

MOVILIDAD INTERGENERACIONAL Y EMPAREJAMIENTO SELECTIVO EN ESPAÑA (*)

María CERVINI-PLÁ

Universitat de Girona y EQUALITAS

Xavier RAMOS

UAB, IZA y EQUALITAS

Resumen

Este trabajo analiza la influencia del emparejamiento selectivo sobre la movilidad intergeneracional económica en España. Las personas se emparejan con personas de características similares, lo que genera una menor movilidad. Nuestra estrategia empírica utiliza el estimador por Mínimos Cuadrados con Dos Muestras en Dos Etapas para estimar la elasticidad intergeneracional de rentas con ausencia de datos de dos generaciones que no residen en el mismo domicilio. La evidencia que encontramos sugiere que el emparejamiento selectivo desempeña un papel importante en el proceso de transmisión intergeneracional. En promedio cerca del 50 por 100 de la covarianza entre el ingreso de los padres y el de las familias de los hijos puede ser atribuida a la persona con la que el hijo o hija se ha emparejado.

Palabras clave: movilidad intergeneracional, emparejamiento selectivo, salarios, ingresos, estimador mínimos cuadrados con dos muestras en dos etapas, España.

Abstract

This paper examines the role of assortative mating in the intergenerational economic mobility in Spain. Sons and daughters usually marry individuals with similar characteristics, which may lower mobility. Our empirical strategy employs the Two-sample two-stage least squares estimator to estimate the intergenerational income elasticity in absence of data for two generations not residing in the same household. Our findings suggest that assortative mating plays an important role in the intergenerational transmission process. On average about 50 per 100 of the covariance between parents' income and child family's income can be accounted for by the person the child is married to.

Key words: intergenerational economic mobility, assortative mating, wages, income, two-sample two-stage least squares estimator, Spain.

JEL classification: D31, J31, J62.

I. INTRODUCCIÓN

LOS padres influyen, en mayor o menor medida, sobre el potencial económico de sus hijos de varias formas: proporcionándoles conexiones sociales, mediante la formación de creencias y habilidades que resultan de la transmisión cultural y la inversión familiar, con la transmisión genética de habilidades y mediante la formación de preferencias y aspiraciones (Roemer, 1998). Esta transmisión entre generaciones origina una relación sistemática entre el estatus socioeconómico de los hijos y los padres, que se manifiesta en correlaciones entre los empleos (Corak y Piraino, 2011), la renta (Corak, 2004) o la educación (Black *et al.*, 2005) de las dos generaciones.

La ética igualitaria de nuestras sociedades, sin embargo, aboga por una relación débil entre el estatus económico y social de los padres y sus hijos, que refleje que los logros de los hijos son el resultado de sus esfuerzos y decisiones, y no de la influencia de la familia en la que les ha tocado nacer (Roemer, 1998). Por ello, la persistencia intergeneracional de estatus socioeconómico es un rasgo de nuestras economías que se intenta corregir con instrumentos como la política educativa.

A pesar de esto, existen argumentos para defender un cierto grado de persistencia intergeneracional, o en otras palabras, para pensar que la movilidad perfecta no es la mejor de las situaciones. En efecto, cabe preguntarse si nos parece justo compensar o neutralizar todas las aportaciones de los padres a los hijos. John Roemer ha argumentado en varias ocasiones (1998 y 2012) que mientras cabría esperar un amplio consenso sobre la compensación de algunos factores —como las conexiones sociales—, la neutralización de las consecuencias de la transmisión de otros factores —como las preferencias, por ejemplo, por ciertas ocupaciones— genera más controversia. Swift (2005) plantea que nadie puede negar la libertad a un padre de estimular más a sus hijos. En este mismo sentido, Roemer (2012) defiende el derecho de los padres a transmitir a sus hijos preferencias legítimas. Negarles dicho derecho reduciría el rol de la familia a la formación eficiente de hijos y generaría desincentivos a los padres para invertir de forma eficiente en sus hijos. Inevitablemente, deslegitimar la transmisión de valores de padres a hijos iría en la dirección de criar a los niños de forma colectiva.

La transmisión genética de habilidades, tanto cognitivas como no cognitivas, es otro aspecto que

genera discrepancias en la literatura. Mientras Rawls (1971), así como la mayor parte de filósofos y economistas, consideran que las diferencias generadas por diferencias genéticas no son legítimas, pues responden a una lotería sobre la que el individuo no tiene control o influencia alguna, otros autores como Nozick (1974) argumentan que los individuos tienen el derecho (moral) de beneficiarse de su constitución genética, y por tanto cualquier diferencia que resulte de las diferencias genéticas es legítima.

La literatura empírica en economía ha analizado principalmente la movilidad intergeneracional de ingresos o salarios (1). Otras variables de interés como la educación, la ocupación o el estatus socioeconómico han sido tradicionalmente exploradas por los sociólogos y solo de forma más reciente por los economistas (2). La literatura empírica sobre la movilidad intergeneracional de salarios o ingresos se ha ocupado principalmente de estudiar la correlación entre padres e hijos varones. El análisis de la correlación entre padres e hijas mujeres es más complicado debido al problema de selección en el empleo de las mujeres, que sesga los resultados. Como solo observamos los salarios de las personas cuando estas están empleadas y la decisión de trabajar o no trabajar no es aleatoria, las hijas que están trabajando constituyen una muestra auto-seleccionada, y los estimadores obtenidos de dicha muestra estarán sesgados. Este problema no se da entre los hijos varones, pues la gran mayoría de los varones están empleados.

Esos hijos e hijas acostumbran a emparejarse, y la forma en que se produce este emparejamiento puede tener consecuencias para su propia posición socioeconómica. Si, como ocurre en nuestras sociedades, los individuos se emparejan con individuos de similares características —lo que se conoce como emparejamiento selectivo—, la persistencia intergeneracional de ingresos se verá incrementada, observándose asimismo una mayor correlación entre la posición de los hijos y la de sus padres políticos.

De acuerdo con Kalmijn (1994), el emparejamiento selectivo se produce o bien porque las personas prefieren casarse con alguien de estatus cultural similar (hipótesis cultural) o bien porque los individuos intentan casarse con individuos con el mayor estatus económico (hipótesis de competencia económica). Tal y como señalan Ermisch *et al.* (2006), el sistema educativo, además de incidir en la movilidad intergeneracional de educación y por ende de los salarios (3), puede afectar directamente el emparejamiento selectivo. Estructuras educativas que

separan a los alumnos en itinerarios distintos a una edad más temprana pueden inducir a un mayor emparejamiento selectivo. España, junto a los países escandinavos, es el país de la Unión Europea en el que la separación se produce a una edad más tardía: a los 16 años (4). Por tanto, esperaríamos niveles de emparejamiento selectivo más reducidos que en los países de su entorno.

En este trabajo estudiamos la movilidad intergeneracional de ingresos de los hijos, tanto para varones como para mujeres, solventando el problema de la selección de empleo. Con ello, ampliamos la única evidencia empírica existente para España, debida a Cervini (2011) y basada solamente en la relación de ingresos entre hijos varones y sus padres. Además, analizamos también cómo afecta el emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional en España.

Las estimaciones las haremos por separado para hijos e hijas por dos razones: en primer lugar, por los problemas de selección de empleo presentes en el caso de las mujeres y, en segundo lugar, porque la mayoría de la literatura se ha centrado en los hombres y estimar por separado nos permite comparar nuestros resultados con la literatura previa, así como identificar si existen patrones diferentes en la movilidad intergeneracional o en el emparejamiento selectivo para los hijos o las hijas.

Además de la selección de empleo, otro de los problemas principales que surge a la hora de estimar la movilidad intergeneracional se debe al hecho de que solo disponemos de información para padres e hijos simultáneamente, cuando viven juntos en al menos una ola, lo que genera un problema de selección, pues la probabilidad de observar hijos que viven con sus padres disminuye a medida que los hijos crecen. Este problema de selección es especialmente importante en España, donde solo tenemos paneles cortos, y, por lo tanto, no tenemos información sobre ingresos permanentes de padres e hijos simultáneamente. Nicoletti y Francesconi (2006) se refieren a este problema como sesgo de co-residencia. Cuando tenemos información sobre el padre, los hijos son demasiado pequeños como para observar su ingreso permanente, y cuando tenemos los hijos adultos, no se dispone de información sobre los ingresos de sus padres.

Con el fin de superar este problema de selección, estimamos la movilidad intergeneracional utilizando el estimador de Mínimos Cuadrados con Dos Muestras en Dos Etapas (MC2M2E) (5). Este método combina la información de dos muestras separadas:

por un lado, una muestra principal de adultos (que serían los hijos e hijas), que contiene información de los salarios e ingresos de estos adultos, pero que además proporciona información sobre las características relevantes de sus padres; y por el otro lado, una muestra complementaria de padres potenciales, que contiene información sobre sus salarios e ingresos y además las mismas características que en la muestra principal. Esta última muestra se utiliza para estimar el salario de los padres, no disponible en la muestra principal, que utilizaremos para estimar la elasticidad intergeneracional en una segunda etapa.

Nuestros principales resultados muestran una elasticidad ligeramente menor para las mujeres que para los hombres, lo cual concuerda con la literatura empírica que generalmente ha encontrado más movilidad en las mujeres. Sin embargo, la diferencia no es estadísticamente significativa. Asimismo encontramos que el emparejamiento selectivo es un elemento importante para entender la movilidad intergeneracional. Son tan elásticos los salarios del marido con respecto al salario del padre político como con respecto a su propio padre, lo cual indica que se han casado con mujeres de características similares. Por tanto, podemos concluir que el proceso de emparejamiento selectivo, más que contribuir a una mayor movilidad, mantiene las correlaciones y perpetúa la persistencia intergeneracional de rentas.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección II presenta una breve revisión de la literatura empírica. La sección III se ocupa del método de estimación. En la sección IV se describe la base de datos y se presentan algunos estadísticos descriptivos. En la sección V se presentan los resultados y, por último, en la sección VI se ofrecen algunas observaciones finales.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Los trabajos empíricos sobre movilidad intergeneracional han venido utilizando la elasticidad intergeneracional, o la correlación estadística, entre la renta, la educación o la ocupación de padres e hijos, como indicador de movilidad (6). Una alta elasticidad implica que las personas nacidas en familias desfavorecidas tienen menos posibilidades de ocupar posiciones socioeconómicas altas que los nacidos en familias privilegiadas, mientras que una elasticidad baja implica un mayor grado de movilidad.

La literatura sobre la movilidad intergeneracional de ingresos se ha concentrado principalmente en

Estados Unidos, Canadá y algunos países de Europa como el Reino Unido o Alemania. Sin embargo, hay menos estudios empíricos de movilidad intergeneracional en los países del sur de Europa, probablemente debido a la falta de paneles suficientemente largos.

La movilidad intergeneracional en España ha sido estudiada principalmente por sociólogos. Por ejemplo, Carabaña (1999) estudia la movilidad ocupacional utilizando un indicador sobre el prestigio de las ocupaciones. Desde el punto de vista económico, Sánchez-Hugalde (2004) analiza la transmisión intergeneracional de ingresos y la movilidad en educación utilizando la *Encuesta de Presupuestos Familiares* para los años 1980 y 1990. En su trabajo encuentra que la movilidad de ingresos se incrementa, pasando de una elasticidad de 0,64 en 1980 a una elasticidad de 0,44 en 1990, mientras que la interdependencia entre la educación de padres e hijos es baja. Sin embargo, este trabajo adolece del sesgo de co-residencia, pues solo estima la elasticidad para padres e hijos que viven juntos.

Más recientemente, Cervini (2011) proporciona nueva evidencia sobre la movilidad intergeneracional de salarios para España. Como no existen datos de panel que cubran un periodo suficientemente largo y que permitan tener información sobre los salarios de los padres y de los hijos simultáneamente, a menos que vivan juntos, utiliza el estimador MC2M2E para resolver el problema de selección.

Esta misma metodología ha sido aplicada recientemente para diferentes países de una forma relativamente similar, lo que nos ayuda a interpretar los resultados obtenidos para España en términos comparativos. El cuadro n.º 1 presenta los coeficientes estimados con MC2M2E para diferentes países, y muestra que la movilidad intergeneracional en España es similar a la de Francia, se sitúa por debajo de la encontrada en los países nórdicos y en el Reino Unido y es superior a la de Italia y Estados Unidos. Cabe destacar que los distintos estimadores presentados en el cuadro n.º 1 son muy comparables, pues analizan solamente a hombres (y no a mujeres) en edades similares, emplean definiciones de renta parecidas y, como muestra la última columna, utilizan instrumentos similares.

En relación al emparejamiento selectivo, hay una gran cantidad de evidencia que indica que la correlación entre las características de los esposos y las esposas es alta. Por ejemplo, el estudio pionero de Epstein y Guttman (1984) encontró correlaciones po-

CUADRO N.º 1

COMPARACIÓN DE ESTUDIOS EMPÍRICOS QUE UTILIZAN MC2M2E PARA ESTIMAR LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL

Estudio	País	Beta	Instrumentos utilizados
Bjorklund (1997)....	Suecia	0,28	Educación, ocupación
Bjorklund (1997)....	EE.UU.	0,52	Educación, ocupación
Nicoletti y Ermisch (2007).....	Reino Unido	0,29	Prestigio ocupacional
Mocetti (2007).....	Italia	0,50	Educación, ocupación
Piraino (2007).....	Italia	0,51	Educación, estatus del trabajo
Lefranc y Trannoy (2005)	Francia	0,41	Educación, clase social
Dunn (2007).....	Brasil	0,69	Educación
Ferreira y Veloso (2006)	Brasil	0,58	Educación, ocupación
Cervini (2011).....	España	0,41	Educación, ocupación
Fortin y Lefebvre (1998)	Canadá	0,21	Ocupación

sitivas entre los cónyuges para edad, tamaño físico, resultados de las pruebas de inteligencia, religión, etnia, y ciertos valores y rasgos de personalidad. Los economistas se han centrado en analizar variables como el logro educativo y los ingresos. Por ejemplo, Kremer (1997) encuentra que la correlación entre cónyuges en años de escolaridad en Estados Unidos está un poco por encima de 0,6.

Los estudios que analizan la relación entre el emparejamiento selectivo y la movilidad intergeneracional encuentran que el emparejamiento selectivo es un elemento importante en el proceso de transmisión intergeneracional. Lam (1995), analizando el caso de Brasil, encuentra un efecto mayor de la escolarización del padre político que de la escolarización del propio padre en el salario de los trabajadores e interpreta este resultado como evidencia de un alto grado de emparejamiento selectivo.

Más recientemente, Chadwick y Solon (2002) encuentran que el emparejamiento selectivo juega un papel clave en la transmisión intergeneracional en Estados Unidos. En concreto, muestran que las rentas individuales de esposos y esposas están igualmente correlacionadas con respecto a sus propios padres que con respecto a los padres políticos.

Ermisch *et al.* (2006) integran el emparejamiento selectivo en un modelo sencillo de inversión en capital humano, del cual derivan una medida de la importancia del emparejamiento selectivo en la transmisión intergeneracional del estatus socioeco-

nómico. En el modelo, los padres eligen el capital humano de sus hijos de forma que maximice su propia utilidad, que depende de su consumo y de la suma de ingresos esperados de sus hijos y de sus cónyuges. Del modelo se deriva que la contribución del emparejamiento selectivo al proceso de movilidad intergeneracional se puede calcular mediante el cociente entre la elasticidad del ingreso de la pareja con respecto a la suma de las elasticidades de ingresos del hijo y la pareja con respecto al ingreso del padre. En su análisis empírico para Alemania y el Reino Unido, también encuentran que el emparejamiento selectivo es importante para explicar la persistencia intergeneracional de ingresos, ya que el cónyuge explica entre el 40 y el 50 por 100 de la covarianza entre los ingresos de los padres y los hijos. En este trabajo utilizamos esta propuesta para estimar la contribución del emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional en España (ver sección V).

Por último, Raaum *et al.* (2007) presentan evidencia sobre la importancia del emparejamiento selectivo y de las decisiones de oferta de trabajo de las familias para la persistencia intergeneracional de salarios para mujeres en varios países.

III. MÉTODO DE ESTIMACIÓN

Para analizar el papel desempeñado por el emparejamiento selectivo en la movilidad intergeneracional utilizamos como indicador de movilidad intergeneracional la elasticidad intergeneracional de los salarios de los hijos (o ingreso) con respecto a los ingresos de la generación previa. Más precisamente, se considera la siguiente ecuación de movilidad intergeneracional:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta Y_{it-1} + \mu_{it} \quad [1]$$

donde Y_{it} son los salarios (o ingresos) permanentes de los hijos, Y_{it-1} son los salarios (o ingresos) permanentes de la generación previa, α_i es el término de intersección que representa el cambio promedio en ganancias del hijo, y μ_{it} es un error aleatorio. El coeficiente β es la elasticidad intergeneracional de los salarios (o ingresos) de los hijos con respecto a los salarios (o ingresos) de la generación previa, y es nuestro parámetro de interés.

En un extremo, si $\beta = 0$, los salarios de los hijos no están determinados por los de su generación anterior. En el otro extremo, un valor de $\beta = 1$ representa una situación de inmovilidad completa, es decir, los salarios de los hijos están totalmente deter-

minados por la generación anterior. Generalmente, el coeficiente β estará entre esos dos valores.

Si tuviéramos el salario (o ingreso) permanente para las sucesivas generaciones de la muestra, podríamos estimar directamente la ecuación [1] por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) sin ningún problema. Desafortunadamente, no disponemos de esta información para padres e hijos en una misma base de datos, con lo que debemos encontrar una buena *proxy* del salario permanente. En un principio, la práctica habitual consistió en utilizar medidas de salarios o ingresos corrientes. Sin embargo, Solon (1992) y Zimmerman (1992) plantean que el uso de los ingresos corrientes como sustituto del ingreso permanente conduce a estimaciones de β por MCO sesgadas a la baja. Diferentes soluciones pueden aplicarse para reducir o eliminar este sesgo. Una forma de estimar el ingreso permanente sería calculando el salario promedio a lo largo del tiempo para cada individuo. Sin embargo, esta opción no es factible, pues España, como la mayoría de países, no cuenta con un panel lo suficientemente largo. Otra posibilidad reside en el uso de variables instrumentales para estimar β . Esta es la opción que seguimos en este trabajo para estimar los salarios de la generación previa. Por tanto, los salarios estimados pueden considerarse como un promedio y de esta forma un indicador de los salarios permanentes. Para el caso de los hijos lo hemos solucionado seleccionando edades adultas lo más cercanas posible a la edad en que los ingresos son similares a la renta permanente. En particular, Haider y Solon (2006) sugieren el uso de hijos en edades cercanas a los 40 años de edad.

Disponer solo de un panel corto conlleva también problemas de selección, pues únicamente observamos los salarios para parejas de padres e hijos cuando estos viven juntos en al menos una ola del panel —y no de hijos que no co-residen con sus padres durante el panel—. Este problema de selección podría llevar a una subestimación de los ingresos de los hijos, ya que si todavía viven en el hogar paterno seguramente se deba a que aún son estudiantes o a que no tienen ingresos suficientes para emanciparse y vivir de forma independiente. Considerando, pues, solo estas parejas de padres e hijos no tendremos una muestra aleatoria. En general, este problema de selección provoca una sobreestimación de la movilidad intergeneracional (o lo que es lo mismo, una subestimación de la elasticidad de los salarios entre padres e hijos).

En nuestro trabajo, dado que en España solo disponemos de paneles cortos, solucionamos este pro-

blema de selección realizando una estimación en dos etapas, y concretamente estimando β por MC2M2E. Este estimador es una variante, computacionalmente más fácil, del estimador de Variables Instrumentales en Dos Etapas (VI2E) descrito por Angrist y Krueger (1992), Arellano y Meghir (1992) y Ridder y Moffitt (2007) (7). Además, el estimador MC2M2E es asintóticamente más eficiente que el estimador VI2E (Inoue y Solon, 2010), con lo que el estimador MC2M2E es más fácil de computar y más eficiente que el estimador VI2E.

Como apuntamos en la Introducción, este método combina la información de dos muestras. Por un lado, una muestra principal que contiene información de los hijos e hijas en edad adulta, entre la que se encuentran los salarios, Y_{it} , así como información de los padres cuando los hijos tenían entre 12 y 14 años, Z , que en nuestro caso incluye la ocupación y la educación. Por el otro lado, una muestra complementaria de cuando los hijos tenían entre 12 y 14 años y que contiene información de salarios e ingresos de los padres, Y_{it-1} , además de las características que sobre estos contiene la muestra principal, Z , que se utilizarán como instrumentos para estimar sus salarios.

Nuestro vector Z de variables instrumentales contiene uno de los conjuntos de variables más amplio de los utilizados en los estudios previos que también combinan dos muestras para estimar la movilidad intergeneracional. Grawe (2004) y Fortin y Lefebvre (1998), por ejemplo, utilizan una sola variable (educación y ocupación, respectivamente), lo que, como los mismos autores admiten, puede afectar a la calidad de la imputación de ingresos de los padres. Björklund (1997) utiliza ambas variables, la educación y la ocupación del padre, a la vez, mientras que Lefranc y Trannoy (2005) utilizan la educación y la clase social y Nicoletti y Ermisch (2007) utilizan el prestigio ocupacional. Este último trabajo incluye también un indicador sobre las tareas de dirección.

En una primera etapa, se utiliza la muestra complementaria para estimar los salarios (o ingresos) de los padres o padres políticos utilizando como variables explicativas sus características, Z , es decir:

$$Y_{it-1} = Z_{it-1} \delta + \nu_{it} \quad [2]$$

En la segunda etapa, se estima la movilidad intergeneracional, es decir la ecuación [1] utilizando la muestra principal y sustituyendo los salarios de los padres Y_{it-1} por su predicción:

$$\hat{Y}_{it-1} = Z_{it-1} \hat{\delta}, \quad [3]$$

donde $\hat{\delta}$ representa los coeficientes estimados en la primera etapa y Z representa las variables observadas en la muestra principal. Por lo tanto, estimamos la ecuación [1] utilizando los salarios imputados de los padres.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta(Z_{it-1} \hat{\delta}) + \mu_{it} \quad [4]$$

El $\hat{\beta}$ por MC2M2E es la elasticidad intergeneracional. Los errores estándar están estimados correctamente (Murphy, 1985; Inoue y Solon, 2010). Con el objetivo de tener en cuenta los perfiles del ciclo de vida, la estimación de ambas ecuaciones incluye la edad del individuo y la edad del padre, como controles adicionales.

Las propiedades del estimador MC2M2E dependen de la calidad de los instrumentos utilizados. Nicoletti y Ermisch (2007) advierten de la importancia de elegir variables instrumentales que estén fuertemente correlacionadas con la variable a ser instrumentada, para obtener estimadores consistentes. Por tanto, tenemos que escoger los instrumentos que proporcionan un mayor ajuste en la regresión. Por otra parte, necesitamos que el término de error en la ecuación de movilidad intergeneracional sea independiente de las variables instrumentales, o que las variables instrumentales expliquen perfectamente los salarios del padre. Por tanto, los instrumentos elegidos deben tener la menor correlación posible con el error en la ecuación principal de movilidad intergeneracional y la máxima correlación con la variable a instrumentar, el salario de los padres. Si seleccionamos instrumentos con correlación mínima con el error, pero con baja correlación con los salarios de los padres (o viceversa, con máxima correlación con los salarios de los padres, pero alta correlación con el error) tendremos un sesgo. Como Nicoletti y Ermisch (2007) señalan, si las variables auxiliares son endógenas, la elasticidad intergeneracional puede estar subestimada o sobreestimada. Por lo general, dado que los instrumentos utilizados (educación y ocupación del padre) están relacionados positivamente con los salarios de los hijos, el sesgo será probablemente positivo. Este problema de endogeneidad potencial afecta a la mayoría de los trabajos empíricos sobre movilidad intergeneracional que utilizan estimadores por MC2M2E.

IV. BASE DE DATOS Y SELECCIÓN DE LA MUESTRA

Como hemos explicado anteriormente, para estudiar la movilidad intergeneracional y el papel que

juega el emparejamiento selectivo en ella, combinamos dos muestras independientes, una muestra principal y una muestra complementaria.

En nuestro caso, la muestra principal es la *Encuesta de Condiciones de Vida* (ECV) para el año 2005. En la ECV se entrevistó a una muestra anual de cerca de 14.000 hogares representativa de los hogares españoles, y además se mantiene a cada hogar de la muestra durante cuatro años. Las entrevistas personales se realizan a intervalos de aproximadamente un año con los miembros adultos de todos los hogares.

A pesar de tener la ECV para años más recientes, elegimos 2005 porque en ese año, además de la información común a todos los años, existe un módulo especial que proporciona información sobre un conjunto de características de sus padres cuando los individuos adultos de la muestra tenían entre 12 y 14 años de edad. También disponemos de información sobre las parejas y de las características de sus padres, lo que nos permitirá analizar el papel del emparejamiento selectivo.

Nuestra muestra complementaria es la *Encuesta de Presupuestos Familiares* del año 1980-1981 (EPF). Esta encuesta fue diseñada con el propósito de estimar el consumo y los pesos de los diferentes productos utilizados en el Índice de Precios al Consumo. Cuenta con información respecto a los ingresos, la ocupación y el nivel de educación del jefe del hogar. Es decir, en esta muestra tenemos información referente a los salarios de los padres y además disponemos del mismo conjunto de características de los padres que en nuestra muestra principal.

A pesar de que tenemos las mismas características en ambas muestras, ha sido necesario recodificar algunas variables para tener una clasificación homogénea en las dos bases de datos. El cuadro A1 del apéndice presenta las frecuencias de las diferentes características en la muestra principal y en la muestra complementaria.

La muestra principal está compuesta por individuos, jefes de hogar o cónyuges del jefe del hogar, nacidos entre 1955 y 1975, que trabajan por cuenta propia o por cuenta ajena, a tiempo completo y declaran salarios positivos. Si en el año 2005 estos adultos tenían entre 30 y 50 años de edad, tendrían 12 o 14 años entre 1969 y 1989. Esta es la razón por la que usamos la EPF de los años 1980-1981 como muestra complementaria para estimar los salarios de los padres.

CUADRO N.º 2

CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA DE LAS HIJAS

Variable	Media	Desviación estandar	Mínimo	Máximo
Edad de la hija en 2005	39,55	5,66	30	49
Log del ingreso familiar de la hija en 2005.....	10,02	0,66	4,09	12,05
Edad del padre en 1981....	45,89	4,97	37	57
Log del salario del padre estimado	13,21	0,36	12,34	14,11
Log del ingreso del padre estimado	13,24	0,34	12,46	14,13
Tamaño de la muestra	3.995			

La regresión de ganancias del padre —ecuación [2]— se estima con una muestra de varones con edades comprendidas entre los 37 y los 57 años, edades correspondientes a los padres cuando los hijos tenían entre 12 y 14 años.

Como hemos mencionado anteriormente, un problema que puede sesgar los estudios de movilidad intergeneracional es el error en la medición de los ingresos permanentes. Teóricamente, nos gustaría considerar la elasticidad intergeneracional en el largo plazo de los ingresos permanentes entre padres e hijos, pero en la realidad solo observamos los salarios o ingresos en un único año o en unos pocos años. Por lo tanto, la pregunta que nos surge es: ¿cuál es la edad a la que los salarios corrientes son más parecidos a los salarios permanentes? Haider y Solon (2006) muestran que es razonable elegir hijos de alrededor de los 40 años, lo que nos lleva a padres de entre 31 y 55 años, cuando estos hijos tenían 12 a 14 años.

CUADRO N.º 3

CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA DE LOS HIJOS

Variable	Media	Desviación estandar	Mínimo	Máximo
Edad del hijo en 2005	39,36	5,64	30	49
Log del ingreso familiar del hijo en 2005	10,06	0,63	0,87	12,29
Edad del padre en 1981....	45,84	5,08	37	57
Log del salario del padre estimado	13,20	0,36	12,34	14,11
Log del ingreso del padre estimado	13,24	0,33	12,46	14,13
Tamaño de la muestra	3.520			

Después de las exclusiones, tenemos una muestra de 3.520 pares de hijo/padre y 3.995 pares de hija/padre. Los cuadros n.ºs 2 y 3 muestran las principales características de nuestra muestra de hijas e hijos, respectivamente.

V. RESULTADOS

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de la ecuación [1] por el método de MC2M2E —es decir, de la ecuación [4]— con diferentes variables dependientes y para distintas submuestas. Como hemos indicado antes, la primera etapa de la estimación MC2M2E consiste en la estimación de los salarios o ingresos de los padres utilizando la muestra complementaria. Los resultados de esta regresión se muestran en el apéndice (cuadro A2). En la segunda etapa, se calculan los salarios (o ingresos) para cada padre de la muestra principal, utilizando los coeficientes estimados con la muestra complementaria pero las características de la muestra principal.

En el cuadro n.º 4 reproducimos el enfoque desarrollado por Chadwick y Solon (2002) y estimamos la elasticidad entre las hijas (utilizando diferentes variables dependientes) y los salarios de sus padres. En el cuadro n.º 5 presentamos los mismos resultados para los hijos.

En la primera fila del cuadro n.º 4 utilizamos como variable dependiente el logaritmo del ingreso familiar de la hija. En la primera columna mostramos que la elasticidad del ingreso familiar de la hija con respecto al salario imputado de su padre es de 0,38. Como ya mencionamos anteriormente, no utilizamos los salarios de las hijas directamente para evitar el problema de selección en el empleo (8). El aumento de la participación femenina en la fuerza de trabajo en España se inició a finales de los años setenta, pero esta participación sigue siendo actualmente inferior a la de los hombres. Las mujeres que trabajan a tiempo completo seguramente todavía pertenecen a determinados tipos de hogar más que a otros, por ejemplo, en hogares con un alto nivel de educación o en familias muy pobres.

Como muestra el cuadro n.º 5, esta elasticidad es ligeramente inferior para los hijos, aunque la diferencia entre hijos e hijas no es estadísticamente significativa (9).

Uno de los principales objetivos de nuestro trabajo es analizar el papel del emparejamiento selec-

CUADRO N.º 4

ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL PARA HIJAS CON RESPECTO AL SALARIO DE SUS PADRES

Variable dependiente	Muestra total de hijas	Hijas casadas cuyos maridos tienen salarios
Log del ingreso familiar	0,386 0,028	0,384 0,033
Log de los salarios conjuntos de la pareja		0,497 0,044
Log de los salarios del marido		0,395 0,039
Log del salario de la hija		0,430 0,052
Log de la participación del salario del marido en el total de los salarios conjuntos		-0,010 0,002
Tamaño de la muestra	3.995	1.901

Nota: Debajo de los coeficientes estimados se muestra la desviación estándar.

CUADRO N.º 5

ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL PARA HIJOS CON RESPECTO AL SALARIO DE SUS PADRES

Variable dependiente	Muestra total de hijos	Hijos casados con salarios positivos
Log del ingreso familiar	0,404 0,027	0,388 0,032
Log de los salarios conjuntos de la pareja		0,565 0,042
Log de los salarios de la esposa ..		0,036 0,037
Log del salario del hijo		0,410 0,042
Log de la participación del salario del marido en el total de los salarios conjuntos		-0,007 0,002
Tamaño de la muestra	3.520	1.937

Nota: Debajo de los coeficientes estimados se muestra la desviación estándar.

tivo en la movilidad intergeneracional. Por eso, en la segunda columna, estimamos la elasticidad para la submuestra de hijas casadas cuyos maridos tienen salarios positivos (10). La elasticidad estimada de 0,38 es muy similar a la obtenida para toda la muestra. Lo mismo sucede con los hijos: la elasticidad estimada de la muestra de hijos casados (0,39) es muy parecida a la elasticidad obtenida con toda la muestra (0,40). Las elasticidades son también muy similares por géneros.

En la segunda fila de los cuadros n.ºs 4 y 5 analizamos el papel de los salarios conjuntos de la pareja, para las hijas y los hijos casados. En concreto, estimamos la elasticidad entre el logaritmo de la suma de los salarios de la hija y de su marido en el cuadro número 4 (del hijo y su esposa en el cuadro n.º 5) y los salarios del padre. En estos casos, las elasticidades aumentan a 0,50 para las hijas casadas y a 0,57 para los hijos casados. Una elasticidad de 0,57 puede parecer un coeficiente relativamente alto en comparación con 0,50. Además, una mayor movilidad para las hijas también fue encontrado por Chadwick y Solon (2002) y por Ermisch *et al.* (2006). Sin embargo, un *t*-ratio de 1,12 de nuevo no nos permite rechazar la hipótesis nula de igualdad de coeficientes.

A diferencia de la evidencia encontrada para Estados Unidos (Chadwick y Solon, 2002) y Alemania (Ermisch *et al.*, 2006), la elasticidad estimada del ingreso familiar de la hija o el hijo, mostrada en la pri-

mera fila del cuadro n.º 4, es mayor que la elasticidad estimada de los salarios conjuntos de la pareja, mostrada en la segunda fila. La diferencia de estas dos elasticidades es de difícil interpretación. Aquí proponemos una forma sencilla de hacerlo. Descomponiendo el ingreso familiar entre los salarios conjuntos de la pareja y otros ingresos, podemos expresar la elasticidad del ingreso familiar con respecto al salario del padre como una suma ponderada de la elasticidad de los salarios conjuntos de la pareja y la elasticidad de los otros ingresos, donde las ponderaciones dependen de la participación relativa de los dos tipos de ingreso sobre el total del ingreso familiar. Dado que la elasticidad de los ingresos conjuntos de la pareja es mayor que la elasticidad del ingreso familiar, la elasticidad de los otros ingresos debe ser negativa, lo que no deja de sorprender.

Con el fin de profundizar en el papel del emparejamiento selectivo, en la tercera fila del cuadro número 4 se utiliza como variable dependiente el logaritmo de los ingresos del marido. Se obtiene una elasticidad de 0,39, un poco menor que la elasticidad de la pareja, pero la diferencia no es estadísticamente significativa.

Otra forma de examinar el papel del emparejamiento selectivo consiste en estimar la elasticidad de la participación del salario del marido en los salarios conjuntos con respecto al salario de los padres, β_s . De acuerdo con Chadwick y Solon (2002), esta se

puede expresar como $\beta_s = (1 - s) (\beta^{pareja} - \beta^{hijo/a})$, donde s representa la participación del salario de la pareja en los salarios conjuntos. Valores próximos a cero de β_s implican elasticidades parecidas de los hijos y de las parejas con respecto al salario de los padres, lo que sugiere que el emparejamiento selectivo es importante. La quinta fila del cuadro n.º 4 muestra que la elasticidad estimada de la participación del salario del marido en los salarios conjuntos con respecto al salario de los padres es pequeña y, por tanto, las elasticidades de los salarios de la hija y los salarios de su marido con respecto a los salarios de sus padres son prácticamente iguales.

Como muestran los cuadros A3 y A4 del apéndice, análogas a los cuadros n.ºs 3 y 4, las elasticidades no varían mucho si utilizamos el ingreso, en vez de los salarios, del padre como variable dependiente.

Otra forma de estimar el papel del emparejamiento selectivo es utilizando el enfoque desarrollado por Ermisch *et al.* (2006), apuntado en la Introducción. La contribución del emparejamiento selectivo al proceso de movilidad intergeneracional se puede medir a través de θ :

$$\theta = \frac{\beta^{pareja}}{(\beta^{pareja} + \beta^{hijo/a})}, \quad [5]$$

donde β^{pareja} es la elasticidad de los salarios de la pareja con respecto a los salarios del padre político, que podemos obtener de la tercera fila de los cuadros n.ºs 4 y 5. Asimismo, el coeficiente $\beta^{hijo/a}$ representa la elasticidad de los salarios del hijo o la hija con respecto a los salarios de su propio padre, mostrados en la cuarta fila de los cuadros n.ºs 4 y 5 nuevamente (11). Es interesante observar que el coeficiente θ puede disminuir tanto porque los salarios de la pareja estén poco correlacionados con los salarios de su suegro, es decir, porque β^{pareja} sea pequeña, o porque la correlación entre los salarios de hijos y padres sea mayor.

CUADRO N.º
CONTRIBUCIÓN DEL EMPAREJAMIENTO SELECTIVO
A LA MOVILIDAD INTERGENERACIONAL

	Hijos	Hijas
$\beta^{hijo/a}$	0,410	0,430
β^{pareja}	0,360	0,395
θ	0,468	0,479

En el cuadro n.º 6 se presentan los coeficientes que necesitamos de los cuadros n.ºs 4 y 5 para poder calcular θ , junto con la estimación de la contribución del emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional, θ .

Los valores estimados de θ sugieren que alrededor del 48 por 100 de la covarianza entre los ingresos de la propia familia de las hijas y los hijos, por un lado, y los ingresos de sus padres, por el otro, puede ser atribuida al proceso de emparejamiento selectivo. Es decir, la institución del matrimonio, lejos de aumentar la movilidad de ingresos, contribuye a perpetuar la posición económica de las familias a través de las generaciones. De alguna forma, las personas se emparejan con personas con capital humano similar, y esas parejas están tan correlacionadas con los ingresos del padre político como lo están los propios hijos.

Nuestros resultados para España son similares a los encontrados por Ermisch *et al.* (2006) para Alemania y el Reino Unido. Según sus resultados, la contribución del emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional se sitúa entre el 40 y el 50 por 100. Las elasticidades que ellos encuentran, sin embargo, son menores. En definitiva, la contribución del emparejamiento selectivo a la movilidad intergeneracional es muy parecida en España, donde la movilidad intergeneracional es menor a la encontrada en Alemania y el Reino Unido, que muestran niveles de movilidad intergeneracional mayores.

VI. COMENTARIOS FINALES

Este trabajo contribuye a la literatura empírica que intenta estudiar la movilidad intergeneracional de ingresos para las mujeres. Asimismo contribuye a la literatura empírica que analiza el papel que juega el emparejamiento selectivo en la movilidad intergeneracional. Utilizando el estimador MC2M2E, encontramos elasticidades para hijas y padres un poco menores que las de los hijos varones y sus padres, aunque la diferencia no es estadísticamente significativa. En consonancia con la evidencia encontrada en estudios anteriores (Cervini, 2011), las elasticidades estimadas sugieren que España tiene niveles intermedios de movilidad intergeneracional, superiores a Suecia, Canadá o el Reino Unido, pero inferiores a Brasil, Estados Unidos o Italia.

También encontramos que los salarios de los maridos están tan correlacionados con los salarios del padre de su esposa como con los de la pareja en su

conjunto, lo cual nos está mostrando evidencia de emparejamiento selectivo. Más aún, este proceso de emparejamiento selectivo tiene un rol muy importante en el proceso de transmisión intergeneracional. En concreto, nuestros resultados sugieren que la institución del matrimonio no es un mecanismo que genera mayor movilidad económica entre generaciones, sino que perpetúa los ingresos de las familias. Entre las hijas casadas, los ingresos del cónyuge parecen ser tan elásticos como los ingresos propios con respecto a los ingresos de los padres. Asimismo, cerca del 48 por 100 de la covarianza entre los ingresos de la propia familia de las hijas y los hijos, por un lado, y los ingresos de sus padres, por el otro, puede ser atribuida al proceso de emparejamiento selectivo. Esta contribución del emparejamiento selectivo es muy similar a la encontrada en países con mayor movilidad intergeneracional, como Alemania y el Reino Unido.

NOTAS

(*) Los autores agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia e Innovación, dentro del proyecto ECO2010-21668-C03-02, y de la Generalitat de Cataluña, dentro del proyecto SGR2009-307 (GREMIR) y de la red de investigación XREPP.

(1) Véase SOLON (1999), BJÖRKLUND (2000), BOWLES y GINTIS (2002), ERIKSON y GOLDTHORPE (2002) y BLACK y DEVEREUX (2011) para una revisión de la literatura.

(2) Véase, por ejemplo, SCHUETZ *et al.* (2008) para un análisis de la movilidad en educación entre padres e hijos, y CORAK y PIRAINO (2011) para un análisis de transmisión intergeneracional de empleadores.

(3) España es uno de los países europeos en donde la educación de los padres tiene una menor importancia a la hora de predecir la educación de los hijos, lo que parece indicar un efecto positivo de la separación tardía en la escuela sobre la movilidad intergeneracional (SCHUETZ *et al.*, 2008).

(4) En Alemania, por ejemplo, esta separación se produce a los 10 años, mientras que en Holanda o Bélgica se produce a los 12 años y en Italia a los 14 años.

(5) A partir del decisivo artículo de ANGRIST y KRUEGER (1992) sobre el estimador con variables instrumentales en dos etapas (TSIV), numerosos investigadores empíricos han aplicado la variante MC2M2E, que es computacionalmente más conveniente, para el estudio de la movilidad intergeneracional, como BJÖRKLUND y JÄNTTI (1997) para Suecia, FORTIN y LEEFEBVRE (1998) para Canadá, GRAWE (2004) para Ecuador, Nepal, Pakistán y Perú, NICOLETTI y ERMISCH (2007) para Reino Unido y MOCETTI (2007) para Italia.

(6) La literatura intergeneracional acostumbra a utilizar un índice de independencia del origen para medir la movilidad. No obstante, existe un gran número de alternativas (véase FIELDS y OK, 1999).

(7) Para una descripción detallada de las propiedades de este estimador, véase ARELLANO y MEGHIR (1992), ANGRIST y KRUEGER (1992) y RIDDER y MOFFITT (2007).

(8) No obstante, en la cuarta fila mostramos la elasticidad estimada en base al salario de las hijas, que utilizaremos para estimar la contribución de cada miembro de la pareja a la movilidad intergeneracional, de acuerdo con la ecuación [5].

(9) La *t*-ratio para el contraste entre estos dos coeficientes es 0,46, por lo tanto, la diferencia de estos coeficientes no es estadísticamente significativa a niveles de significación convencionales.

(10) Consideramos como hijas casadas las que están legalmente casadas y las que viven en pareja. Siguiendo a CHADWICH y SOLON (2002), estimamos los mismos resultados para las hijas casadas, independientemente de si sus maridos tenían ingresos salariales o no, y los resultados son prácticamente idénticos a los presentados en la segunda columna, ya que la diferencia entre las dos muestras se limita a tres observaciones.

(11) Cabe recordar que la elasticidad estimada de las hijas puede estar sujeta a problemas de selección en el empleo.

BIBLIOGRAFÍA

- ANGRIST, J. D., y KRUEGER, A. B. (1992), «The effect of age at school entry on educational attainment: an application of instrumental variables with moments from two samples», *Journal of the American Statistical Association*, 87: 328-336.
- ARELLANO, M., y MEGHIR, C. (1992), «Female labour supply and on-the-job search: an empirical model estimated using complementary data set», *The Review of Economic Studies*, 59: 537-559.
- BJÖRKLUND, A. (2000), «Intergenerational mobility of socioeconomic status in comparative perspective», *Nordic Journal of Political Economy*, 26(1): 3-32.
- BJÖRKLUND, A., y JÄNTTI, M. (1997), «Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States», *American Economic Review*, 87: 1009-1018.
- BOWLES, S., y GINTIS, H. (2002), «The inheritance of inequality», *Journal of Economic Perspectives*, 16: 3-30.
- BLACK, S.E., y DEVEREUX, P.J. (2011), «Recent developments in intergenerational mobility», en O. ASCHENFELTER y D. CARD (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 4B, cap. 16, pp. 1487-1541.
- BLACK, S.E.; DEVEREUX, P.J., y SALVANCES, K.G. (2005), «Why the apple doesn't fall far: Understanding intergenerational transmission of human capital», *American Economic Review*, 95(1): 437-449.
- CARABAÑA, J. (1999), *Dos Estudios sobre Movilidad Intergeneracional*, Fundación Argentaria-Visor.
- CERVINI-PLÁ, M. (2011), «Intergenerational earnings and income mobility in Spain», MPRA Paper 34942, University Library of Munich, Germany.
- CHADWICK, L., y SOLON, G. (2002), «Intergenerational income mobility among daughters», *American Economic Review*, 92(1): 335-344.
- CORAK, M. (2004), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.
- CORAK, M., y PIRAINO, P. (2011), «The intergenerational transmission of employers», *Journal of Labor Economics*, 29(1): 37-68.
- DUNN, C.E. (2007), «The intergenerational transmission of lifetime earnings: Evidence from Brazil», *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7: Iss. 2 (Contributions), artículo 2.
- EPSTEIN, E., y GUTTMAN, R. (1984), «Mate selection in man: Evidence, theory, and outcome», *Social Biology*, 31(3-4): 243-278.
- ERIKSON, R., y GOLDTHORPE, J.H. (2002), «Intergenerational inequality: a sociological perspective», *Journal of Economic Perspective*, 16: 31-44.
- ERMISCH, J.; FRANCESCONI, M., y SIEDLER, T. (2006), «Intergenerational economic mobility and assortative mating», *Economic Journal*, 116: 659-679.
- FERREIRA, S.G., y VELOSO, F.A. (2006), «Intergenerational mobility of wages in Brazil», *Brazilian Review of Econometrics*, 6(2).
- FIELDS, G., y OK, E.A. (1999), «The measurement of income mobility: an introduction to the literature», en J. SILBER (ed.), *Handbook on*

- Inequality Measurement*, Kluwer Academia Publisher, cap. 19, pp. 557-598.
- FORTIN, N., y LEFEBVRE, S. (1998), «Intergenerational income mobility in Canada», en M. CORAK (ed.), *Labour Market, Social Institution and the Future of Canada's Children*.
- GRAWE, N. (2004), «Intergenerational mobility for whom? The experience of high- and low-earnings sons in intergenerational perspective», en M. CORAK (ed.), *Generational Income Mobility in North America and Europe*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HAIDER, S., y SOLON, G. (2006), «Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings», *American Economic Review*, 96(4): 1308-1320.
- INOUE, A., y SOLON, G. (2010), «Two-sample instrumental variables estimators», *The Review of Economics and Statistics*, 92(3): 557-561.
- KALMIJN, M. (1994), «Assortative mating by cultural and economic occupation status», *American Journal of Sociology*, 100(2): 422-452.
- KREMER, M. (1997), «How much does sorting increase inequality?», *Quarterly Journal of Economics*, 112(1): 115-139.
- LAM, D. (1995), «Marriage markets and assortative mating with household public goods: Theoretical results and empirical implications», *The Journal of Human Resources*, 23(4): 462-487.
- LEFRANC, A., y TRANNOY, A. (2005), «Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the U.S.?», *Annales d'Economie et de Statistique*, (78) 03.
- MOCETTI, S. (2007), «Intergenerational earnings mobility in Italy», *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7: Iss. 2, artículo 5.
- NICOLETTI, C., y ERMISCH, J. (2007), «Intergenerational earnings mobility: changes across cohorts in Britain», *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 7: Iss. 2, artículo 9.
- NICOLETTI, C., y FRANCESCONI, M. (2006), «Intergenerational mobility and sample selection in short panels», *Journal of Applied Econometrics*, 21(8): 1265-1293.
- Nozick, R. (1974), *Anarchy, State and Utopia*, Basic Books, Nueva York.
- PIRAINO, P. (2007), «Comparable estimates of intergenerational income mobility in Italy», *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 7: Iss. 2, artículo 1.
- RAAUM, O.; BRATBERG, B.; RED, K.; STERBACKA, E.; ERIKSSON, T.; JÄNTTI, M., y NAYLOR, R. (2007), «Marital sorting, household labor supply, and intergenerational earnings mobility across countries», *Advances in Economic Analysis & Policy*, 7(2): 1682-1767.
- RAWLS, J. (1971), *A Theory of Justice*, Harvard University Press, Cambridge.
- RIDDER, G., y MOFFIT, R. (2007), «The econometrics of data combination», en J.J. HECKMAN y E.E. LEARNER (eds.), *Handbook of Econometrics*, Elsevier, Ámsterdam, vol. 6B, cap. 75, pp. 5469-5547.
- ROEMER, J.E. (1998), *Equality of Opportunity*, Harvard University Press, Cambridge.
- (2012), «What is the justification of studying intergenerational mobility of socioeconomic status?», en J. ERMISCH, M. JÄNTTI y T. SMEEDING (eds.), *From Parents to Children. The Intergenerational Transmission of Advantage*, Russell Sage Foundation, Nueva York, cap. 20, pp. 482-487.
- SÁNCHEZ-HUGALDE, A. (2004), «Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España (1980-90)», Discussion Paper, Universidad de Barcelona.
- SOLON, G. (1992), «Intergenerational income mobility in the United States», *American Economic Review*, 82(3): 393-408.
- (1999), «Intergenerational mobility in the labour market», en O. ASHENFELDER y D. CARD (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, Ámsterdam, vol. 3, cap. 29, pp. 1761-1800.
- SCHUETZ, G.; URSPRUNG, H.W., y WOESSMANN, L. (2008), «Education policy and equality of opportunity», *Kyklos*, 61: 279-308.
- SWIFT, A. (2005), «Justice, luck, and the family: The intergenerational transmission of economic advantage from a normative perspective», en S. BOWLES, H. GINTIS y M. OSBORNE GROVES (eds.), *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*, Russell Sage Foundation, Nueva York, pp. 256-276.
- ZIMMERMAN, D. (1992), «Regression toward mediocrity in economic stature», *American Economic Review*, 82: 409-429.

APÉNDICE

CUADRO A1

FRECUENCIAS DE LAS DIFERENTES CARACTERÍSTICAS EN LA MUESTRA PRINCIPAL
Y EN LA MUESTRA COMPLEMENTARIA

	Muestra complementaria	Muestra principal
Observaciones	5.929	7.515
Educación		
Primaria incompleta	22,82	20,09
Educación primaria	52,90	57,65
ESO	7,46	6,08
Bachillerato	5,28	5,84
Formación profesional	2,07	0,49
Universidad	9,47	9,85
Ocupación		
Profesionales alto nivel	9,25	8,04
Directores y gerentes	4,28	3,70
Profesionales bajo nivel	3,43	5,58
Empleos no manuales alto nivel	9,04	6,18
Empleos no manuales bajo nivel	9,85	7,25
Trabajadores agricultores cualificados	12,74	12,85
Trabajadores manuales cualificados	18,88	24,99
Técnicos bajo nivel	12,81	11,82
Trabajadores no cualificados	19,71	19,60

CUADRO A2

ESTIMACIÓN DE LOS SALARIOS PARA LOS PADRES UTILIZANDO LA MUESTRA COMPLEMENTARIA

Variables explicativas	Coefficiente	Error estándar
Edad	0,0570	0,0210
Edad al cuadrado	-0,0010	0,0002
Educación*		
Educación primaria	0,1870	0,0148
ESO	0,3920	0,0270
Bachillerato	0,5250	0,0320
Formación profesional	0,5580	0,0480
Universidad	0,8460	0,0280
Ocupación**		
Directores y gerentes	-0,4380	0,0400
Profesionales bajo nivel	-0,0750	0,0980
Empleos no manuales alto nivel	-0,0910	0,0279
Empleos no manuales bajo nivel	-0,3158	0,0320
Trabajadores agricultores cualificados	-0,8160	0,0310
Trabajadores manuales cualificados	-0,1390	0,0300
Técnicos bajo nivel	-0,2010	0,0290
Trabajadores no cualificados	-0,3170	0,0290
Constante	11,9960	0,4920
Tamaño de la muestra	5,929	
R2	0,4020	

Notas:

(*) En educación la categoría de referencia es Educación inferior a Primaria.

(**) En ocupación la categoría de referencia son los Profesiones de alto nivel.

APÉNDICE (continuación)

CUADRO A3		
ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL PARA HIJAS CON RESPECTO AL INGRESO DE SUS PADRES		
Variable dependiente	Muestra total de hijas	Hijas casadas cuyos maridos tienen salarios
Log del ingreso familiar	0,435 0,003	0,442 0,037
Log de los salarios conjuntos de la pareja		0,565 0,049
Log de los salarios del marido		0,445 0,043
Log de la participación del salario del marido en el total de los salarios conjuntos		-0,011 0,002
Tamaño de la muestra	3.995	1.901

Nota: Debajo de los coeficientes estimados aparece la desviación estándar.

CUADRO A4		
ELASTICIDAD INTERGENERACIONAL PARA HIJOS CON RESPECTO AL INGRESO DE SUS PADRES		
Variable dependiente	Muestra total de hijas	Hijas casadas cuyos maridos tienen salarios
Log del ingreso familiar	0,461 0,030	0,467 0,036
Log de los salarios conjuntos de la pareja		0,656 0,047
Log de los salarios del marido.....		0,553 0,041
Log de la participación del salario del marido en el total de los salarios conjuntos		-0,008 0,002
Tamaño de la muestra.....	3.520	1.937

Nota: Debajo de los coeficientes estimados aparece la desviación estándar.