

# **MOVILIDAD INTERGENERACIONAL DE INGRESOS Y EDUCATIVA EN**

**ESPAÑA (1980-90)**

***Adriana Sánchez Hugalde***  
*Programa de Doctorado- DECUB*  
*Universitat de Barcelona*

***Noviembre 2003***

**Resumen:** Este trabajo cuantifica, en primer lugar, la movilidad intergeneracional de ingresos en España para los años 1980 y 1990 a partir de datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF). Dicha movilidad se interpreta como la correlación de la transmisión de ingresos de una generación a la siguiente. La metodología utilizada es el enfoque de la regresión a la media y las estimaciones se realizan mediante el método MCO. Dada la existencia de errores de medida en las variables, se aplica también el método de Variables Instrumentales. Los resultados muestran que la movilidad de ingresos se incrementó pasando de un 0,64 en 1980 a un 0,44 en 1990. Este aumento de la movilidad no fue homogéneo para hombres y mujeres ni tampoco igual según la zona de residencia del individuo: urbana o rural. 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 una elevada movilidad educativa. Por último, se analiza la movilidad intergeneracional de ingresos y la educativa a nivel de comunidades autónomas. Los resultados muestran que las comunidades autónomas con una mayor movilidad en términos de ingresos también presentan una movilidad educativa mayor.

*Clasificación JEL:* J620, I290.

## Indice

<b><i>I. Introducción</i></b>	<b>3</b>
<b><i>II. Revisión de la literatura</i></b>	<b>5</b>
<b><i>III. Medición de la movilidad intergeneracional</i></b>	<b>8</b>
<i>III.1. La movilidad intergeneracional de ingresos</i>	9
<i>III.2. La movilidad intergeneracional educativa</i>	11
<b><i>IV. Descripción de los datos</i></b>	<b>12</b>
<b><i>V. Resultados</i></b>	<b>14</b>
<i>V.1. La movilidad intergeneracional de ingresos</i>	14
<i>V.2. La movilidad intergeneracional educativa</i>	17
<b><i>VI. Conclusiones</i></b>	<b>18</b>
<b><i>VII. Bibliografía</i></b>	<b>20</b>
<b><i>VIII. Cuadros y Gráficos</i></b>	<b>23</b>

## *I. Introducción*

Desde hace relativamente poco tiempo a los economistas les ha interesado conocer y explicar la persistencia de las riquezas de las familias a través de generaciones, es decir, la movilidad intergeneracional social. Concretamente nos referimos con movilidad intergeneracional social al cambio de escala o *status* del hijo con respecto al padre. Para medirla se han utilizado diferentes variables como son los ingresos, nivel educativo y ocupación. Por lo tanto, la movilidad intergeneracional de ingresos nos indica el grado en el cual el nivel económico es transmitido de una generación a la siguiente. La movilidad educativa nos indica el grado de correlación de la escolarización entre padres e hijos. Finalmente el último muestra el grado de movilidad del *status* ocupacional a través de las generaciones. El propósito del presente trabajo es cuantificar la movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España y estudiar su evolución desde 1980 al 1990.

El interés del estudio de la movilidad intergeneracional radica en que la desigualdad de ingresos transmitida entre generaciones viola la igualdad de oportunidades de los individuos. Así lo han expresado Behrman y Taubman (1990) en su trabajo afirmando que "...el grado de movilidad intergeneracional...es un importante indicador de la salud y éxito de una sociedad." Y luego continúan "...la igualdad de oportunidades es una característica deseable para la sociedad." Con el término igualdad de oportunidades se está refiriendo a que individuos provenientes de familias de diferente nivel de ingresos tengan las mismas opciones respecto de las inversiones en capital humano y de obtener los ingresos esperados.

Las políticas públicas juegan un papel importante para promover la igualdad de oportunidades. Las políticas que pueden afectar más directamente a la igualdad de oportunidades son las educativas. Como dicen Dutta, Sefton & Weale (1999) "Uno de los más importantes argumentos políticos en la intervención del estado en la provisión de educación es la igualdad dentro y a través de las generaciones"..."el pobre permanece pobre porque no tiene acceso a la cantidad y calidad de la educación disponible para los ricos". Estas políticas influyen directamente en la movilidad intergeneracional educativa. Sin embargo, las políticas a aplicar cuando 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 se destaca un trabajo de Carabaña (1999) que se centra en el análisis de la movilidad ocupacional. Para ello 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 e ingresos). Como dice Atkinson (1981) "no hay duda de que el *ranking* esté correlacionado con los ingresos, aunque existen otros criterios que también entran en la construcción de tal escala." Por ejemplo, "se encuentran variaciones considerables en los ingresos dentro de las categorías ocupacionales. Más aún, existen problemas introducidos por el cambio de la estructura ocupacional a través de las generaciones."<sup>1</sup> Por esta razón, siempre será preferible utilizar datos directos de ingresos para medir el *status* de las generaciones, obviamente en caso de disponer de ellas.

Por otra parte, existe un gran interés académico por el tema de la distribución de la renta y de desigualdad en España. Entre los estudios que conforman una amplia literatura existente sobre el tema podemos citar, por ejemplo, a Esteban, J.M. (1994), Goerlich (1998), Goerlich y Mas (2001), 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-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 rentas durante su vida. Cantó (2000) la ha medido para España durante el período 1985/1992 llegando a la conclusión de que el grado de movilidad intrageneracional es alto en el cual aproximadamente el 60% de los jefes de familia cambian de decila de un año a otro y observa una tendencia alcista de la movilidad intrageneracional. 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-Sastre (2002) realizaron una revisión de la literatura sobre la movilidad de ingresos y los diferentes indicadores disponibles para su medición.

El estudio de la movilidad intergeneracional viene a complementar los estudios de desigualdad de la renta y la movilidad intrageneracional. Mientras el estudio de la desigualdad de rentas de individuos nos puede decir sobre cuan desigual está distribuida la renta en un estado o región, el estudio de la movilidad intergeneracional nos dice quienes y cuánto han cambiado de nivel económico. 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 los ingresos permanentes de padres y los ingresos permanentes de los hijos.

---

<sup>1</sup> Atkinson (1981) pág 194/5.

En España no se han realizado el tipo de estudios que intentan cuantificar la movilidad intergeneracional de ingresos ni tampoco la educativa. Esto es debido a principalmente a la falta de datos longitudinales socioeconómicos, ya que en la mayoría de los estudios empíricos se utilizan bases de datos de este tipo. No obstante, existen algunos autores que trabajan con datos no longitudinales como por ejemplo, Behrman, Gaviria y otro (2000) que estiman la movilidad intergeneracional para Latinoamérica, y Maurin (2002) que analiza el efecto de los ingresos del padre sobre los niveles educativos de los hijos en Francia.

En este trabajo se estima la movilidad tanto de ingresos como educativa con ecuaciones de regresión a la media (Solon, 1992, Zimmerman,1992, Behrman y Taubman,1990, Atkinson,1981 y otros) 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 aproximadamente de un 0.44 en 1990 y que en el transcurso de 10 años (1980-90) la sociedad española ha experimentado un incremento en la movilidad.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la próxima sección hacemos una revisión de la literatura sobre el tema que nos atañe. 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 presentamos los resultados empíricos obtenidos. Finalmente, la última sección presentamos las principales conclusiones del trabajo.

## ***II. 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, estos estudios 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 y 1983) para Gran Bretaña y Becker y Tomes (1986) para Estados Unidos. Este tipo de mediciones ha sido realizado más recientemente para otros países.

[Insertar tabla 1]

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. Dada la falta de medidas de 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 (1998), sugieren que la ocupación del padre puede ser un buen instrumento dada la alta correlación de ésta con los ingresos permanentes.

El segundo método trabaja con matrices de probabilidades de transición<sup>2</sup>. Estas matrices nos indican las probabilidades de movimiento a través de segmentos de la distribución de ingresos a través de generaciones. 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 ricos.

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”.

Este método ha sido muy utilizado en los trabajos empíricos. No obstante, en este trabajo preferimos utilizar el análisis econométrico más que el análisis de matrices de transición por la dificultad de estimar los ingresos de largo plazo de los padres. Con el desarrollo econométrico que se realizará en este trabajo se podrá resolver la dificultad mencionada anteriormente.

Una diferencia importante entre este tipo de trabajos y el estudio presente tiene que ver con el tipo de datos utilizados. En la mayoría los trabajos citados utilizan bases de datos longitudinales. Por ejemplo, la base de datos llamada *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) de Estados Unidos que siguen a los hijos de las familias recogidas originariamente hasta que forman sus propias familias. Ésto permite hacer las regresiones usando los ingresos actuales de los hijos y los ingresos de los padres

---

<sup>2</sup> Una matriz de transición es una matriz ( $P$ ) de orden  $n \times n$ , donde  $n$  se refiere al número de categorías. El elemento en la  $v_{pit}$  fila y en la  $k^{th}$  columna de la matriz ( $p_{jk}$ ) es la probabilidad de que una entidad se mueva de la  $j^{th}$  categoría a la  $k^{th}$  categoría entre generaciones.

cuando éstos 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. En este tipo de bases de datos tiene la ventaja de 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.

Debe señalarse que el análisis de los resultados obtenidos debe ser cauteloso. En efecto, a pesar de la importancia de una elevada movilidad intergeneracional, ésta tiene límites y siempre existirá un cierto grado de inmovilidad en la sociedad. Las estimaciones 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.

Otro tipo de trabajos en materia de la movilidad intergeneracional son los que se preguntan por los mecanismos que permiten la transmisión de ingresos a través de generaciones (Becker & Tomes (1986); Bowles & Gintis (2002); Checchi (1998); Rischall (1999); Naga & Cowell (2002)) Estas investigaciones tratan de determinar los factores más relevantes que afectan el grado de movilidad intergeneracional de ingresos. 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.

Los efectos de la educación en el grado de movilidad intergeneracional de ingresos están siendo estudiados por muchos autores últimamente. En este sentido autores como Checchi, (1998), descompone la movilidad observada en dos canales: la "adquisición de educación" y "otros factores". Lo interesante de este trabajo es que la primera es responsable de casi la mitad de la inmovilidad observada en estos tres países. Isaac Rischall (1999) examina qué proporción de la correlación de ingresos a través de las generaciones puede ser explicada por la educación y las habilidades. Estos trabajos muestran la importancia de la educación como un factor importante a la hora de analizar la transmisión del bienestar de una generación a otra.

No obstante, muchas veces al analizar el tema de la movilidad intergeneracional se ha utilizado ambos tipos de movilidad -la movilidad educativa y la de ingresos- indistintamente. Es decir,

estas dos movilidades las consideran como medidas iguales de movilidad intergeneracional social. Esto puede acarrear problemas a la hora de encarar las políticas a seguir. Estos dos tipos de movilidades intergeneracionales abarcan conceptos diferentes y por lo tanto, sus análisis y soluciones llevarán a políticas diferentes.

La movilidad intergeneracional de ingresos tiene que ver a nivel individuo con la educación, factores culturales, etc. y a nivel macro con la composición del empleo, la legislación laboral, el alcance de las uniones comerciales y las políticas fiscales. Mientras, la movilidad intergeneracional educativa estaría más relacionada con los diferentes sistemas educativos a través de las generaciones en cuanto años de obligatoriedad, prohibición del trabajo de niños, de la existencia de una red de escuelas públicas, etc. y de las oportunidades en el mercado laboral.<sup>3</sup>

Por lo tanto, las políticas a seguir serán diferentes según el tipo de movilidad intergeneracional. Resulta obvio que las políticas que se aplicarán para, por ejemplo, aumentar la movilidad intergeneracional educativa serán principalmente del tipo educativa. 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 una batería de políticas económicas y sociales más complejas.

De hecho, la movilidad intergeneracional de ingresos y la educativa deberían estar relacionadas. Como se dijo anteriormente la educación juega un papel importante en la movilidad intergeneracional de ingresos. El nivel educativo de los individuos influyen en sus ingresos permanentes esperados de forma positiva. A mayor nivel educativo mayores son los ingresos esperados por el individuo.

### ***III. Medición de la movilidad intergeneracional***

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

---

<sup>3</sup> Ver Checchi (2001) págs 4 y 5.



## II.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  $y_{hi}$  al 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  $y_{pi}$  a la misma variable para su padre. Las dos variables están expresadas en logaritmos y como desviaciones de las medias de las generaciones. Llamaremos  $\rho$  a la verdadera correlación poblacional entre  $y_{0i}$  y  $y_{1i}$ . Si asumimos que la varianza poblacional en  $y$  es la misma en las dos generaciones, entonces se puede obtener  $\rho$  mediante una estimación OLS de la siguiente ecuación;

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

Si  $\rho = 0$  existe una movilidad intergeneracional perfecta y la posición del hijo es independiente de la de los padres o por el contrario, existe una movilidad nula cuando  $\rho = 1$  o reversión completa  $\rho = -1$ .

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.<sup>4</sup>

Existen métodos para reducir este sesgo. En primer lugar, se puede considerar 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). Para esta variable medida en el año  $t$ , el modelo para los ingresos del hijo:

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

---

<sup>4</sup> El sesgo en el coeficiente  $\rho$  puede escribirse como  $plim \hat{\rho} = \rho / (1 + (\sigma_{v_{pit}}^2 / \sigma_{y_{pi}}^2)) < \rho$ . Su tamaño depende del cociente  $(\sigma_{v_{pit}}^2 / \sigma_{y_{pi}}^2)$ .

donde  $y_{hit}$  es el logaritmo de los ingresos del hijo, 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  $t$ ,  $\alpha_1$ ,  $\beta_1$  y  $\gamma_1$  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 OLS de la ecuación (4) permite obtener un parámetro estimado  $\hat{\rho}$  que sigue siendo sesgado hacia la baja en los errores en las variables por la correlación entre  $v_{pit}$  y  $y_{pit}$ <sup>5</sup>. Esto ocurre aunque se asuma que las variables de edad no están correlacionadas con las variables de *status* de largo plazo y con los términos de error ( $v$ ). En segundo lugar, una forma para reducir del sesgo producido por utilizar ingresos anuales de los padres es aproximar a una variable de más largo plazo los ingresos anuales de los padres promediándolos 5 años. Ya que la base de datos empleada no nos permite hacerlo, resulta necesario, por tanto, 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  $y_{pit}$ . Esta nueva variable es llamada comúnmente variable instrumental. 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, siendo éstos estimados de la siguiente forma:

$$y_{pit} = \Omega_{kt} e_{ki} + \beta_0 A_{pit} + \gamma_0 A_{pit}^2 + \xi_{pit} \quad (5)$$

donde  $y$  es el ingreso del padre en el año  $t$  y  $e$  son los años educativos del padre. La utilización de la educación del padre como una variable instrumental puede ocasionar la inconsistencia del estimador IV dado que esta variable podría pertenecer como regresor en un modelo estructural del nivel económico del hijo (e.g.: podría pertenecer originariamente a la ecuación (2)). Bajo supuestos

plausibles, esto ocasiona un sesgo hacia arriba<sup>6</sup> en la estimación del parámetro  $\rho$ . Si esto es así, los dos estimadores propuestos limitan el verdadero valor de  $\rho$ .

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 y Lefebvre, 1998). Entonces se puede expresar al ingreso del padre como:

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

donde  $\chi_{kt}$  es el ingreso promedio de la ocupación  $k$  en el año  $t$ ,  $Oc_{kt}$  es un set de variables ficticias que indican el tipo de ocupación y  $u_{pit}$  es el término del error.

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

$$y_{pit} = \Omega_{kt} e_{ki} + \chi_{kt} Oc_{kt} + \beta_0 A_{pit} + \gamma_0 A_{pit}^2 + u_{pit} \quad (7)$$

## II.2. La Movilidad Intergeneracional Educativa

Al igual que para la movilidad intergeneracional de ingresos, existen diversos métodos para calcular la movilidad intergeneracional educativa. Los resultados obtenidos por estos diferentes métodos no son comparables entre sí. En el presente trabajo utilizaremos dos métodos: la simple correlación de *Pearson* y la regresión a la media.

Para la estimación de la movilidad intergeneracional educativa (Gang, 1996; Behrman, Gaviria, 2001) puede realizarse mediante la estimación de la siguiente ecuación:

$$e_{hi} = \varphi + \delta e_{pi} + \bar{\omega}_i \quad (8)$$

---

<sup>5</sup> la  $cov(y_{pit}, v_{pit}) = -\rho \sigma_{v_{pit}}^2 \neq 0$

<sup>6</sup> 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. Ver Solon (1992).

donde  $e_{hi}$  y  $e_{pi}$  son los años de educación expresado en logaritmos como desviación de la media del hijo y del padre respectivamente y  $\varpi_i$  es el término de error. Esta ecuación es una aproximación lineal del proceso de transmisión de la escolarización a través de generaciones. Existen componentes explicativos que entran en la determinación del parámetro  $\delta$  como restricciones de capital y dotación genética y cultural. Consciente de esto, lo que en el presente trabajo nos interesa es medir la movilidad intergeneracional.

#### *IV. Descripción de los datos*

En España existen tres bases de datos más importantes 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). En primer lugar, descartamos la utilización de la ECPF porque no recolecta los ingresos de los hijos en cada una de las ondas. Luego, dado que tanto la EPF y el PHOGUE tienen la característica de cohabitación de padres e hijos elegimos la EPF ya que en ésta es posible calcular la movilidad intergeneracional de ingresos en dos momentos en el tiempo (1980 y 1990).

Entonces para este análisis empleamos la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) para los años 1980 y 1990. Dicha encuesta capta información de ingresos, ocupación y nivel educativo de los hogares españoles. Incluimos en el estudio todos los hijos mayores de 23 años de ambos sexos y padres de sexo masculino. La selección de hijos mayores a 23 años se hace porque se considera que a esa edad teóricamente han terminado los estudios superiores. Los estadísticos descriptivos de la muestra están expuestos en la tabla 2.

Para este análisis consideramos sólo los pares de padres-hijos que presenten ingresos anuales positivos. Este es el procedimiento utilizado por Atkinson (1981) y Solon (1992) en sus respectivos trabajos. La razón de ello es que nos interesa los hijos y padres que están trabajando. No incluimos en el análisis a estudiantes que no trabajan o bien a desempleados (buscadores del primer trabajo) porque estas circunstancias son transitorias en el tiempo y no permitirían inferir sus ingresos permanente. 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).

**Tabla 2**  
**Estadísticos descriptivos de la muestra**

<b>EPF-80</b> N=1816	Media	Desv. Std.
edad hijo	28.15	6.23
ingreso hijo	364,784	199,657
edad padre	61.17	8.40
ingreso padre	443,542	384,984
<b>EPF-90</b> N =2989		
edad hijo	28.16	5.69
ingreso hijo	875,927	520,629
años educativos hijo	10.94	4.35
edad padre	61.26	7.83
ingreso padre	1,261,264	932,047
años educativos padre	6.00	5.08

No obstante, se espera que se encuentre una correlación intergeneracional menor porque los ingresos de los hijos son observados en el principio del ciclo vital mientras que los ingresos de los padres lo son en los últimos años de trabajo en el mercado laboral.

Para la estimación de la movilidad intergeneracional tanto de ingresos como la educativa necesitamos tener la variable *años de educación*. La EPF sólo recoge información del nivel educativo de los padres por lo que lo convertimos en base a la tabla 3.

[Insertar tabla 3]

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) ampliándose la base de datos a 4469 pares.

Quizás el problema más importante 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 que se han emancipado. Esta característica de la encuesta hace que la medición de la movilidad pueda estar sesgada. Un análisis detallado de nuestros datos sugiere, sin embargo, que este sesgo no tiene por qué ser muy importante. En primer lugar, el hecho de que hijos jóvenes-adultos vivan en el hogar familiar no es un caso raro de la sociedad española. Según un

estudio del Instituto de la Juventud (IJ)<sup>7</sup>, el 69% de los jóvenes de hasta 29 años de edad vivían en el hogar familiar en 1984. Esta cifra sobre el año 1988 sube hasta el 72%. En segundo lugar, se puede pensar que estamos considerando sólo a hijos que están en la universidad ya que éstos tienen más probabilidad de quedarse en casa mientras realizan sus estudios. Sin embargo, la muestra de la EPF sólo el 25% de los hijos están estudiando mientras el 75% no lo están. Mientras en el estudio del IJ la proporción de jóvenes que cursan estudios ronda el 20% (para 1988). Por lo tanto, los posibles sesgos generados por no considerar a los hijos emancipados tanto pobres como ricos pueden compensarse. Por estas razones creemos que estos datos pueden ser una base representativa de la población española.

## ***V. 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.

### *V.1. Movilidad intergeneracional de ingresos*

En la Tabla 4 mostramos las diferentes estimaciones de la movilidad intergeneracional de ingresos para los dos años considerados. Presentamos las estimaciones: OLS, OLS corrigiendo por edades de hijos y padres; el método de variables instrumentales (*IV*) teniendo como instrumentos los años educativos de los padres, ocupación de los padres y por último, utilizando las dos variables instrumentales conjuntamente. Sabemos que el verdadero valor de  $\rho$  está entre la estimación OLS, sesgada a la baja (cosa que significa que la movilidad está sesgada al alza), y la estimación *IV años educativos* que podría estar sesgada al alza. Efectivamente el coeficiente de la estimación *OLS+edad* es menor que la estimación *IV años educativos*.

[Insertar Tabla 4]

Cuando consideramos a la *ocupación* como variable instrumental del ingreso del padre, las estimaciones arrojan una alta movilidad. Las regresiones que utilizan las variables *años educativos* y

---

<sup>7</sup> Ministerio de Trabajo y Acción Social. Instituto de la Juventud. "Informe Juventud en España 1988".

la *ocupación* conjuntamente como instrumentos otorgan valores más cercanos a los *IV educativos*. Usamos el contraste de Sargan para determinar la validez de los instrumentos utilizados. Este contraste señala que para el año 1980 las estimaciones *IV ocupación* y *IV conjunto* están correlacionados con el término de error y no son, por tanto, totalmente adecuados.

Los resultados de cualquier estimación nos muestra un coeficiente  $\rho$  menor en 1990 con respecto a 1980. Es decir, que la movilidad de ingresos ha aumentado en el periodo 1980-1990 siendo el grado de movilidad 0,43 en 1990. El valor obtenido de movilidad intergeneracional de ingresos es un valor razonable con respecto a los valores obtenidos en otros estudios para países desarrollados (ver tabla 4). En este sentido, Piketty (1998), como otros autores, destaca que los estudios comparativos de movilidad social basados en diferentes bases de datos en diferentes puntos en el tiempo encuentran estimaciones de movilidad intergeneracional muy parecidas. No obstante, en el presente trabajo encontramos un aumento significativo de la movilidad de ingresos en diferentes momentos en el tiempo. Y parece lógico pensar que esto haya sucedido ya que España en esa década experimentó grandes cambios económicos e institucionales acompañados con crecimiento económico.

El siguiente paso es estimar la movilidad intergeneracional en función del género (tabla 5). En el año 80 sólo para las especificaciones de *IV años educativos* observamos que la movilidad es igual para hombres que mujeres, siendo el parámetro  $\rho$  aproximadamente un 0,60. En el año 90 podemos corroborar las grandes diferencias que se producen entre varones y mujeres. La movilidad de ingresos intergeneracional es dos veces mayor en los varones que en las mujeres. No obstante, la movilidad correspondiente a la mujer permanece constante. El aumento de la movilidad de ingresos del año 90 es debido a los varones.

[Insertar Tabla 5]

Podemos pensar que la movilidad de ingresos es distinta según la zona urbana o rural en que se localicen las familias. Es natural pensar que en las zonas urbanas la movilidad sea mayor que en las rurales por el hecho que las primeras son más desarrolladas y que en ellas se concentran la mayor cantidad y diversidad de oferta de trabajo y donde el acceso a la educación es más fácil. Las estimaciones de la tabla 6 muestran que la zona urbana es más móvil que la rural para los dos años considerados. Sin embargo, en el período de estos 10 años fue en la zona rural en donde se experimentó un mayor aumento de la movilidad.

Si seguimos investigando un poco más (Tabla 7) observamos que los individuos más móviles en la economía del 80 son las mujeres situadas en la zona urbana mientras que en el 90 los más móviles son los varones en la zona urbana. Este último resultado proviene principalmente de la disminución de la movilidad de la mujer. Finalmente, el mayor incremento se ha producido para los varones situados en la zona rural.

[Insertar Tabla 7]

Así como hemos visto que el factor urbano-rural es capaz de explicar algo los distintos grados de movilidad, también podemos pensar que la movilidad es distinta según la región en que viven los individuos. Con objeto de ilustrar este punto, hemos calculado la movilidad intergeneracional de ingresos para las comunidades autónomas (Tabla 10). Solamente hemos considerado aquellas para las cuales disponemos de una muestra representativa<sup>8</sup>. En principio cabe esperar, de acuerdo con Owen & Weil (1998) que la movilidad intergeneracional sea mayor en las comunidades autónomas más desarrolladas.

[Insertar Tabla 10]

Para este efecto, presentamos los resultados de las estimaciones *IV años educativos*. Calculamos distintas medias de la movilidad intergeneracional de ingresos para poder separar a las comunidades más móviles de las menos móviles. Obtenemos la media simple de las comunidades consideradas, la media ponderada por la población y el grado de movilidad obtenida anteriormente. Aunque resulta difícil aportar un resultado concluyente al respecto, entre las comunidades más móviles se encuentran Madrid, País Vasco y Baleares y por el contrario, las más inmóviles serían Andalucía, Castilla-León y Canarias.

En todo nuestro estudio hemos considerado que la transmisión del ingreso de padres a hijos es de forma lineal. Esto no permite la posibilidad de que la transmisión intergeneracional pueda ser mayor en un punto al final de la distribución del ingreso que al otro punto de ella. Para probar esto, en nuestro caso, volvemos a estimar la ecuación (4) agregando el logaritmo del ingreso del padre al cuadrado. En este ejercicio para el año 90 los resultados del coeficiente estimado es 0.252 (con un error estándar de 0.025) para los ingresos del padre y 0.018 (con un error estándar 0.015) para su cuadrado. Utilizando estos resultados obtenemos una elasticidad de los ingresos del hijo respecto a los del padre del 0.25 si los ingresos del padre están en la media de la muestra considerada, 0.20 si los



ingresos del padre son iguales a dos veces la desviación estándar por debajo la media y por el contrario, 0.29 si los ingresos del padre están dos veces la desviación estándar por sobre de la media.

Estos resultados corroboran los resultados obtenidos por otros autores (Atkinson, 1983 y Solon, 1992) que indican que es más probable que los hijos superen el *status* económico de sus padres cuando éstos últimos son pobres que cuando son ricos. No obstante, si repetimos el ejercicio para el año 80 obtenemos los siguientes resultados. Si los ingresos del padre están en la media, la elasticidad implícita es de 0.33, si están a dos veces la desviación estándar por sobre la media es de 0.28 y si está a dos veces la desviación estándar por debajo de la media, la elasticidad es de 0.39. Es decir, que en el 80 los menos móviles son los pobres que los ricos. Esto quiere decir que no siempre la movilidad de los pobres ha sido mayor que la de los ricos. Durante el período 1980-1990, la elasticidad de los ingresos del hijo respecto a los del padre se mantuvo para los ricos pero disminuyó para los pobres.

## V.2. Movilidad intergeneracional educativa

El resultado de la estimación de la movilidad educativa (Tabla 8) presenta un elevado grado de movilidad del orden del 0.125. Este es un valor razonable si lo comparamos con otros países europeos (Comi, 2003). En comparación con el trabajo de Carabaña (1999) para España, los valores obtenidos para movilidad intergeneracional educativas distan mucho entre sí. El asunto es que se ha trabajado con diferentes métodos. Carabaña (1999) estima la correlación de *Pearson* entre el nivel de estudios del padre y el correspondiente al hijo. Obtiene una correlación del 0.42 para los hijos de entre 25 y 29 años en sus resultados en 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. Este último valor es cercano al obtenido por Carabaña.

La movilidad intergeneracional educativa no es igual para ambos sexos. Los varones son los que presentan una mayor movilidad educativa que las mujeres. Las diferencias son mayores entre hombres y mujeres en la movilidad de ingresos que en la educativa.

[Insertar Tabla 8]

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 son notables en el mismo año. La distancia entre la zona rural y la urbana en la movilidad de ingresos es de un 9%,

---

<sup>8</sup> Son aquellas comunidades autónomas que tienen más 100 observaciones. No se consideran los datos para 1980

mientras que la distancia en la movilidad educativa es de un 47%. Además podemos observar que la diferencia en la movilidad educativa entre los géneros es mayor en la zona rural que en la urbana.

[Insertar Tabla 9]

Por último, queremos ver el comportamiento de la movilidad intergeneracional de ingresos y la educativa. Uno puede pensar que en los lugares o regiones que presentan mayor movilidad de ingresos también presentan mayor movilidad educativa. Para esto calculamos los dos tipos de movilidades para cada una de las comunidades autónomas para el año 1990 y las presentamos en el Gráfico 1. Observamos que las comunidades menos móviles son las que presentan movilidades educativas más bajas y además coinciden, generalmente, con regiones menos desarrolladas. Esto hace suponer que existe una relación positiva en las dos movilidades.

[Insertar Gráfico 1]

Al realizar una regresión donde la variable explicativa es la movilidad educativa podemos observar que ésta última explica el 61% de los casos de la movilidad de ingresos. Es decir, que la movilidad educativa es una variable altamente explicativa de la movilidad de ingresos. También la estimación nos dice que la movilidad de ingresos es más de 2 veces mayor que la movilidad educativa, es decir, que si incrementamos en 0,1 la movilidad educativa, la movilidad de ingresos es 0,223.

## ***VI. Conclusiones***

Las estimaciones de la movilidad intergeneracional de ingresos en España hablan de un aumento de la misma durante el período de 10 años pasando el coeficiente estimado  $\hat{\rho}$  de un 0,60 en el 80 a un 0,44 en el año 90. Comparando con las distintas estimaciones realizadas para otros países, España aparece como un estado con una movilidad intergeneracional de ingresos un poco menor que la de los países que se consideran los países más móviles que en cuanto a movilidad se refiere. Las estimaciones para Estados Unidos muestran un coeficiente  $\hat{\rho} = 0,538$  en 1981 (Zimmerman, 1992) y en 1984, un coeficiente de  $\hat{\rho} = 0,413$  (Solon, 1992). A nivel europeo, España se ubicaría entre Estados Unidos y Alemania (Checchi, 1998). Además, a diferencia de la literatura existente, se puede decir que

---

por la falta de representatividad de las muestras.

la movilidad intergeneracional de ingresos es diferente en el tiempo y este cambio puede ser debido a los grandes cambios económicos y educativos que ha experimentado España en esa década.

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

La movilidad educativa intergeneracional, como se pensaba, es elevada en 1990. Observamos que existe una relación positiva entre la movilidad educativa y de ingresos. En especial, las comunidades autónomas más desarrolladas son las que presentan movilidades educativas mayores. Podemos decir, en términos generales, que la movilidad educativa explica aproximadamente un 60% de la movilidad intergeneracional de ingresos.

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.

## VII. Bibliografía

- Atkinson, A.B. (1981): "On intergenerational income mobility in Britain", en *Journal of Post Keynesian Economics*, 3(2), 194-218.
- Atkinson, A. B., Maynard, A. K., & Trinder, C. G. (1983): *Parents and Children: Incomes in Two Generations*, London: Heinemann.
- Ayala, L. & Sastre, M. (2002): "La medición de la movilidad de ingresos: enfoques e indicadores" en *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 162(3), 101-131.
- Becker, G. & Tomes, N. (1986): "Human Capital and the Rise and Fall of Families" en *Journal of Labor Economics*, 4(3), s2-s39.
- Behrman, Jere R., Gaviria A. & Székely M. (2001): "Intergenerational Mobility in Latin America", Working Paper, Inter American Development Bank, 2-35.
- Behrman, Jere R. & Taubman, P. (1990): "The Intergenerational correlation between Children's Adult earnings and their Parents' Income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics", en *Review of Income and Wealth*, 36(2), 115-127.
- Bowles, S. & Gintis, H. (2002): "The Inheritance of Inequality" en *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 3-30.
- Carabaña, J. (1999): *Dos Estudios sobre movilidad intergeneracional*, ed. Fundación Argentaria-Visor. Madrid. 610 págs.
- Cantó, Olga (2000): "Income Mobility in Spain: How much is there?", en *Review of Income and Wealth*, 46(1), 85-102.
- Carlson, Beverley (2001): "Education and the labour market in Latin America: Why measurement is important and what it tells us about policies, reforms and performance", CEPAL-NACIONES UNIDAS, Santiago de Chile.
- Cecchi, Daniele (1998): "Education and Intergenerational Mobility in Occupations: a Comparative Study", *American Journal of Economics and Sociology*, 56(3), 331-351.
- Comi, Simona (2003): " Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP", Università degli Studi di Milano, working paper n 03.2003, 1-29.

- Denny, K. & Harmon C. (2000): "The Impact of education and training on the labour market experiences of young adults", ed. The Institute for Fiscal Studies, WP 00/08
- Erikson, R. & Goldthorpe, John H. (2002): "Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 31-44.
- Fields, G. & Ok, Efe (1996): "The Meaning and Measurement of Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, 71(3), 349-377.
- Fortin, Nicole M. & Lefbvre S. (1998): "Intergenerational Income Mobility in Canada" en Miles Corak (ed.), *Labour Markets, Social Institutions and the Future of Canada's Children*, Ottawa: Statistics Canada, Catalogue n° 89-553-XPB.
- Gang, Ira (1996): "Who Matters Most?. The Effect of Parent's Schooling on Children's Schooling" , en *Changing Family and Living Arrangements-An international Comparison*. Hermann Korte and Gert G. Wagner, ed. New York and Frankfurt: Campus.
- Gaviria, Alejandro (2002): "Intergenerational mobility, sibling inequality and borrowing constraints", *Economics of Education Review*, 21, 331-340.
- Goerlich, F. & Mas, M. (2001): "Inequality in Spain 1973-91: Contribution to a Regional Database", *Review of Income and Wealth*, 47(3), 361-378.
- Naga, Ramses A. & Cowell, Frank (2002): "Intergenerational Mobility in Britain: Revisiting the Prediction Approach of Dearden, Machin and Reed", working paper, .
- 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.
- Owen, & Neil (1998): "Intergenerational Earnings Mobility, Inequality and Growth", *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 71-104.
- Piketty, Thomas: "Handbook of Income Distribution" ed. Atkinson A. y Bourguignon F..
- Restuccia, D. & Urrutia, C. (2002): "Intergenerational Persistence of Earnings: The role of Early and College Education", working paper, 1-37.
- Ríos-Rull, José V. (2002): "Desigualdad, ¿Qué sabemos?", *Investigaciones Económicas*, XXVI (2), 221-254.

Rischall, Isaac (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.

Solon, Gary (1992): "Intergenerational Income Mobility in the United States", *American Economic Review*, 82(3), 393-408.

Zimmerman, D. (1992): "Regression Toward Mediocrity in Economic Stature", *American Economic Review*, 82(3), 409-429

**Tabla 1: Estimación de la movilidad intergeneracional de ingresos.**

<i>Autor</i>	<i>Método</i>	<i>Estimación de la movilidad</i>
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
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 and 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 (1998) Canadá	(1994) IV ocupación del padre	0.217

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

<i>Niveles de estudio</i>	<i>Nº de años de estudio</i>	<i>Descripción</i>
	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:* Sanromá, E y Ramos, R. (2000), "Capital humano local y productividad en las provincias españolas", en Documents de Treball- Col.lecció d'Economia.



**Tabla 4 : Movilidad intergeneracional de ingresos en España**

	<i>EPF-80</i>	<i>EPF-90</i>
	N=1816	N= 2989
<i>OLS</i>	0.328 (0.025)**	0.208 (0.022)**
<i>OLS+edad</i>	0.336 (0.026)**	0.237 (0.022)**
<i>IV años educativos</i>	0.604 (0.06)** [0.00]**	0.437 (0.047)** [0.00]**
<i>IV Ocupación</i>	0.229 (0.065)** [6.98]	0.287 (0.087)** [0.18]*
<i>IV Conjunto</i>	0.368 (0.045)** [38.79]	0.412 (0.043)** [3.12]*

*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%

**Tabla 5: Movilidad intergeneracional de ingresos por género- España**

	<i>EPF-80</i>		<i>EPF-90</i>	
	<i>Varones</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Varones</i>	<i>Mujeres</i>
	N=1174	N=642	N=1898	N=1091
<i>OLS</i>	0.293 (0.031)**	0.410 (0.034)**	0.211 (0.024)**	0.214 (0.043)**
<i>OLS+edad</i>	0.294 (0.032)**	0.441 (0.047)**	0.234 (0.024)**	0.249 (0.043)**
<i>IV años educativos</i>	0.638 (0.086)** [0.00]*	0.620 (0.088)** [0.00]*	0.318 (0.053)** [0.00]*	0.672 (0.093)** [0.00]*
<i>IV Ocupación</i>	0.155 (0.081) [2.11]*	0.316 (0.111)** [8.14]	0.177 (0.103) [0.61]*	0.441 (0.156)** [0.076]*
<i>IV Conjunto</i>	0.307 (0.059)** [36.88]	0.449 (0.072)** [13.85]	0.296 (0.049)** [3.55]*	0.618 (0.084)** [2.71]*

*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%

**Tabla 6: Movilidad intergeneracional de ingresos por zona. 80/90**

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

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

	<i>1980</i>				<i>1990</i>			
	<i>Urbano</i>		<i>Rural</i>		<i>Urbano</i>		<i>Rural</i>	
	<i>Varones</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Varones</i>	<i>Mujeres</i>	<i>varones</i>	<i>Mujeres</i>	<i>varones</i>	<i>Mujeres</i>
<i>OLS+edad</i>	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)**
<i>IV años Educativos</i>	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 n° de instrumentos utilizados y  $k$  el n° 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%

**Tabla 8: Movilidad intergeneracional educativa- 1990**

	<i>OLS</i>
$\rho$ N=4469	0.125 (0.007)**
$\rho$ varones N=2578	0.119 (0.008)**
$\rho$ 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%

**Tabla 9: Movilidad intergeneracional educativa según la zona- 1990**

	<i>Urbano</i>	<i>Rural</i>
$\rho$	0.078 (0.007)** N=2402	0.146 (0.011)** N=2067
$\rho$ varones	0.075 (0.009)** N=1320	0.139 (0.014)** N=1258
$\rho$ 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%

**Tabla 10: Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa por comunidad autónoma 1990.**

<i>CC.AA. seleccionadas</i>	<i>Ingresos</i>	<i>Educativa</i>
Baleares	0,12	0,06
Madrid	0,16	0,01
Castilla-La Mancha	0,23	0,08
País Vasco	0,23	0,02
Aragón	0,30	0,04
<b>Media simple</b>	<b>0,34</b>	<b>0,08</b>
<b>Media ponderada</b>	<b>0,38</b>	<b>0,09</b>
<b>Movilidad- España</b>	<b>0,40</b>	<b>0,12</b>
Catalunya	0,41	0,12
Galicia	0,42	0,11
C. Valenciana	0,42	0,10
Castilla-León	0,47	0,10
Canarias	0,48	0,14
Andalucía	0,52	0,15

