0.60
Checchi (1997)	OLS ingresos ocupacionales de padres e hijos	
	Alemania	0.447
	Italia	0.364
	Estados Unidos	0.388
Fortin y Lefebvre (1998) Canadá	(1994) IV ocupación del padre	0.217

Nota: Los coeficientes presentados miden el grado de inmovilidad, es decir, cuanto mayor es la movilidad intergeneracional, menor es el coeficientes y viceversa.

El segundo método trabaja con matrices de probabilidades de transición. Estas matrices nos indican las probabilidades de movimiento a través de segmentos de la distribución de ingresos de dos generaciones sucesivas Este método es más flexible que el método de

regresión a la media puesto que permite tener en cuenta las posibles no-linealidades. Es decir, permite obtener un grado movilidad diferente para cada segmento de la distribución posibilitando, por ejemplo, la obtención de resultados asimétricos para pobres y ricos¹. A pesar de estas ventajas, este método no produce estimaciones de movilidad tan robustas como las realizadas con el método de regresión a la media. En este método es más difícil corregir los sesgos de la muestra y es más sensible a las mismas.

Una diferencia importante entre este tipo de trabajos y el presente estudio tiene que ver con el tipo de datos utilizados. La mayoría de los trabajos citados utilizan bases de datos longitudinales. Una de las bases de datos más utilizadas es la llamada *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) de Estados Unidos que sigue a los hijos de las familias recogidas originariamente hasta que forman sus propias familias. Esto permite estimar las ecuaciones usando los ingresos actuales de los hijos y los ingresos de los padres cuando estos tenían la edad que tienen los hijos en la actualidad. No obstante, hay algunos autores que, a falta de estas bases de datos, estiman la movilidad intergeneracional con bases que no son longitudinales. Por ejemplo, Behrman, Gaviria y Székely (2001) estiman la movilidad intergeneracional con datos de encuestas sociales anuales para países de Latinoamérica. Este tipo de datos es utilizado también por Maurin (2002) en su análisis del impacto de la renta familiar en los resultados educativos de los hijos. En este tipo de bases de datos tienen la ventaja que la información de los ingresos proviene de la información otorgada, de primera mano, por los padres y permite observar directamente los ingresos de los padres. Además, se debe mencionar la posibilidad del sesgo de la homogeneidad de la muestra que no en todos los casos es igual de relevante ni la dirección del sesgo es conocida (este aspecto se analizará más adelante).

Frecuentemente al analizar el tema de la movilidad intergeneracional se han utilizado indistintamente muchas veces ambos tipos de movilidad (educativa y de ingresos) indistintamente. Es decir, estas dos medidas movilidad se han considerado como medidas sustitutivas. Esto puede traer problemas a la hora de diseñar las políticas a

¹ De hecho, las no linealidades parecen ser importantes. Empíricamente, Atkinson (1983) encontró que la proporción de la movilidad hacia arriba de hijos del 20 por ciento más pobre parece ser considerablemente mayor y que la proporción de la movilidad hacia abajo de hijos del 20 por ciento más alto parece ser menor. También los resultados de Solon (1992) sugieren que el paso de la riqueza a la pobreza podría ocurrir con menor frecuencia que el paso de la pobreza a la riqueza.

seguir para fomentar la movilidad. Estos dos tipos de movilidad intergeneracional abarcan conceptos diferentes y, por lo tanto, sus análisis y soluciones serán diferentes.

La movilidad intergeneracional de ingresos tiene que ver, a nivel micro, con la herencia genética, la educación, y con factores culturales como, por ejemplo, la pertenencia a un determinado grupo social de los individuos o el grado de altruismo de los padres hacia los hijos, entre otros, y a nivel macro, con la legislación laboral, y las políticas fiscales. A diferencia de ésta, la movilidad intergeneracional educativa estaría más relacionada con los diferentes sistemas educativos vigentes, los años de obligatoriedad de la educación, la prohibición del trabajo de niños, la existencia de una red de escuelas públicas, y las oportunidades en el mercado laboral (Checchi, 2001).

Por lo tanto, las políticas a seguir serán diferentes según el tipo de movilidad intergeneracional de la que estemos hablando. Resulta obvio, que las políticas que se aplicarán, por ejemplo, en el caso de la movilidad intergeneracional educativa serán principalmente de tipo educativo. Esto hace que al ser más directa la acción, se espere conseguir con más certeza los resultados buscados. Por el contrario, las políticas a seguir para la problemática de la movilidad intergeneracional de ingresos será muy variada y se deberá recurrir a una batería de políticas económicas y sociales más complejas.

Finalmente, debe señalarse que los estudios dedicados a la cuantificación de la movilidad intergeneracional no permiten conocer qué proporción de esta movilidad es debida a la transmisión "social" de los recursos disponibles por parte de los padres (e.g., educación, renta y riqueza) y qué parte es debida a la transmisión genética de la habilidad. No obstante, existe una vasta literatura que se dedica a investigar los mecanismos que permiten la transmisión de ingresos a través de generaciones (Becker y Tomes, 1986; Bowles y Gintis, 2002; Checchi, 1998; Rischall, 1999; Naga y Cowell, 2002). Estas investigaciones tratan de determinar los factores más relevantes que afectan al grado de movilidad intergeneracional de ingresos. Entre los factores más estudiados que influyen en la transmisión de ingresos de padres a hijos encontramos: las habilidades innatas o adquiridas, las restricciones de liquidez, la herencia genética, la pertenencia a un determinado grupo social (como la raza) y la educación. Sin embargo, algunos autores sugieren que la educación es, en la práctica, responsable de gran parte de la movilidad de ingresos. En efecto, Checchi (1998) muestra que la educación es

responsable de casi la mitad de la inmovilidad intergeneracional observada en Italia, Alemania y Estados Unidos.

Por lo tanto, creemos que está plenamente justificado centrarnos en el análisis de la movilidad intergeneracional tanto de ingresos como educativa, dado el papel determinante de la educación en la movilidad intergeneracional de ingresos.

3. Medición de la movilidad intergeneracional

En esta sección presentamos los modelos econométricos que vamos a utilizar para la estimación de la movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España.

3.1. La movilidad intergeneracional de ingresos

Estimamos la movilidad intergeneracional de ingresos mediante el modelo de regresión a la media ampliamente utilizado en la literatura económica. Definimos como y_{hi} el ingreso de largo plazo (e.g.; el componente permanente del logaritmo de los ingresos anuales) para el hijo h de la familia i y como y_{pi} el ingreso de largo plazo para el padre p de la familia i . Las dos variables están expresadas en logaritmos y como desviaciones de las medias de las generaciones. Llamaremos ρ a la correlación poblacional entre y_{pi} y y_{hi} . Si asumimos que la varianza poblacional en y es la misma en las dos generaciones, entonces se puede obtener ρ mediante una estimación MCO de la siguiente ecuación;

$$y_{hi} = \rho y_{pi} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Existe movilidad intergeneracional perfecta ($\rho = 0$) cuando la posición del hijo es independiente de la de los padres y, por el contrario, existe una movilidad nula ($\rho = 1$) cuando la posición del hijo depende totalmente de la del padre.

Los estudios empíricos acostumbran a utilizar *proxies* de corto plazo como, por ejemplo, las medidas de ingresos anuales. Este procedimiento provoca un sesgo a la

baja en la medida de movilidad.² Consideremos que el ingreso anual de padres e hijos está en función del ingreso permanente más el factor edad. De esta manera se incorpora el efecto del ciclo vital sobre los ingresos (Solon, 1992). El modelo para los ingresos del hijo, utilizando esta variable en el año t es:

$$y_{hit} = y_{hi} + \alpha_1 + \beta_1 A_{hit} + \gamma_1 A_{hit}^2 + v_{hit} \quad (2)$$

donde y_{hit} es el logaritmo de los ingresos del hijo h de la familia i observado en el periodo t , y_{hi} el logaritmo de los ingresos permanentes del hijo, A_{hit} es la edad del hijo en el año t , α_1 , β_1 y γ_1 son parámetros a estimar y v_{hit} es el término de error. El modelo para los ingresos del padre en el año t es:

$$y_{pit} = y_{pi} + \alpha_0 + \beta_0 A_{pit} + \gamma_0 A_{pit}^2 + v_{pit} \quad (3)$$

Resolviendo para y_{hi} y y_{pi} y sustituyendo en la ecuación (1) tenemos:

$$y_{hit} = (\alpha_1 - \rho \alpha_0) + \rho y_{pit} + \beta_1 A_{hit} + \gamma_1 A_{hit}^2 - \rho \beta_0 A_{pit} - \rho \gamma_0 A_{pit}^2 + \varepsilon_i + v_{hit} - \rho v_{pit} \quad (4)$$

Esta ecuación expresa los ingresos del hijo observados en el año t como función de los ingresos del padre observados en el año t controlando por la edad de ambos. La estimación por MCO de la ecuación (4) permite obtener un parámetro estimado $\hat{\rho}_{MCO}$ sesgado hacia la baja por la correlación entre v_{pit} y y_{pit} ³. Esto ocurre aunque se asuma que las variables de edad no están correlacionadas con la variable de *status* de largo plazo y con los términos de error (v).

Existen métodos para reducir este sesgo. En primer lugar, una forma para reducir el sesgo producido por utilizar los ingresos anuales de los padres es aproximar los ingresos anuales de los padres por una variable de más largo plazo realizando un promedio de los

² Supongamos que la variable proxy de corto plazo del *status* mide la variable de *status* de largo plazo en el periodo t para el hijo $y_{hit} = y_{hi} + v_{hit}$ y para el padre $y_{pit} = y_{pi} + v_{pit}$. El sesgo en el coeficiente ρ puede escribirse como $plim \hat{\rho} = \rho / (1 + (\sigma_{v_{pit}}^2 / \sigma_{y_{pi}}^2)) < \rho$. Su tamaño depende del cociente $(\sigma_{v_{pit}}^2 / \sigma_{y_{pi}}^2)$; véase Solon (1992).

³ La expresión de la covarianza entre v_{pit} y y_{pit} es $cov(y_{pit}, v_{pit}) = -\rho \sigma_{v_{pit}}^2 \neq 0$; véase a Solon (1992).

ingresos, por ejemplo, de los últimos 5 años. En segundo lugar, se puede utilizar el *Método de Variables Instrumentales* (IV) con objeto de corregir el sesgo provocado por los errores de medición en las variables (Solon, 1992). Este método consiste en encontrar una nueva variable que no esté correlacionada con v_{pit} pero sí con y_{pit} . En este tipo de estudios la variable instrumental más utilizada para la estimación de los ingresos anuales de los padres son los años de educación del padre. De esta forma, en una primera etapa se estima la ecuación:

$$y_{pit} = \Omega e_{pit} + \alpha_0 + \beta_0 A_{pit} + \gamma_0 A_{pit}^2 + \xi_{pit} \quad (5)$$

donde e_{pit} son los años educativos del padre. La utilización de la educación del padre como una variable instrumental puede ocasionar la inconsistencia del estimador IV en el caso de que esta variable perteneciese como regresor a un modelo estructural del nivel económico del hijo (e.g.: podría pertenecer originariamente a la ecuación (2)). Bajo supuestos plausibles, esto ocasiona un sesgo al alza⁴ en la estimación del parámetro ρ . Si esto es así, los dos estimadores propuestos ($\hat{\rho}_{MCO}$ y $\hat{\rho}_{IV}$) limitan el verdadero valor de ρ .

Alternativamente, utilizando el mismo método de estimación, en vez de usar a la educación para estimar los ingresos permanentes del padre se puede considerar la ocupación como instrumento válido (Fortin, et. al., 1998). Entonces se puede expresar al ingreso del padre como:

$$y_{pit} = \chi Oc_{pit} + \alpha_0 + \beta_0 A_{pit} + \gamma_0 A_{pit}^2 + u_{pit} \quad (6)$$

donde χ es el vector de coeficientes a estimar que representaría el ingreso medio del padre para cada categoría ocupacional, Oc_{pit} es un conjunto de variables ficticias que indican la categoría ocupacional del padre y u_{pit} es el término del error.

⁴ La estimación IV sería consistente en el caso de que la educación del padre no influyera en el *status* del hijo o que la educación y los ingresos del padre estén perfectamente correlacionados. Asumiendo que la educación y los ingresos del padre estén positivamente pero no perfectamente correlacionados, y bajo el supuesto plausible de que el hijo de un padre altamente educado con un ingreso moderado tiende a ganar algo más que el hijo de un padre menos educado; véase Solon (1992).

Por último, podemos pensar que tanto la educación como la ocupación del padre pueden ser instrumentos válidos para explicar los ingresos del padre de largo plazo. Por lo que consideramos la siguiente ecuación:

$$y_{pit} = \Omega e_{pit} + \chi Oc_{pit} + \alpha_0 + \beta_0 A_{pit} + \gamma_0 A_{pit}^2 + u_{pit} \quad (7)$$

Finalmente, una alternativa al método a regresión a la media descrito anteriormente es el método de matrices de transición (Atkinson, 1981; Zimmerman, 1992; Johnson, 2002; Bratber et. al., 2003). El método de matrices de transición permite investigar las posibles asimetrías de movilidad intergeneracional a través de la distribución de la renta. En este método se divide en cuartiles la distribución de la renta de los hijos y la de los padres y se computa la probabilidad de que el hijo pertenezca al cuartil de ingresos j-ésimo dado que el padre pertenezca al cuartil de ingresos k-ésimo para todo par (j, k).

En este trabajo, la matriz de transición es estimada mediante el método econométrico del probit ordenado⁵. Una sociedad será perfectamente móvil cuando todas las casillas de la matriz sean igual a 0,25, mientras que una sociedad será perfectamente inmóvil si todos los elementos de la diagonal principal son 1 y el resto de los elementos de la matriz son 0. Debe aclararse que estos resultados están corregidos por edad pero no están ajustados por errores de medida y esto podría alterar considerablemente los resultados provenientes del método de regresión a la media.

3.2. La Movilidad Intergeneracional Educativa

Para la estimación de la movilidad intergeneracional educativa utilizaremos dos modelos econométricos: la regresión a la media y la matriz de transición educativa. El primer método para la estimación de la movilidad intergeneracional educativa (Gang, 1996; Behrman, Gaviria y Székely, 2001) se realiza mediante la estimación de la siguiente ecuación:

$$e_{hit} = \varphi + \delta e_{pit} + \varpi_{it} \quad (8)$$

⁵ Véase Greene (2000), capítulo 19, para el método econométrico probit ordenado cuya característica es que la variable dependiente refleja un orden. Este modelo es estimado por el método de máxima verosimilitud.

donde e_{hit} y e_{pit} son los años de educación de hijos y padres expresado en logaritmos y como desviación de la media de los hijos y de los padres de cada generación respectivamente y ϖ_{it} es el término de error. Esta ecuación es una aproximación lineal del proceso de transmisión de la escolarización a través de generaciones y refleja la elasticidad de la educación del hijo respecto al del padre.⁶ Cuanto mayor sea la elasticidad de la educación del hijo con respecto al del padre, mayor es la dependencia de la educación de padres a hijos. Si la escolaridad del hijo depende totalmente de la del padre δ tendrá valor 1 y en caso contrario, si la escolaridad del hijo no depende en absoluto de la del padre el parámetro tendrá valor 0.

El segundo método, el enfoque de matrices de transición educativa (Carabaña, 1999; Checchi, 1998; Berhman, Gaviria y Székely, 2001; Johnson, 2002; Comi, 2003), se utiliza porque es posible que la probabilidad que tiene un individuo de alcanzar estudios superiores sea mayor cuanto mayor sea el nivel de instrucción del padre. Es decir, también en el caso de la movilidad intergeneracional educativa es razonable que existan no linealidades. Para el cálculo de la matriz educativa se utiliza el modelo econométrico del probit ordenado ya que el nivel educativo es una variable categórica.

4. Descripción de los datos

En España existen tres bases de datos distintas que otorgan información sobre condiciones de vida de los hogares españoles: la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) y el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). Para este análisis no empleamos la ECPF porque no proporciona información sobre los ingresos de los hijos. Tanto la EPF como el PHOGUE tienen la característica de suministrar información de padres e hijos que cohabitan. Por lo tanto, aunque la cuantificación de la movilidad se puede hacer para años más recientes con la base de datos del PHOGUE, esto no nos permitirá observar posibles diferencias de la movilidad social intergeneracional en dos momentos del tiempo (1980 y 1990). Utilizamos, pues, la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de los años 1980 y 1990. Dicha encuesta proporciona información sobre ingresos, ocupación y nivel educativo de los hogares españoles. Incluimos en el estudio todos los

⁶ Para mayor información, véase Berhman, Gaviria y Székely (2001).

hijos mayores de 23 años de ambos sexos. La selección de hijos mayores a 23 años se hace porque se considera que a esa edad teóricamente han terminado los estudios superiores. Los principales resultados utilizan sólo información de los padres. Sin embargo, también se han realizado estimaciones incluyendo a las madres. Los estadísticos descriptivos de la muestra están expuestos en la tabla 2.

Tabla 2: Estadísticos descriptivos de la muestra

Variables	EPF-80		EPF-90	
	Media	Desv. Std.	Media	Desv. Std.
Edad hijo	28.15	623	28.16	5.69
Ingresos hijo	364,784	199,657	875,927	520,629
Años de educación del hijo			10.94	4.35
Edad padre	61.17	8.40	61.26	7.83
Ingresos padre	443,542	384,984	1,261,264	932,047
Años de educación del padre			6.00	5.08
Nº de observaciones	1816		2989	

Para este análisis consideramos sólo los pares de padres-hijos que presenten ingresos anuales positivos (Atkinson, 1981; Solon, 1992). Tomamos sólo los ingresos positivos porque nos interesa que los hijos y los padres estén efectivamente trabajando. No incluimos en el análisis ni a estudiantes que no trabajan ni a los desempleados (buscadores del primer trabajo) porque estas circunstancias son transitorias en el tiempo y no permitirían inferir sus ingresos permanentes. Obviamente, para el resto de individuos incluidos, los ingresos anuales tampoco son una medida exenta de error de los ingresos permanentes. Sin embargo, consideramos que el error de medición no es, en este caso, tan extremo y que puede ser corregido mediante determinados procedimientos econométricos (explicados en la sección anterior).

Para la estimación de la movilidad intergeneracional tanto de ingresos como la educativa necesitamos disponer de la variable *años de educación*. La EPF sólo recoge información del nivel educativo de los individuos por lo que lo convertimos en base a las equivalencias de Sanromà y Ramos (2000) en la tabla 3.

Tabla 3: Equivalencia de los niveles de estudio y el número de años de estudio

Niveles de estudio	Nº de años de estudio	Descripción
	0 años	Analfabeto-sin estudios
Elemental	6 años	Educación primaria
	9 años	EGB o equivalente
Medio	12 años	BUP o equivalente
	13 años	COU
Previo al superior	11 años	Formación Profesional, primer grado
	14 años	Formación Profesional, segundo grado
Superior	16 años	Titulación universitaria de grado medio
	18 años	Titulación universitaria de grado superior

Fuente: Sanromà y Ramos (2000).

Dado que la EPF en 1980 no presenta datos de nivel educativo para los hijos de los hogares españoles, sólo utilizamos la EPF de 1990 para la estimación de la movilidad intergeneracional educativa. De esta base tomamos la mayor cantidad de pares de padres e hijos (éstos últimos tanto masculinos como femeninos) ascendiendo el número de observaciones a 4469 pares.

Quizá el principal problema de los datos se deriva del hecho que en la EPF sólo están los padres y los hijos que conviven bajo el mismo techo dejando de lado a los hijos que se han ido del hogar familiar, es decir, los emancipados. Esta característica de la encuesta podría sesgar la medición de la movilidad. Supongamos el caso en que los hijos emancipados sean los que presentan las mayores rentas. Si estos individuos provienen de familia rica, estaríamos calculando una movilidad mayor que la verdadera al no poder incluir estas familias en la muestra. Por el contrario, si estos individuos provienen de familia pobre, estaríamos calculando una movilidad menor que la verdadera movilidad intergeneracional. También ocurriría lo mismo si consideramos que los hijos emancipados son pobres. La dirección del sesgo no es, pues, tan clara. No obstante, la correlación de ingresos entre padres e hijos es mayor para cualquier extremo de la distribución de ingresos, es decir, es más probable que el hijo pobre/rico provenga de una familia pobre/rica que de una rica/pobre. Por lo tanto, es probable que el parámetro $\hat{\rho}$ esté sesgado a la baja, es decir, que presente una mayor movilidad.

Este es un fenómeno identificado por distintos autores (Berhman y Taubman, 1985; Solon, 1989, 1992) como el de la homogeneidad de la muestra, es decir, el hecho que la varianza muestral sea menor que la varianza poblacional. En el caso en que la homogeneidad ocurra en los ingresos de los padres, el coeficiente $\hat{\rho}$ estima consistentemente a ρ . Por otro lado, si la homogeneidad de la muestra se produce en los hijos, $\hat{\rho}$ será generalmente inconsistente y el sesgo probablemente será a la baja⁷.

En nuestro caso, debemos analizar si el fenómeno de la emancipación de los jóvenes españoles se produce en la misma proporción en todos los niveles socioeconómicos de la sociedad. En efecto, si la tasa de emancipación es igual para todos los jóvenes provenientes de familias de diferentes niveles socioeconómicos, no habría sesgo alguno ya que la distribución de la renta de nuestra muestra es representativa de la sociedad. Sin embargo, si la probabilidad de que se emancipe un individuo es diferente según el nivel socioeconómico familiar, entonces, habría problemas de homogeneidad en la muestra ya que no consideraríamos a las familias más ricas o a las más pobres.

Empíricamente, parece que no hay consenso acerca del proceso de emancipación. Según un estudio del Instituto de la Juventud dirigido por Zágarrá (1989), a medida que aumenta el nivel socioeconómico⁸ de las familias, aumenta el porcentaje de jóvenes que se emancipan. En este estudio, los jóvenes provenientes de familias de clase media-alta son los que presentan una mayor proporción de emancipados. Este resultado puede corresponder a que estas familias están en condiciones de poder ayudar económicamente a la independencia de los hijos en el acceso a la vivienda. Mientras tanto, otro estudio del Instituto de la Juventud dirigido por Garrido y Requena (1996) sostiene que a medida que el nivel de estudios de los padres es mayor, menor es la tasa de independencia de sus hijos. La tasa de emancipación mayor ocurre en familias en las que el padre no tiene estudios o no ha completado los estudios primarios. La explicación de este resultado deriva del hecho que los hijos dejan más tempranamente los estudios formales para salir a trabajar. Dado que estos individuos están trabajando desde un periodo más largo, éstos pueden emanciparse ya que han podido ahorrar para acceder a

⁷ Para estudio detallado de los sesgos ocasionados por la utilización de muestras homogéneas, véase Solon (1989, pág 173; 1992, pág. 396).

⁸ La clasificación socioeconómica referida aquí es definida por sistema de estratificación A.E.D.E.M.O que se basa en la suma de puntos asignados por nivel educativo y ocupación de los individuos.

una vivienda. No obstante, los dos estudios coinciden que los jóvenes provenientes de los niveles socioeconómicos y educativos superiores son los que salen de la tendencia general y la tasa de emancipación de estos jóvenes es menor. La mayor proporción de jóvenes que continúan en el hogar familiar corresponde a la generalización de los estudios superiores.

Por lo tanto, creemos que podría haber un problema de homogeneidad (aunque no se sabe con certeza el comportamiento de los emancipados) ya sea porque no consideramos la cola inferior o superior de la distribución de la renta familiar. En todo caso de existir un sesgo en la estimación de la movilidad, éste sería hacia la baja. Esta cuestión será tenida en cuenta cuando analicemos los resultados empíricos.

5. Resultados

En este apartado describimos los resultados obtenidos de los modelos empíricos antes descritos. En primer lugar, comentamos los resultados de las estimaciones de la movilidad intergeneracional de ingresos y en segundo lugar, analizamos la movilidad intergeneracional educativa.

5.1. Movilidad intergeneracional de ingresos

5.1.1. Principales resultados

En la Tabla 4 mostramos las diferentes estimaciones de la movilidad intergeneracional de ingresos para los dos años considerados. Presentamos las estimaciones: MCO, MCO corrigiendo por edades de hijos y padres; el método de variables instrumentales (IV) utilizando como instrumentos los años educativos de los padres, las *dummies* indicadores de la ocupación de los padres y por último, a estos dos grupos de variables instrumentales simultáneamente. Sabemos que el verdadero valor de ρ está entre la estimación MCO, sesgada a la baja (es decir, movilidad sesgada al alza), y la estimación IV años educativos, sesgada al alza (es decir, movilidad sesgada a la baja). Efectivamente el coeficiente de la estimación MCO+edad es menor que la estimación IV años educativos.

Tabla 4 : Movilidad intergeneracional de ingresos en España

	EPF-80	EPF-90
MCO	N=1816 0.328 (0.025)**	N= 2989 0.208 (0.022)**
MCO+edad	0.336 (0.026)**	0.237 (0.022)**
IV años	0.604 (0.06)** [0.00]**	0.437 (0.047)** [0.00]**
IV Ocupación	0.364 (0.065)** [19.76]**	0.371 (0.087)** [0.18]**
IV Conjunto	0.442 (0.042)** [26.24]**	0.412 (0.047)** [13.43]**

Nota:-las expresiones entre paréntesis son los errores estándares

-Las expresiones entre corchete son el test de Sargan de validez de los instrumentos. El test obedece, bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos, a una distribución Chi-cuadrado con $p-k$ grados de libertad, siendo p el nº de instrumentos utilizados y k el nº de variables explicativas del modelo original. Con * se acepta la hipótesis nula al 95% y ** al 99%.

-N es el número de observaciones de la muestra

-*coeficiente de significación al 95%

-**coeficiente de significación al 99%

Las estimaciones que tienen en cuenta la *ocupación* como variable instrumental presentan mayor movilidad que las estimaciones que utilizan la variable *años educativos* como instrumento. Asimismo, las estimaciones que utilizan ambas variables (*años educativos* y *ocupación*) como instrumentos muestran grados de movilidad mayor que las estimaciones IV años educativos pero menor que las estimaciones IV ocupación.

Usamos el contraste de Sargan⁹ para determinar la validez de los instrumentos utilizados. Este contraste señala que para los años 1980 y 1990 todas las estimaciones realizadas con distintas variables instrumentales no están correlacionados con el término de error y, por tanto, pueden ser consideradas adecuadas.

⁹ El test de Sargan calcula el estadístico $S_{2it} / \hat{\sigma}_u^2$ siendo S_{2it} la función objetivo a minimizar el método mínimo cuadrado en dos etapas y obedece, bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos, a una distribución Chi-cuadrado con $p-k$ grados de libertad, siendo p el nº de instrumentos utilizados y k el nº de variables explicativas del modelo original.

Tomando como referencia los resultados obtenidos por la estimación IV años educativos, la correlación de ingresos es del 0,44 para 1990. Este valor de movilidad intergeneracional de ingresos es razonable con respecto a los valores obtenidos en otros estudios para países desarrollados (ver tabla 4). Por tanto, España aparece como un país con una movilidad intergeneracional de ingresos levemente menor que la de los países que se consideran más móviles. Las estimaciones para Estados Unidos muestran un coeficiente $\hat{\rho} = 0,538$ en 1981 (Zimmerman, 1992) y un coeficiente de $\hat{\rho} = 0,413$ en 1984 (Solon, 1992). De acuerdo con las estimaciones de Checchi (1998), España se ubicaría entre Estados Unidos (0,388) y Alemania (0,447).

Los resultados obtenidos de movilidad intergeneracional de ingresos nos muestran que el coeficiente ρ es menor en 1990 que en 1980. Es decir, que la movilidad de ingresos ha aumentado en el período pasando de 0,60 en 1980 a 0,44 en 1990. Este aumento de movilidad de ingresos no coincide con la descripción realizada por algunos autores con respecto a la evolución de la movilidad intergeneracional. Por ejemplo, Piketty (1998) destaca que los estudios empíricos, que comparan el grado de la movilidad social basados en diferentes bases de datos y para diferentes puntos en el tiempo, obtienen estimaciones de movilidad intergeneracional muy parecidas para países industriales y, en particular, no hay diferencia significativas entre los países de Europa y Estados Unidos. No obstante, en este trabajo encontramos un aumento significativo de la movilidad de ingresos en diferentes momentos del tiempo. Y parece lógico que esto haya sucedido ya que, en esa década, España experimentó grandes cambios institucionales como, por ejemplo, un importante aumento en el gasto público (de 2.52% s/PIB en 1980 a un 3.73% s/PIB en 1990), un aumento de la tasa de escolarización en todos los niveles educativos (e.g.; para individuos con edad de 17 años, la tasa de escolarización era un 47% para 1980 y un 64% para 1990), acompañados con un crecimiento económico importante (un 4,2% promedio anual) apreciado a partir de la segunda mitad de la década de los 80.

En la tabla 5 presentamos la matriz de transición de la renta para el año 1990. Para calcularla utilizamos un Probit Ordenado (en el Apéndice A se muestran las tablas de las estimaciones) en donde la variable dependiente son los ingresos de los hijos divididos en cuartiles de la distribución de ingresos y las variables independientes son:

los ingresos de los padres también divididos en cuartiles de la distribución de ingresos y las edades de los padres y de los hijos (edad, edad²).

Tabla 5: Matriz de Transición de Ingresos-1990

		Renta del hijo			
Renta del padre		1° cuartil	2° cuartil	3° cuartil	4° cuartil
1° cuartil		0,519	0,250	0,154	0,077
2° cuartil		0,344	0,268	0,223	0,165
3° cuartil		0,266	0,259	0,249	0,226
4° cuartil		0,173	0,226	0,269	0,332

Nota: Cada elemento de la matriz se interpreta como la probabilidad (p_{jk}) de que el hijo pertenezca a un determinado cuartil de renta j-ésimo dado que el padre pertenezca al cuartil de renta k-ésimo para todo par (j, k). Estos valores se han obtenido mediante el método probit ordenado, en el cual la variable dependiente son los ingresos de los hijos divididos en cuartiles de la distribución de ingresos y las variables independientes son: los ingresos de los padres también divididos en cuartiles de la distribución de ingresos y las edades de los padres y de los hijos (edad, edad²).

Destacamos, en primer lugar, que más del 50% de los individuos con padres que pertenecen al primer cuartil de ingresos terminarán en ese primer cuartil de renta. En segundo lugar, los individuos situados en el 2° y 3° cuartil de la distribución de la renta son los que presentan una casi perfecta movilidad (el valor del elemento diagonal es igual a 0.25). En segundo lugar, sólo el 33% de los hijos de los individuos más ricos alcanzarán estar en el último cuartil más rico. Aunque la mayor inmovilidad intergeneracional se produce en los dos extremos de la distribución (1° y 4° cuartil), podemos observar una mayor inmovilidad en los sectores más pobres de la población española. La matriz de transición, así estimada, nos sugiere que son las familias de renta más baja las que tienen más dificultades para que la generación siguiente alcance niveles de renta mayores.

5.1.2. Extensiones

En este apartado presentamos las estimaciones de la movilidad intergeneracional de ingresos en función del género y de la zona en la que residen las familias españolas. En cuanto a los resultados de movilidad de ingresos por género (tabla 6), observamos que en el año 1980, sólo para las especificaciones de IV años educativos, la movilidad es

igual para hombres y mujeres, siendo el parámetro ρ aproximadamente un 0,60. Por el contrario, en el año 1990 podemos corroborar mayores diferencias entre hombres y mujeres. La movilidad de ingresos intergeneracional es dos veces mayor en los hombres que en las mujeres. Aunque la movilidad correspondiente a la mujer permanece constante en los dos años considerados, el aumento de la movilidad de ingresos del año 90 se debe por los hombres.

Tabla 6: Movilidad intergeneracional de ingresos por género- España

	EPF-80		EPF-90	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
MCO	0.293 (0.031)**	0.410 (0.034)**	0.211 (0.024)**	0.214 (0.043)**
MCO+edad	0.294 (0.032)**	0.441 (0.047)**	0.234 (0.024)**	0.249 (0.043)**
IV años educativos	0.638 (0.086)** [0.00]**	0.620 (0.088)** [0.00]**	0.318 (0.053)** [0.00]**	0.672 (0.093)** [0.00]**
IV Ocupación	0.290 (0.061)** [12.19]**	0.492 (0.078)** [16.32]**	0.366 (0.053)** [10.61]**	0.344 (0.086)** [11.27]**
IV Conjunto	0.381 (0.055)** [18.59]**	0.536 (0.068)** [17.02]**	0.337 (0.044)** [10.97]**	0.480 (0.072)** [16.63]**
	N=1174	N=642	N=1898	N=1091

Nota:-las expresiones entre paréntesis son los errores estándares

-Las expresiones entre corchete son el test de Sargan de validez de los instrumentos. El test obedece, bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos, a una distribución Chi-cuadrado con p-k grados de libertad, siendo p el nº de instrumentos utilizados y k el nº de variables explicativas del modelo original. Con * se acepta la hipótesis nula al 95% y ** al 99%.

-N es el número de observaciones de la muestra

-*coeficiente de significación al 95%

-**coeficiente de significación al 99%

Podemos pensar que la movilidad de ingresos es distinta según la zona (urbana o rural) en que residen las familias. Consideramos como zona urbana, de acuerdo con la clasificación de la EPF, a los municipios de más de 50.000 habitantes. Es razonable pensar que en las zonas urbanas la movilidad sea mayor que en las rurales. Esto es así porque las zonas urbanas son más desarrolladas, concentran la mayor cantidad y diversidad de oferta de trabajo y porque el acceso a la educación es más fácil. Las

estimaciones de la tabla 7 muestran que la zona urbana es más móvil que la rural para los dos años considerados. Sin embargo, en el transcurso de estos 10 años fue en la zona rural en donde se experimentó un mayor aumento de la movilidad.

Tabla 7: Movilidad intergeneracional de ingresos por zona. 80/90

	1980		1990	
	Urbano	rural	Urbano	rural
MCO+edad	0.153 (0.035)**	0.457 (0.044)**	0.175 (0.036)**	0.229 (0.029)**
IV años educativos	0.333 (0.075)** [0.00]**	1.155 (0.192)** [0.00]**	0.383 (0.070)** [0.00]**	0.419 (0.087)** [0.00]**
	N=922	N=894	N=1549	N=1440

Nota:-las expresiones entre paréntesis son los errores estándares

-Las expresiones entre corchete son el test de Sargan de validez de los instrumentos. El test obedece, bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos, a una distribución Chi-cuadrado con $p-k$ grados de libertad, siendo p el nº de instrumentos utilizados y k el nº de variables explicativas del modelo original. Con * se acepta la hipótesis nula al 95% y ** al 99%.

-N es el número de observaciones de la muestra

-*coeficiente de significación al 95%

-**coeficiente de significación al 99%

Por último, si consideramos el género y la zona en que se ubican los individuos para estimar la movilidad de ingresos (Tabla 8) observamos que los individuos más móviles en el año 1980 son las mujeres situadas en la zona urbana mientras que en el año 1990 los más móviles son los hombres en las zonas urbanas. Este último resultado proviene principalmente de la disminución de la movilidad de la mujer. Finalmente, el mayor incremento se ha producido para los hombres situados en zonas rurales.

Por último, estimamos la movilidad intergeneracional de ingresos tomando en cuenta, además de los ingresos de los padres, los ingresos de las madres. Los resultados que se obtienen es una correlación de ingresos entre padres e hijos de $\rho_p=0,40$ con un error estándar de 0,13 y una correlación entre madres e hijos de $\rho_m=0,154$ con un error estándar de 0,174. La no significatividad de los ingresos de la madre puede deberse a la muestra seleccionada ya que no estamos considerando a las familias cuyo sustentador principal es la mujer.

Tabla 8: Movilidad intergeneracional de ingresos por zona y género. 80/90

	1980				1990			
	Urbano		Rural		Urbano		Rural	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
MCO+edad	N=532 0.093 (0.049)	N=390 0.235 (0.05)**	N=642 0.423 (0.047)**	N=252 0.631 (0.102)**	N=914 0.188 (0.042)**	N=635 0.156 (0.062)*	N=984 0.219 (0.031)**	N=456 0.249 (0.063)**
IV años Educativos	0.380 (0.117)** [0.00]**	0.288 (0.093)** [0.00]**	1.30 (0.284)** [0.00]**	1.07 (0.265)** [0.00]**	0.242 (0.080)** [0.00]**	0.618 (0.132)** [0.00]**	0.304 (0.095)** [0.00]**	0.709 (0.198)** [0.00]**

Nota:-las expresiones entre paréntesis son los errores estándares

-Las expresiones entre corchete son el test de Sargan de validez de los instrumentos. El test obedece, bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos, a una distribución Chi-cuadrado con $p-k$ grados de libertad, siendo p el nº de instrumentos utilizados y k el nº de variables explicativas del modelo original. Con * se acepta la hipótesis nula al 95% y ** al 99%.

-N es el número de observaciones de la muestra

-*coeficiente de significación al 95%

-**coeficiente de significación al 99%

5.2. Movilidad intergeneracional educativa

5.2.1. Principales resultados

Los resultados presentados en este apartado corresponden a los datos de la EPF de 1990 ya que para 1980 no se tiene información de los niveles educativos completados de los hijos. El resultado de la estimación de la movilidad educativa (Tabla 9) presenta una elasticidad del orden del 0,125. Este es un valor razonable si lo comparamos con otros países europeos (Comi, 2003). Entre las elasticidades educativas estimadas para países europeos encontramos a Alemania (0,144), Reino Unido (0,012), Francia (0,37) e Italia (0,294). Por lo que, España se encuentra entre los países más móviles en cuanto a la educación se refiere después de Reino Unido.

Tabla 9: Movilidad intergeneracional educativa- 1990

	Elasticidad
δ N=4469	0.125 (0.007)**
δ hombres N=2578	0.119 (0.008)**
δ mujeres N=1891	0.134 (0.011)**

Nota:-las expresiones entre paréntesis son los errores estandar

-N es el número de observaciones de la muestra

-* coeficiente de significación al 95%

Los valores obtenidos para movilidad intergeneracional educativa pueden parecer distintos a los obtenidos en el trabajo de Carabaña (1999) para España. La razón de tal discrepancia es que se han utilizado diferentes métodos. Carabaña (1999) estima la correlación de *Pearson* entre el nivel de estudios del padre y el nivel correspondiente al hijo. Obtiene una correlación del 0.42 para los hijos de entre 25 y 29 años en sus resultados de 1991. No obstante, en nuestro caso si calculamos la correlación de *Pearson* obtenemos una correlación del 0.45 para los hijos con esas mismas edades. Asimismo, Berhman, et. al. (2001) encuentran una correlación entre los niveles

educativos de padres a hijos de 0,38 para Estados Unidos y para los países latinoamericanos, de 0,45 para México y 0,78 para Brasil.

Por último, calculamos la matriz de transición educativa mediante un Probit Ordenado en donde la variable dependiente, el nivel educativo del hijo, toma los valores 0,1,2,3 para el caso en que el individuo no haya completado ningún nivel educativo, primario, secundario y niveles superiores, respectivamente. La variable dependiente es el nivel educativo del padre, por lo que se crean variables dicotómicas. Éstas toman el valor 1 cuando se ha completado el nivel educativo correspondiente y 0 en cualquiera de los otros casos (segunda tabla del Apéndice A).

En la tabla 10 se muestra la matriz de transición educativa. Observamos que en determinados niveles la dependencia del nivel del hijo con respecto del padre es muy alta. Por ejemplo, más de la mitad (54%) de los hijos con padres que tienen una educación primaria completarán los estudios primarios. Por otra parte, el grado de dependencia es muy bajo: la probabilidad de que el hijo complete los estudios primarios es el 71% dada la condición de que el padre no haya completado ningún nivel académico. No obstante, esto también revela que es muy poco probable que un hijo de padre sin estudios completos tenga un nivel educativo más alto que el primario. Es improbable, por tanto, que un hijo de un padre sin estudios alcance niveles de instrucción superiores. La matriz muestra la imposibilidad prácticamente de que la generación siguiente no alcance los estudios primarios. Esto resulta razonable con el hecho que la educación a nivel de estudios primarios se ha universalizado.

Según estos resultados, también, podemos ver la alta dependencia de la escolarización de los hijos en las familias de padres con estudios superiores. Así que el 52% de los hijos de los individuos más instruidos alcanzan a completar los estudios superiores. Finalmente, la educación de los hijos depende más de la educación de los padres cuando éstos últimos tienen estudios primarios o, por el contrario, han alcanzado estudios superiores.

Tabla 10: Matriz de Transición Educativa-1990

Educación del padre	Educación del hijo			
	Menos de Primaria	Primaria	Secundarios	Superior
Menos de Primaria	0,135	0,715	0,103	0,047
Primaria	0,024	0,541	0,224	0,211
Secundarios	0,006	0,354	0,251	0,389
Superior	0,002	0,242	0,234	0,522

Nota: Cada elemento de la matriz se interpreta como la probabilidad (p_{jk}) de que el hijo alcance a un determinado nivel educativo j-ésimo dado el nivel educativo del padre k-ésimo para todo par (j, k). Estos valores se han obtenido mediante el método probit ordenado, en donde la variable dependiente es el nivel educativo del hijo y la variable independiente es el nivel educativo del padre.

5.2.2. Extensiones

En este apartado presentamos las estimaciones de la movilidad intergeneracional educativa en función del género y de la zona en la que residen las familias españolas. En primer lugar, la movilidad intergeneracional educativa no es igual para ambos sexos. Los hombres son los que presentan una mayor movilidad educativa que las mujeres (tabla 11). Las diferencias de movilidad de ingresos entre hombres y mujeres son mayores que las diferencias de movilidad educativa entre hombres y mujeres.

Las diferencias en la movilidad intergeneracional de ingresos entre las zonas urbanas y rurales en 1990 no son grandes, mientras que en la movilidad educativa las diferencias sí lo son. La diferencia entre las zonas rurales y las urbanas en la movilidad de ingresos es de un 9% (en la tabla 7, la movilidad urbana es 0.383 y la rural es 0.419), mientras que la diferencia en la movilidad educativa es de un 47% (tabla 11). Además podemos observar que la diferencia en la movilidad educativa entre géneros es mayor en las zonas rurales que en las urbanas.

Tabla 11: Movilidad intergeneracional educativa según la zona- 1990

	Urbano	Rural
δ	0.078 (0.007)** N=2402	0.146 (0.011)** N=2067
δ hombres	0.075 (0.009)** N=1320	0.139 (0.014)** N=1258
δ mujeres	0.081 (0.012)** N=1082	0.157 (0.019)** N=809

Nota:-las expresiones entre paréntesis son los errores estandar

-N es el número de observaciones de la muestra

-* coeficiente de significación al 95%.

6. Conclusiones

El objetivo del trabajo es la estimación de la movilidad intergeneracional en España. En muchos trabajos se han utilizado como medida de la movilidad intergeneracional a la movilidad intergeneracional de ingresos y la movilidad educativa. Es por ello, que este trabajo estima la movilidad de renta y educativa en los años 1980 y 1990 a partir de la información de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF).

La magnitud estimada de la movilidad intergeneracional de ingresos para España en 1990 es de 0,44. Comparando con las distintas estimaciones realizadas para otros países, España aparece como un país con una movilidad intergeneracional de ingresos levemente menor que la de los países que se consideran más móviles. Las estimaciones para Estados Unidos muestran un coeficiente $\hat{\rho} = 0,538$ en 1981 (Zimmerman, 1992) y, un coeficiente de $\hat{\rho} = 0,413$ en 1984 (Solon, 1992). Si consideramos los resultados de movilidad intergeneracional del estudio de Checchi (1998), tendríamos que ubicar a España entre Estados Unidos y Alemania. Es posible que exista un sesgo a la baja dada las características de la muestra utilizada. Pero este análisis no cambiaría las conclusiones aunque consideremos tal posibilidad. Nuestros resultados están dentro del grado de movilidad intergeneracional esperado para países desarrollados. Se espera que el grado de movilidad intergeneracional no sea mayor que el experimentado por Estados Unidos, considerado como el país más móvil.

Las estimaciones de la movilidad intergeneracional de ingresos hablan de un aumento de la misma durante el período de 10 años pasando el coeficiente estimado $\hat{\rho}$ de un 0,60 en 1980 a un 0,44 en el año 1990. A diferencia de la literatura existente, se puede decir que la movilidad intergeneracional de ingresos es diferente en el tiempo y este cambio puede ser debido a los grandes cambios económicos y educativos experimentados España en esa década.

En el transcurso de este período la evolución de la movilidad intergeneracional de ingresos fue diferente tanto para hombres y mujeres como para la zona donde residen los individuos. La movilidad de ingresos aumentó para los hombres, mientras que para las mujeres se mantuvo constante. El análisis también muestra que las zonas rurales fueron las que experimentaron un aumento mayor en la movilidad de ingresos.

La movilidad intergeneracional educativa para el año 1990 presenta una elasticidad del 0,125 y en comparación con otros países desarrollados se situaría entre los países más móviles después de Estados Unidos y Reino Unido.

De acuerdo con nuestras estimaciones de movilidad de ingresos y educativa, observamos que la movilidad educativa explica casi el 30% de la movilidad intergeneracional de ingresos. Resultado un poco menor que los obtenidos por Checchi (1998) para Italia, Alemania y Estados Unidos. Dados los resultados diversos de las estimaciones de movilidad de ingresos y educativas, no podemos asegurar que obtengamos la mismas conclusiones si cuantificamos la movilidad intergeneracional social mediante los ingresos o mediante los niveles de instrucción de los individuos.

Aunque el análisis realizado hasta la fecha debe considerarse sólo como exploratorio, creemos que constituye un punto de partida para análisis posteriores. Las próximas investigaciones tienen que estar dirigidas a demostrar si la movilidad educativa constituye una parte importante de la movilidad de ingresos.

Apéndice A

Tabla A.1. Estimación Probit ordenado. Variable dependiente: cuartiles de renta del hijo

Variables independientes	Coefficiente	Error Estandar	Significatividad
Renta del padre (2° cuartil)	0.450	0.052	0.000
Renta del padre (3° cuartil)	0.672	0.058	0.000
Renta del padre (4° cuartil)	0.991	0.072	0.000
Edad del padre	0.046	0.038	0.224
Edad del padre ²	-0.000	0.000	0.367
Edad del hijo	0.148	0.029	0.000
Edad del hijo ²	-0.002	0.000	0.000
Log F. Verosimilitud	-3772.183	Indice RV (Pseudo-R2)	0.037
Estadístico RV (7g)	291.548	Valor p (estadístico RV)	0.000
N° observaciones	2989		

Nota: El método de estimación utilizado es el método de Máxima Verosimilitud. Las variables dependientes son los ingresos de los hijos divididos en cuartiles de la distribución de ingresos. Las variables independientes de renta del padre son dicotómicas. Toman el valor 1, si los ingresos de los padres pertenecen a dicho cuartil de la distribución de ingresos y 0 en cualquiera de los otros casos. La categoría base es el grupo del 1° cuartil de la renta del padre y g es el grado de libertad.

Tabla A.2. Estimación probit ordenado. Variable dependiente: niveles de educación del hijo.

Variables independientes	Coefficiente	Error Estandar	Significatividad
Estudios Primarios del padre	0.870	0.038	0.000
Estudios Secundarios del padre	1.392	0.107	0.000
Estudios Superiores del padre	1.727	0.064	0.000
Log F. Verosimilitud	-5169.192	Indice RV (Pseudo-R2)	0.085
Estadístico RV (3g)	967.400	Valor p (estadístico RV)	0.000
N° observaciones	4469		

Nota: El método de estimación utilizado es el método de Máxima Verosimilitud. La variable dependiente es el nivel educativo del hijo. Las variables independientes son dicotómicas y toman el valor 1 si el máximo nivel educativo alcanzado del padre es dicho nivel educativo y 0, en cualquiera de los otros casos. La categoría base corresponde al grupo de individuos que no han alcanzado los estudios primarios e incluyen analfabetos y sin estudios. g es el grado de libertad.

Bibliografía

- Atkinson, A. B. (1981), "On intergenerational income mobility in Britain", *Journal of Post Keynesian Economics*, 3(2): 194-218.
- Atkinson, A. B., Maynard, A. K., y Trinder, C. G. (1983), *Parents and Children: Incomes in Two Generations*, London: Heinemann.
- Ayala, L. y Sastre, M. (2002), "La medición de la movilidad de ingresos: enfoques e indicadores", *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 162(3): 101-131.
- Becker, G. y Tomes, N. (1986), "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, 4(3): s2-s39.
- Behrman, J. R., Gaviria A. y Székely M. (2001), "Intergenerational Mobility in Latin America", Working Paper, Inter American Development Bank.
- Behrman, J. R. y Taubman, P. (1990), "The Intergenerational correlation between Children's Adult earnings and their Parents's Income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics", *Review of Income and Wealth*, 36(2): 115-127.
- Behrman, J. R. y Taubman, P. (1985), "Intergenerational Earnings Mobility in the United States: Some Estimates and a Test of Becker's Intergenerational Endowments Model", *The Review of Economics and Statistics*, 67(1): 144-151.
- Bowles, S. y Gintis, H. (2002), "The Inheritance of Inequality", *Journal of Economic Perspectives*, 16(3): 3-30.
- Bratberg, E., Nilsen, O. y Vaage, K. (2003), "Assessing Changes in Intergenerational Earnings Mobility", Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper n° 797 .
- Carabaña, J. (1999), *Dos Estudios sobre movilidad intergeneracional*, en Madrid: Fundación Argentaria-Visor (ed.).
- Cantó, O. (2000), "Income Mobility in Spain: How much is there?", *Review of Income and Wealth*, 46(1): 85-102.

- Checchi, D. (1998), "Education and Intergenerational Mobility in Occupations: a Comparative Study", *American Journal of Economics and Sociology*, 56(3): 331-351.
- Checchi, D. (2001), "Education, Inequality and Income Inequality", London School of Economics, STICERD Distributional Analysis Research Programme, Discussion Paper DARP/52.
- Comi, S. (2003), "Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP", Università degli Studi di Milano, Working Paper 03/2003.
- Dearden, L., Machin, S. y Reed, H (1997), "Intergenerational Mobility in Britain.", *Economic Journal* 107: 47-66.
- Dutta, J., Sefton, J. y Weale, M. (1999), "Education and Public Policy", *Fiscal Studies*, 20(4): 351-386.
- Fortin, N. M. y Lefbvre S. (1998), "Intergenaritional Income Mobility in Canada" en Miles Corak (ed.), *Labour Markets, Social Institutions and the Future of Canada's Children*, Ottawa: Statistics Canada (ed.), catalogue nº 89-553-XPB.
- Gang, I. (1996), "Who Matters Most?. The Effect of Parent's Schooling on Children's Schooling", en Hermann Korte and Gert G. Wagner (ed.), *Changing Family and Living Arrangements-An international Comparison*. New York and Frankfurt: Campus.
- Garrido, L. y Requena, M. (1996), *La Emancipación de los Jóvenes en España*, en Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Instituto de la Juventud (ed.).
- Goerlich, F. y Mas, M. (2001), "Inequality in Spain 1973-91: Contribution to a Regional Database", *Review of Income and Wealth*, 47(3): 361-378.
- Green, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, Fourth Edition, London: Prentice-Hall International Inc.
- Johnson, P. (2002), "Intergenerational dependence in education and income", *Applied Economics Letters*, 9: 159-162.
- Maurin, E. (2002), "The impact of parental income on early schooling transitions. A re-examination using data over three generations", *Journal of Public Economics*, 85: 301-332.

- Naga, R. A. y Cowell, F. (2002), "Intergenerational Mobility in Britain: Revisiting the Prediction Approach of Dearden, Machin and Reed", working paper, .
- Piketty, T. (1998), "Theories of Persistent Inequality and Intergenerational Mobility", en Atkinson A. y Bourguignon F. (ed.), *Handbook of Income Distribution*, Chapter 6.
- Prieto Rodríguez, J., Salas R. y Álvarez García, S. (2002), "Movilidad Social y Desigualdad Económica", Instituto de Estudios Fiscales, working paper.
- Ríos-Rull, J. V. (2002), "Desigualdad, ¿Qué sabemos?", *Investigaciones Económicas*, XXVI(2): 221-254.
- Rischall, I. (1999), "The Roles of Education, Skill and Parental Income in Determining Wages", Social Sciences and Humanities Research Council of Canada, working paper 29: 1-34.
- Sanromá, E y Ramos, R. (2000), "Capital humano local y productividad en las provincias españolas", en Documents de Treball- Col·lecció d'Economia, Universitat de Barcelona.
- Solon, G. (1992), "Intergenerational Income Mobility in the United States", *American Economic Review*, 82(3): 393-408.
- Solon, G. (1989), "Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations", *Review of Economics and Statistics*, 71(1): 172-74.
- Zárraga, J. L. (1989), *Informe Juventud en España 1988*, en Madrid: Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales. Instituto de la Juventud (ed.).
- Zimmerman, D. (1992), "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature", *American Economic Review*, 82(3): 409-429.

SÈRIE DE DOCUMENTS DE TREBALL DE L'IEB

2000

2000/1 - Esteller, A.; Solé, A., "Vertical Income Tax Externalities and Fiscal Interdependence: Evidence from the US"

Publicat a: *Regional Science and Urban Economics*, 31 (2-3), pàgs. 247-72, 2001.

2000/2 - Castells, A., "The role of intergovernmental finance in achieving diversity and cohesion: the case of Spain"

Publicat a: *Environment and Planning C: Government and Policy*, 19 (2), pàgs. 189-206, 2001.

2000/3 - Costa, M.T.; Segarra, A. (URV); Viladecans, E., "Pautas de localización de las nuevas empresas y flexibilidad territorial"

Publicat a: *Small Business Economics*, 22(3-4), pàgs. 265-281, 2004, sota el títol "The location of new firms and the lifecycle of industries".

2000/4 - Costa, M.T.; Duch, N.; Lladós, J. (UAB), "Determinantes de la innovación y efectos sobre la competitividad: el caso de las empresas textiles"

Publicat a: *Revista Asturiana de Economía*, 20, pàgs. 53-80, 2001.

2000/5 - Solé, A., "Determinantes del gasto público local: necesidades de gasto vs. capacidad fiscal"

Publicat a: *Revista de Economía Aplicada*, 9 (25), pàgs. 115-56, 2001, sota el títol "Determinantes del gasto público local: ¿Necesidades de gasto o capacidad fiscal?"

2000/6 - Barberán, R. (U. de Zaragoza); Bosch, N.; Castells, A.; Espasa, M., "The redistributive power of the Central Government Budget"

2001

2001/1 - Espasa, M., "The territorial redistribution of the EU budget. Empirical evidence at national and regional level"

Publicat a: *Environment and Planning C: Government and Policy*, 19 (5), pàgs. 771-790, 2001, sota el títol "The territorial redistributive power of the EU budget. Empirical evidence at national and regional level"

2001/2 - Viladecans, E., "La concentración territorial de las empresas industriales: un estudio sobre la unidad geográfica de análisis mediante técnicas de econometría espacial"

Publicat a: *Papeles de Economía Española*, 89/90, pàgs. 308-320, 2001, sota el títol "La concentración territorial de las empresas industriales. Un estudio sobre el tamaño de las empresas y su proximidad geográfica"

2001/3 - Castells, A., "La descentralización de las políticas sociales en el Estado del Bienestar"

2001/4 - Bosch, N.; Pedraja, F. (U. de Extremadura); Suárez-Pandiello, J. (U. de Oviedo), "The influence of Environmental Variables in Measuring the Efficiency of Refuse Collection Services: An Application to the Spanish Municipalities"

Publicat a: *Local Government Studies*, 26 (3), pàgs. 71-90, 2000.

2001/5 - Solé, A., "Budget spillovers in a metropolitan area: typology and empirical evidence"

2001/6 - Sanromà, E.; Ramos, R. (UB-AQR), "Local human capital and external economies: evidence for Spain"

2001/7 - Leonida, L. (U. Della Calabria); Montolio, D., "Convergence and Inter-Distributional Dynamics among the Spanish Provinces. A Non-parametric Density Estimation Approach"

2001/8 - García Quevedo, J., "University research and the location of patents in Spain"

Publicat a: *Papeles de Economía Española*, 93 pàgs. 98-108, sota el títol "Investigación universitaria y localización de las patentes en España"

SÈRIE DE DOCUMENTS DE TREBALL DE L'IEB

2001/9 - Esteller, A.; Solé A., "Tax Setting in a Federal System: The Case of Personal Income Taxation in Canada"

Publicat a: *International Tax and Public Finance*, 9, pàgs. 235-57, 2002, sota el títol "An empirical analysis of vertical tax externalities: The case of personal income taxation in Canada"

2001/10 - Durán J.M.; Gispert, C. de, "Fiscalidad medioambiental sobre la energía: propuestas para España "

Publicat a: *Energía, fiscalidad y medio ambiente en España*, a A. Gago i X. Labandeira (Dir.), 7, pàgs. 171-192, 2002, sota el títol "La imposición energético-ambiental en España"

2001/11 - Álvarez, M., "España y la senda de desarrollo de la inversión directa: una aproximación"

2002

2002/1 - Bosch, N.; Espasa, M.; Sorribas, P., "La capacidad redistributiva y estabilizadora del presupuesto del Gobierno Central Español"

Publicat a: *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 160 (1), pàgs. 47-76, 2002.

2002/2 - García Quevedo, J., "The location of innovation. Universities and technological infrastructure in Spain"

2002/3 - Viladecans Marsal, E., "The growth of cities: Does agglomeration matter?"

2002/4 - Pons Novell, J.; Tirado Fabregat, D.A. (UB), "Discontinuidades en el crecimiento económico en el periodo 1870-1994: España en perspectiva comparada"

2002/5 - Bosch, N.; Espasa, M.; Sorribas, P., "The redistributive, stabiliser and insurance effects at territorial level of "federal" government budgets"

2002/6 - Callejón, M. (UB); **García Quevedo, J.**, "Las ayudas públicas a la I+D empresarial. Un análisis sectorial"

2003

2003/1 - Solé Ollé, A.; Viladecans Marsal, E., "Fiscal and growth spillovers in large urban areas"

2003/2 - Gual, J. (IESE); **Trillas, F.**, "Telecommunications Policies: Determinants and Impact"

2003/3 - Leonida, L. (U. Della Calabria); **Montolio, D.**, "Public Capital, Growth and Convergence in Spain. A Counterfactual Density Estimation Approach"

2003/4 - Álvarez, M., "FDI Determinant Factors: The Case of Catalan Multinational Manufacturing Firms"

2003/5 - Álvarez, M., "Wholly-Owned Subsidiaries Versus Joint Venture: The Determinant Factors in the Catalan Multinational Manufacturing Case"

2003/6 - Pelegrín, A., "Regional Distribution of Foreign Manufacturing Investment in Spain. Do agglomeration economies matter?"