



Los determinantes socioeconómicos de la demanda de educación superior en España y la movilidad educativa intergeneracional*

MARÍA GIL IZQUIERDO

Universidad Autónoma de Madrid

LAURA DE PABLOS ESCOBAR

Universidad Complutense de Madrid

MARÍA MARTÍNEZ TORRES

Universidad Complutense de Madrid

Recibido: Enero, 2009

Aceptado: Junio, 2009

Resumen

El presente trabajo tiene como objetivos conocer cuáles son los condicionantes de la demanda de educación superior, así como analizar si existe cierto determinismo intergeneracional de tipo educativo. La base de datos utilizada es la Encuesta de Condiciones de Vida para el periodo 2005. Para la determinación de la función de demanda educativa se utiliza un modelo de doble valla, mientras que la movilidad educativa intergeneracional se estima mediante índices de movilidad y matrices de transición.

Los principales resultados, referidos a la demanda de educación superior, confieren un protagonismo clave y positivo a la educación de las madres y a cuestiones de género, mientras que la presencia de menores y de parados en el hogar influye negativamente. Por otra parte, y en relación con la movilidad, se aprecia para el caso español que es más probable que los hijos alcancen mayores niveles educativos que sus padres y que el hecho de que los padres hayan alcanzado la educación superior determina en gran medida que los hijos también lo hagan.

Palabras clave: Demanda de educación superior, modelo de doble valla, movilidad intergeneracional educativa.

Clasificación JEL: I21, J24.

* Las autoras agradecen los comentarios realizados por Jaume García. Cualquier error u omisión es responsabilidad de las autoras

1. Introducción

El presente trabajo investiga cuáles son los factores que determinan la demanda de estudios de educación superior, y cuál es la movilidad educativa intergeneracional que se alcanza en España en el año 2005. El objetivo de este doble análisis es conocer si existen barreras de entrada a los niveles educativos superiores, y si se aprecia una relación entre el nivel educativo alcanzado por los padres y el de sus hijos. Frecuentemente se ha argumentado que la renta del hogar es un factor que condiciona de forma significativa la incorporación de alumnos a los estudios superiores. En este sentido, es interesante conocer si esto sigue ocurriendo en la actualidad o si existen otro tipo de barreras. Por otra parte, y dado que otro de los principales factores que suele apreciarse como determinante de una mayor probabilidad de demandar educación superior es si los progenitores han alcanzado niveles educativos superiores, también es importante analizar si se produce un cierto determinismo educativo generacional que condicione el acceso a los diferentes niveles educativos. El análisis de la movilidad educativa permite contrastar la veracidad de esta última hipótesis, y sus posibles consecuencias en la aplicación efectiva del principio de igualdad de oportunidades.

La fuente de datos utilizada para este doble análisis es la Encuesta de Condiciones de Vida para el año 2005. Se trata de una base de microdatos, publicada por el Instituto Nacional de Estadística, que cuenta con una extensa muestra de hogares y de individuos miembros de dichos hogares. Esta base de datos, para este año concreto, presenta una aportación muy importante para los propósitos del presente estudio: un módulo con datos intergeneracionales, los cuales permiten estimar la movilidad educativa, cuyo conocimiento le da un gran valor añadido a este estudio, dada la escasez de trabajos realizados en esta materia para España.

En lo que sigue, el trabajo se ocupa, en primer lugar, del estudio de los determinantes de la demanda de la educación superior en España. A continuación, se analizan y se utilizan diferentes métodos para estimar la movilidad e inmovilidad educativa aplicados a la realidad de nuestro país. Finalmente, se resumen las principales conclusiones.

2. Análisis de la demanda de educación superior para el caso español

En los siguientes apartados se estudian los factores que determinan la demanda de educación superior. En primer lugar, se revisa la literatura que, para el caso español, ha abordado este tema, incidiendo en los resultados que se han obtenido. A continuación, se presenta el modelo teórico en el que se basa este trabajo. Por último, se ofrecen los resultados alcanzados.

2.1. Revisión de la literatura

Según la teoría del Capital Humano (Mincer, 1974; Becker, 1975), los individuos deciden su nivel óptimo de educación comparando el valor presente de las ganancias esperadas de años de educación adicionales, con los costes asociados a dicha educación. Desde una

perspectiva individual, los beneficios de la educación son fundamentalmente de tipo monetario (mejores salarios), aunque también existen otros de tipo no monetario (como mejor estado de salud, mayor eficiencia en la producción de bienes y servicios en el hogar, trabajos menos peligrosos, con mayor estabilidad laboral, etc.). Por el lado de los costes personales, los estudiantes se enfrentan a costes directos (pago de matrículas en cada curso), costes indirectos (transporte, libros, clases extra, manutención) y costes de oportunidad (salarios no percibidos por estudiar en vez de trabajar). Además, hay otros factores que pueden condicionar de forma decisiva el comportamiento de los individuos, tales como las características socio-económicas del hogar de origen, características personales (como el sexo o la habilidad innata del individuo) o cuestiones relativas a la situación geográfica.

Durante las últimas décadas, el análisis de los condicionantes que influyen en el acceso a la educación superior ha constituido una línea relevante de investigación. Para el caso español, existe un importante número de estudios que proporcionan evidencia empírica sobre los factores socioeconómicos que determinan la decisión individual de acudir a la universidad¹. Entre otros, se pueden mencionar, los estudios de Modrego (1987), Cea y Mora (1992), Calero (1996), Mora (1997), Peraita y Sánchez (1998), González y Dávila (1998), Petrongolo y San Segundo (1999), Albert (1997, 1998, 2000), Marcenaro y Navarro (2001) y Rahona (2006). Estos trabajos coinciden en utilizar una serie de variables de tipo socioeconómico comunes², entre las que destacan las siguientes:

La **renta del hogar de origen** es una de las variables típicamente incluidas en el análisis acerca de los determinantes de la educación. Durante los años ochenta, los estudios muestran una relación positiva entre la renta del hogar y la demanda de este nivel educativo, esto es, a mayor renta, más probabilidad de acudir a la universidad. A esta conclusión llegan los trabajos de Petrongolo y San Segundo (1999) y Modrego (1987). En la década de los noventa esta relación no es tan contundente y esta variable resulta tener menor impacto en la demanda, conclusión alcanzada por Mora (1997), Peraita y Sánchez (1998), González y Dávila (1998) y Marcenaro y Navarro (2001), Petrongolo y San Segundo (1999).

Otro de los factores que usualmente se ha incluido en este tipo de estudios se refiere al **nivel educativo** del sustentador principal, de ambos progenitores y/o de otros miembros del hogar. Tal y como señala Rahona (2006), existen cuatro vías a través de las cuales el nivel educativo de otros miembros del hogar puede influir en la decisión que toman los individuos objeto de estudio: el *stock* de capital humano de los padres como aproximación de la habilidad innata de los hijos; el nivel educativo como *proxy* de la renta del hogar; influencia en las preferencias de los hijos, en el sentido de herencia cultural; y finalmente, la transmisión intergeneracional educativa que propugnan las teorías de Bowles y Gintis (2004). Pues bien, todos los estudios consultados coinciden en señalar la gran importancia del nivel educativo del padre o sustentador principal, o de ambos en conjunto (Calero, 1996; González y Dávila, 1998; Albert, 1998; Marcenaro y Navarro, 2001; San Segundo, 2003), pero sobre todo, es decisivo el nivel de estudios que haya alcanzado la madre según los resultados alcanzados por Mora (1997), Albert (2000) o Rahona (2006). Otros miembros del hogar con estudios superiores pueden ejercer asimismo un impacto positivo en la demanda de educación superior (Calero, 1996).

La existencia de **hermanos** (mayores o menores que el individuo analizado) también ha sido estudiada desde una óptica diferenciada. Por una parte, los hermanos menores pueden suponer una carga económica adicional que puede afectar negativamente a la demanda (Behrman *et al.* 1989), mientras que los hermanos mayores pueden asumir algunas responsabilidades en el hogar, liberando así a los más pequeños para que puedan continuar estudiando. La primera de las hipótesis ha sido sustentada por los estudios de Peraita y Sánchez (1998), Rahona (2006), mientras que la segunda ha sido contrastada por Marcenaro y Navarro (2001), quienes demuestran que los hermanos mayores tienen un mayor impacto positivo en la demanda de educación superior en el caso de las mujeres.

En relación a la **situación laboral del sustentador principal o de la madre**, se supone que una mejor posición de éstos en el mercado laboral influye positivamente en la demanda de educación superior. Así, Cea y Mora (1992), Calero (1996), González y Dávila (1998), Albert (2000) o Rahona (2006) apuntan una mayor probabilidad de demanda cuando el sustentador principal es directivo, profesional o técnico y menor cuanto menor es la categoría profesional del sustentador. Rahona (2006) incluye además la situación laboral de la madre, para la que se demuestra que cuando ésta desempeña un puesto de trabajo de estatus profesional medio o bajo, repercute negativamente en la decisión de cursar estudios universitarios.

La existencia de una mayor **proporción de parados** en la familia es otro de los factores relativos al hogar que puede analizarse. Albert (1998) anticipa los dos posibles impactos que esta variable puede tener en la demanda educativa: por una parte, puede darse un efecto renta, de tal manera que, a mayor número de empleados en el hogar, mayor demanda de este nivel educativo. Por otra parte, puede existir un efecto sustitución, mostrando que cuantos más empleados haya en la familia, mayor es la preferencia por el mercado laboral, y por tanto, menor demanda de este nivel educativo. Albert (1998) obtiene una dominancia del efecto renta.

Uno de los resultados que sistemáticamente se ha obtenido en este tipo de trabajos se refiere al hecho de que las **mujeres** españolas tienen una mayor probabilidad de demandar estudios superiores (*ceteris paribus* el resto de variables). Este resultado contrasta con el de otros países de nuestro entorno, donde ocurre lo contrario González y Dávila (1998) proporcionan referencias al respecto). La literatura da diferentes razones para explicar esta situación: Mora (1997) argumenta que las mujeres necesitan un mayor nivel educativo para competir con los hombres (teoría del filtro); Albert (2000) habla de la discriminación que pueden sufrir las mujeres en el mercado laboral; en la misma línea, Marcenaro y Navarro (2001) plantean cuestiones relativas a las mayores tasas de paro y mayor coste de oportunidad que sufren las mujeres. Además, algunos trabajos presentan resultados diferenciados según sexo, llegando a la conclusión de que ciertas variables afectan de forma diferenciada a la demanda, en función de que el individuo sea hombre o mujer (Modrego, 1987; Cañada, 1999; Cea y Mora, 1992; Marcenaro y Navarro, 2001; Albert, 2001).

La situación del **mercado laboral** en la que se halla el individuo trata de aproximar de alguna manera el coste de oportunidad de continuar estudiando en lugar de acceder al mercado laboral (Albert, 2000)³. A nivel teórico, se supone que tasas de desempleo juvenil ele-

vadas incentivan la permanencia de los jóvenes en el sistema educativo, mientras que mayores tasas de paro generales tienen el efecto contrario (San Segundo, 2001). Los resultados de los trabajos consultados no son contundentes. Así mientras Petrongolo y San Segundo (1999) corroboran las predicciones de la teoría, Albert (2000) obtiene el impacto esperado para las tasas de desempleo de los individuos con educación secundaria en la probabilidad de demanda (positivo), pero no en el caso de las tasas de paro de individuos con educación superior.

Por último, es común incluir variables que tengan en cuenta cuestiones relativas al **entorno espacial** del individuo. Cea y Mora (1992), González y Dávila (1998), Peraita y Sánchez (1998) muestran que los individuos procedentes de capitales de provincia tienen mayor probabilidad de ir a la universidad, aunque no parece que esta variable sea muy significativa (Calero, 1996; Rahona, 2006 y González y Dávila, 1998).

Resumiendo, se puede señalar que gran parte de los estudios apuntan como factores que afectan positivamente la decisión de realizar estudios superiores el nivel educativo de los padres, su situación laboral, el hecho de ser mujer. Otras variables, como las tasas de desempleo, la renta del hogar, lugar de residencia o el número de hermanos, tienen efectos menos claros y dependen del estudio analizado.

2.2. Modelo teórico

En el análisis económico de la demanda de educación superior se adopta generalmente un marco tradicional neoclásico de maximización de la utilidad, en el que la demanda de educación superior se determina por la diferencia existente entre los beneficios derivados de este nivel educativo y los costes asociados al mismo. Esto posibilita estudiar los factores, fundamentalmente socioeconómicos, que afectan a la decisión de demandar educación superior. Ahora bien, es importante tener en cuenta que para poder acceder a este nivel educativo, el individuo ha de haber superado los estudios de enseñanza secundaria postobligatoria. Por tanto, es necesario estudiar los factores que influyen en que un individuo complete el nivel de educación secundaria postobligatoria. Posteriormente, para aquellos individuos que completaron este nivel educativo, se analizan los determinantes de que demande o no educación superior.

En este contexto, los modelos de demanda de educación superior se formulan generalmente a partir de la comparación de las utilidades U_{ij} que los individuos i derivan de cada alternativa j , en este caso, demandar ($j=1$) o no ($j=0$) un determinado nivel educativo. La utilidad U que cada individuo i asigna a cada alternativa j es una función lineal de un vector de características individuales (X_i), que conforman una heterogeneidad observable, de tal manera que individuos con características distintas asignan valores diferentes a cada una de las alternativas. Por su parte, el término ε_{ij} constituye el término de error aleatorio o heterogeneidad inobservable:

$$U_{ij} = X_i' \beta_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad j = 0,1; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

Cada individuo elegirá la alternativa $j = 1$ si la utilidad que deriva de ella es superior a la de la alternativa $j = 0$. Como la utilidad no es observable, denominaremos $Y_j = 1$ al suceso “demanda educación superior”, mientras que $Y_j = 0$ representa el suceso complementario. Si representamos esta situación en términos de probabilidades en función de la elección que le proporcione al individuo una mayor utilidad, se tiene que:

$$\begin{aligned} P(Y_j = 1) &= P(U_{i1} > U_{i0}) = P(X'_{i1}\beta_1 + \varepsilon_{i1} > X'_{i0}\beta_0 + \varepsilon_{i0}) = \\ P[X'_i \cdot (\beta_1 - \beta_0) + (\varepsilon_{i1} - \varepsilon_{i0}) > 0] &= P(X'_i\beta + \varepsilon_i > 0) = \\ P(\varepsilon_i > -X'_i\beta) &= F(X'_i\beta) \end{aligned} \quad (2)$$

Ahora bien, tal y como se ha comentado anteriormente, para que un individuo pueda demandar educación superior, es necesario que haya completado los dos cursos correspondientes a Bachillerato y superado las Pruebas de Acceso a la Universidad. Para ello, hay que tener en cuenta que la decisión de demandar educación superior se basa en esa decisión anterior, esto es, en primer lugar el individuo completa o no educación postobligatoria, y a continuación decide si demanda o no educación superior. Esto implica que el análisis de la demanda de educación superior se realiza sólo para aquellos individuos que han completado el nivel educativo previo, por lo que existe una situación de selección muestral. Es importante controlar, por esta selección, la muestra de estudiantes, de tal forma que no se obtengan estimaciones inconsistentes, lo cual suele solucionarse aplicando el modelo de selección de Heckman (1979) o modelo en dos etapas. Sin embargo, hay que tener en cuenta que la variable dependiente en la segunda ecuación (demanda de educación superior) no es una variable continua como sucede en el modelo seminal de Heckman (1979), sino discreta. Por tanto, dicho modelo de selección de Heckman ha de ser adaptado a esta situación, siendo más apropiado aplicar un modelo denominado de doble valla (Cragg, 1971, Costa y García, 2002), siguiendo el esquema planteado en la Figura 1⁴.

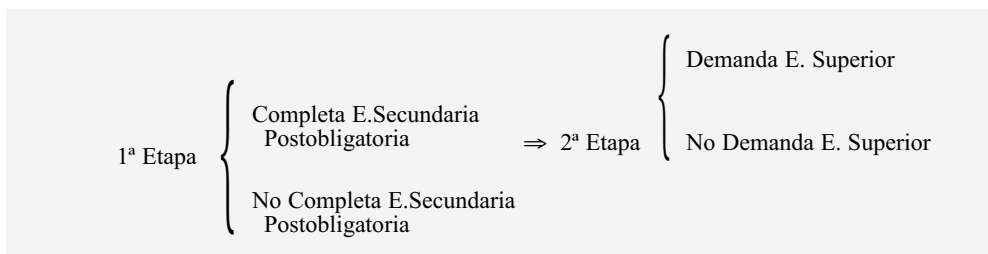


Figura 1. Proceso de decisión demanda de educación por niveles educativos

Siguiendo el razonamiento anterior, previamente al modelo de demanda de educación superior, ha de estimarse un modelo de probabilidad similar al anterior, pero que modelice si el individuo ha completado o no el nivel de educación secundaria postobligatoria. Así, sea $Z_i = 1$ al suceso “completa educación secundaria”, mientras que $Z_i = 0$ representa el suceso complementario. Análogamente al caso anterior, y en términos de probabilidades, siendo W_i el vector de características individuales y u_{ij} ⁵ el término de error aleatorio, se tiene que:

$$\begin{aligned}
P(Z_i = 1) &= P(U_{i1} > U_{i0}) = P(W'_{i1}\alpha_1 + u_{i1} > W'_{i0}\alpha_0 + u_{i0}) = \\
P[W'_i \cdot (\alpha_1 - \alpha_0) + (u_{i1} - u_{i0}) > 0] &= P(W'_i\alpha + u_i > 0) = \\
P(u_i > -W'_i\alpha) &= F(W'_i\alpha)
\end{aligned}
\tag{3}$$

Estas decisiones suelen estimarse a través de modelos de elección discreta, probit o logit. En nuestro caso se elige en ambas etapas un modelo probit, lo que implica asumir que la distribución del término de error de los regresores sigue una distribución normal.

Finalmente, hay que señalar que en el modelo de la primera etapa (demanda de educación secundaria), se introduce el parámetro lambda (λ_i), que representa el término de corrección del sesgo de selección, y adopta la expresión:

$$\lambda_i = \frac{\phi(X'_i\beta)}{1 - \phi(X'_i\beta)} \text{ si } Y_i = 1
\tag{4}$$

Resumiendo, podemos decir que el modelo se estima en dos etapas: en la primera se estudia qué factores determinan que se complete la educación secundaria postobligatoria (Z_i) para toda la población estudiada; en la segunda etapa, se estiman los factores que inciden en la demanda de educación superior (Y_i) sólo para los individuos que previamente completaron el Bachillerato y las Pruebas de Acceso a la Universidad, incluyendo en esta fase el parámetro de corrección del sesgo de selección (λ_i), que en nuestro modelo se concreta en la variable *Altrho*.

2.3. Aplicación empírica

Para el análisis empírico, y siguiendo las decisiones de otros trabajos previos, se considera como población objeto de estudio a aquellos individuos que tienen entre 17 y 25 años (4.112 individuos). De esta submuestra, 2.129 están estudiando educación secundaria postobligatoria, mientras que 1.983 de estos individuos han terminado este nivel de estudios. De estos últimos individuos que han completado la educación secundaria postobligatoria, 559 no estudian en el año analizado, mientras que 1.424 están realizando estudios superiores⁶, o bien los han completado.

Una vez seleccionada la submuestras, se construyen las variables seleccionadas para la aplicación empírica, que se describen a continuación.

Variabes dependientes:

- **Completa educación secundaria postobligatoria:** variable dicotómica que recoge si el individuo ha terminado o no este nivel educativo.
- **Demanda de educación superior:** para los individuos que han completado la educación secundaria postobligatoria (requisito imprescindible para poder demandar educación superior), variable dicotómica que indica si el individuo está realizando estu-

dios superiores (o ya ha completado estos estudios), o bien si no está realizando ningún curso de educación superior.

VARIABLES INDEPENDIENTES:

- **Situación laboral del sustentador principal:** variable categórica que recoge si el sustentador principal del hogar en el que vive el individuo objeto de estudio trabaja o, por el contrario, se encuentra en una situación de desempleo o inactividad. Esta última resume las categorías de incapacitado, labores del hogar y otra inactividad.
- **Nacionalidad:** variable dicotómica que muestra si el individuo es español o no⁷.
- **Sexo:** variable dicotómica que indica si el individuo es hombre o mujer.
- **Nivel máximo educativo alcanzado por la madre o el padre:** variable categórica que muestra cuál es el máximo nivel educativo alcanzado por la madre o padre del individuo.
- **Menores de 16 años en el hogar:** variable dicotómica que recoge si hay o no menores de esta edad en el hogar al que pertenece el individuo.
- **Grado de urbanización:** variable categórica que muestra la densidad de población de la zona en la que se sitúa el hogar de origen del individuo.
- **Renta disponible del hogar:** variable continua que recoge la renta *per capita* del hogar.
- **Proporción de parados en el hogar:** proporción de individuos que están parados con respecto al total de miembros del hogar al que pertenece el individuo.
- **Otros miembros del hogar con educación superior:** variable dicotómica que recoge la presencia de otros miembros del hogar con estudios superiores, distintos del padre y la madre.
- **Tasa de paro para universitarios:** tasa de paro para los individuos que han completado estudios superiores, excluidos los de doctorado, por CCAA, con datos procedentes de la Encuesta de Población Activa (2005). Este dato se ha imputado a los individuos de la muestra en función de la región en que se sitúe su hogar de origen.
- **Tasa de paro para jóvenes:** tasa de paro para los individuos entre 16 y 19 años, por CCAA, también procedentes de la Encuesta de Población Activa (2005). La imputación se ha realizado de forma análoga a la variable anterior.

En la Tabla 1 se ofrecen los estadísticos descriptivos para las variables anteriores, diferenciando entre dos grupos: individuos que completan educación secundaria postobligatoria e individuos que demandan educación superior. Se muestra la distribución de frecuencias para las variables categóricas y los valores medios y la dispersión para las variables continuas. En este sentido, el perfil de individuo que completa educación secundaria postobligatoria y el que demanda educación superior presenta ciertas diferencias, que se comentan a continuación.

En relación a las variables individuales, la nacionalidad de los individuos marca diferencias: así, los individuos de nacionalidad no española tienden a completar en menor medida los estudios de secundaria postobligatoria que los españoles; además, los individuos españo-

les en este tramo de edad, demandan en un porcentaje mucho más elevado estudios de educación superior (72% frente a 34%). Por su parte, las cuestiones de género no parecen ser relevantes en el caso de la educación secundaria, sí en el de la superior, en el cual se observa una mayor presencia de mujeres que demandan este nivel educativo.

Tabla 1
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS POR NIVELES EDUCATIVOS,
SEGÚN CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÓMICAS

		Completa E. Secundaria		Completa E. Universitaria	
		No	Sí	No	Sí
Situación laboral del sustentador principal	Trabajador	43,68%	56,32%	29,12%	70,88%
	Desempleado	59,20%	40,80%	36,72%	63,28%
	Inactivo	45,53%	54,47%	29,57%	70,43%
Nacionalidad	Española	49,33%	50,67%	28,19%	71,81%
	Resto	63,25%	36,75%	65,89%	34,11%
Sexo	Mujer	43,70%	56,30%	26,02%	73,98%
	Hombre	55,97%	44,03%	33,75%	66,25%
Situación laboral del sustentador principal	Trabajador	43,68%	56,32%	29,12%	70,88%
	Desempleado	59,20%	40,80%	36,72%	63,28%
	Inactivo	45,53%	54,47%	29,57%	70,43%
Nivel educativo alcanzado por la madre	E. Primaria	57,54%	42,46%	35,80%	64,20%
	E. Secundaria	46,43%	53,57%	28,42%	71,58%
	E. Superior	34,01%	65,99%	10,88%	89,12%
Nivel educativo alcanzado por el padre	E. Primaria	56,16%	43,84%	41,03%	58,97%
	E. Secundaria	47,59%	52,41%	31,35%	68,65%
	E. Superior	33,15%	66,85%	8,59%	91,41%
Otros miembros del hogar con E. Superior	No	30,10%	69,90%	51,98%	48,02%
	Sí	24,92%	75,08%	26,44%	73,56%
Menores de 16 años en el hogar	No	43,56%	56,44%	29,34%	70,66%
	Sí	65,76%	34,24%	30,17%	69,83%
Grado de urbanización	Muy poblada	45,47%	54,53%	26,32%	73,68%
	Densidad media	54,57%	45,43%	35,97%	64,03%
	Poco poblada	55,05%	44,95%	31,75%	68,25%
Renta disponible <i>per capita</i> del hogar	Media	5.783 €	7.051 €	6.712 €	7.193 €
	Desviación Típica	4.401 €	5.197 €	4.004 €	5.617 €
Proporción de parados en el hogar	Media	0,14	0,06	0,12	0,05
	Desviación Típica	0,18	0,10	0,16	0,10
Media nacional		49,00%	51,00%	29,51%	70,49%

Nota: Para las variables categóricas se ofrecen las frecuencias relativas. Para las variables continuas se calculan la media y desviación típica.

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

En cuanto a las variables propias del hogar del que procede el individuo, si nos fijamos en la situación laboral del sustentador principal del hogar, el rasgo más significativo se refiere a la mayor presencia de sustentadores trabajadores o inactivos, tanto en el caso de los

individuos que completan educación secundaria (alrededor del 55%), como de los demandantes de educación superior (70%), para los que además existe una presencia importante de sustentadores principales desempleados. De alguna forma, estos porcentajes ponen de manifiesto la importancia que dan a la educación los individuos que atraviesan dificultades laborales. El nivel educativo alcanzado por los padres constituye uno de los datos más significativos: cuanto mayor es el nivel educativo de los padres, mayor es la proporción de hijos que completan/demandan ambos niveles educativos, sobre todo en el caso de la educación superior (89% y 91%, para madres y padres, respectivamente). Algo similar ocurre si se analiza la existencia de otros miembros del hogar con educación superior, para los que el porcentaje de individuos que sí completan o demandan educación superior ronda el 74%. Por el contrario, la existencia de menores de 16 años en el hogar parece estar más relacionada con los individuos que no completan educación secundaria (67%), mientras que si no hay menores en el hogar, la proporción de demandantes de estudios superiores es mayor (71%). La localización del hogar de origen parece ser más relevante en el caso de la educación superior con un mayor porcentaje de individuos (74%) que vive en núcleos de población muy poblados. Finalmente, y en relación a las variables continuas, la renta muestra diferencias, aunque no muy elevadas, entre los hogares de individuos según completen o no estudios de secundaria y según demanden o no educación superior. La renta media varía de 5.783 € a 7.051 € en el primer caso y de 6.712 € a 7.193 € en el segundo, respectivamente. La última de las variables analizadas, la proporción de parados en el hogar, sí muestra (aunque con una elevada dispersión), importantes diferencias (más del doble), en el caso de los individuos que no completan secundaria o no demandan educación superior frente a las situaciones complementarias.

2.4. Resultados

Tal como se ha explicado en apartados anteriores, se ha procedido a estimar un modelo de doble valla de tipo probit con selección muestral. En la primera etapa, se estudia de qué depende el que un individuo haya completado estudios secundarios, el mínimo requerido para poder demandar educación superior. En la segunda etapa, se analizan los determinantes socioeconómicos de la demanda de educación superior.

Tras un análisis previo de las variables independientes que se introducen en el modelo, se detecta una elevada correlación entre el nivel de estudios de la madre y del padre⁸, por lo que se han estimado dos modelos diferenciados: el Modelo 1, que incluye el nivel educativo de la madre, y el Modelo 2, que recoge el del padre. Ambos modelos han sido estimados de forma robusta a la heteroscedasticidad, utilizando el procedimiento de Huber-White. El ajuste es bueno, según todas las medidas de bondad de ajuste presentadas. Los modelos resultan ser significativos de forma global, tal y como muestra el Test de la Razón de Verosimilitud (Wald Chi²). Las variables son estudiadas de forma independiente, interpretándolas en cuanto a su significatividad y su signo. La significatividad de la variable Altrho indica que efectivamente existe una selección en el modelo, es decir, que la demanda de educación superior depende de haber completado estudios secundarios.

Tabla 2
MODELO PROBIT DE DEMANDA DE EDUCACIÓN SUPERIOR CON SELECCIÓN MUESTRAL

Demanda E. Superior	Variables independientes	Categorías	Modelo 1			Modelo 2			
			Coef. estándar robusto	p-valor	p-valor	Coef. estándar robusto	Error estándar robusto	p-valor	
Segunda etapa	Renta disponible del hogar <i>per capita</i>		0,0000	0,0000	0,804	0,0000	0,0000	0,405	
	Nacionalidad	No española	-1,1786	0,2981	0,000	-1,4834	0,2908	0,000	
	Sexo	Hombre	-0,3858	0,0848	0,000	-0,3686	0,0630	0,000	
	Situación laboral del s.p.	Trabajador	0,0458	0,0984	0,641	0,0230	0,0837	0,784	
		Desempleado	0,5291	0,2064	0,010	0,4081	0,1903	0,032	
	Nivel educativo alcanzado por el padre	E. Secundaria		0,3470	0,0848			0,000	
		E. Superior		1,1516	0,1935			0,000	
	Nivel educativo alcanzado por la madre	E. Secundaria		0,3593	0,0819	0,000			
		E. Superior		1,0040	0,1539	0,000			
	Otros miembros del hogar con E.Superior	Sí		0,2961	0,2339	0,205	0,3293	0,1878	0,080
		Sí		-0,3281	0,1053	0,002	-0,2893	0,0992	0,004
	Proporción de parados en el hogar			-2,3249	0,4785	0,000	-2,0530	0,5386	0,000
				0,0843	0,0627	0,178	0,0055	0,0708	0,938
	Grado de urbanización	Muy poblada		-0,0579	0,1090	0,595	-0,1478	0,1090	0,175
		Densidad media		1,0720	2,4189	0,658	-0,5940	1,8038	0,742
Tasa de paro para universitarios			0,7301	0,4227	0,084	0,9470	0,4319	0,028	
Altrho									
Completa E. Secundaria	Variables independientes	Categorías	Modelo 1			Modelo 2			
			Coef. estándar robusto	p-valor	p-valor	Coef. estándar robusto	Error estándar robusto	p-valor	
Primera etapa	Renta disponible del hogar <i>per capita</i>		0,0000	0,0000	0,227	0,0000	0,0000	0,361	
	Nacionalidad	No española	-0,3986	0,3646	0,274	-0,5841	0,3289	0,076	
	Sexo	Hombre	-0,3092	0,0461	0,000	-0,2967	0,0559	0,000	
	Situación laboral del s.p.	Trabajador		-0,0359	0,0769	0,640	0,0026	0,0580	0,964
Desempleado			-0,0205	0,1859	0,912	0,0026	0,2145	0,990	

Tabla 2 (continuación)
MODELO PROBIT DE DEMANDA DE EDUCACIÓN SUPERIOR CON SELECCIÓN MUESTRAL

Completa E. Secundaria	Variables independientes	Categorías	Modelo 1		Modelo 2			
			Coef.	Error estándar robusto	Coef.	Error estándar robusto		
Primera etapa	Nivel educativo alcanzado por el padre	E. Secundaria			0,2525	0,1178	0,032	
		E. Superior			0,5530	0,1030	0,000	
	Nivel educativo alcanzado por la madre	E. Secundaria	0,3593	0,0777	0,000			
		E. Superior	0,5745	0,0998	0,000			
	Otros miembros del hogar con E. Superior	Sí	0,6126	0,0620	0,000	0,6851	0,0979	0,000
	Menores de 16 años en el hogar	Sí	-0,5270	0,0895	0,000	-0,5196	0,0930	0,000
	Proporción de parados en el hogar		-0,6334	0,2698	0,019	-0,4348	0,3474	0,211
	Grado de urbanización	Muy poblada	0,1449	0,0721	0,044	0,1162	0,0521	0,026
		Densidad media	-0,0212	0,0648	0,744	-0,0611	0,0727	0,401
	Tasa de paro para jóvenes de 16 a 19 años		0,0725	0,2663	0,785	0,2351	0,2535	0,354
	Número de observaciones					3,204		
	Observaciones censuradas					1,596		
	Observaciones no censuradas					1,608		
	Test de Wald de independencia de ecuaciones (Prob>Chi2)					0,0283		
	Log pseudo-likelihood					-3,429		

Nota: Categoría de referencia: Mujer, de nacionalidad española, que vive en un hogar cuyo sustentador principal es inactivo, cuyos padres no tienen estudios o tiene estudios primarios, en cuyo hogar no hay otros miembros con educación superior, ni menores de 16 años, situado en una zona de baja densidad de población.
Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005

En este punto hay que señalar que en los dos modelos probit se produce una particularidad relacionada con el hecho de que existen, en la base de datos creada para este análisis, dos variables que están agregadas a nivel regional (tasas de paro para universitarios y tasas de paro para jóvenes), lo cual provoca un problema, identificado por Moulton en 1990. Este problema supone que, al mezclar datos de corte transversal individuales con datos agregados, se produce una correlación intragrupo en la perturbación aleatoria, lo cual genera un problema de ineficiencia en los estimadores. Por ello, se ha realizado la estimación del modelo probit introduciendo la corrección de Moulton⁹, que controla por el efecto comentado. Por tanto, los errores estándar y por tanto, la significatividad individual de cada variable, se proporcionan corregidos según el ajuste propuesto por Moulton (1990).

Según los resultados obtenidos, en la primera etapa del modelo las variables que aparecen como más significativas a la hora de explicar por qué un individuo ha completado estudios secundarios postobligatorios, se refieren al hecho de ser mujer, al mayor nivel educativo de la madre o del padre y de otros miembros del hogar y a la mayor densidad de población de la zona en que se habita, las cuales tienen un impacto positivo en la probabilidad de completar estas enseñanzas. Por el contrario, la existencia de hermanos menores, la mayor proporción de parados en el hogar o el hecho de que el individuo sea extranjero tienen el efecto opuesto.

Los factores que afectan a la demanda de educación superior muestran ser similares a los obtenidos en la literatura referida a este tema, con algún matiz destacable. En cuanto a variables de tipo personal, los jóvenes extranjeros tienen una menor probabilidad de demandar educación superior. Este hecho avala que, a pesar de que el fenómeno de la inmigración esté consolidado en el año de análisis (2005) en nuestro país, la educación superior parece no estar alcanzando a este sector de la población. Por otra parte, el ser mujer influye positivamente en dicha demanda¹⁰, resultado habitual para el caso español, no así para otros países de nuestro entorno.

Centrándonos en las variables referidas al hogar, el nivel educativo de los progenitores resulta ser un factor determinante en el acceso a la educación superior. El hecho de que éstos hayan completado cualquier nivel educativo por encima de primaria (sobre todo, estudios superiores), proporciona a sus hijos una mayor probabilidad de demandar educación superior. En relación a la situación laboral del sustentador principal, los resultados indican que las diferencias significativas se producen para las situaciones de inactividad frente a las de desempleo. Según el modelo, el hecho de estar desempleado resulta ser más favorable hacia una actitud positiva de los padres frente a la educación superior de sus hijos, que si éstos se encuentran inactivos. Una explicación a este hecho es que las situaciones de desempleo suelen ser puntuales, mientras que la inactividad es una decisión o situación que suele ser más permanente en el tiempo (recuérdese que la categoría de inactividad recoge a los individuos dedicados a las labores del hogar y a los incapacitados). Por su parte, tener hermanos menores de 16 años tiene un impacto negativo y significativo en esta demanda, lo que indica que la mayor carga económica que pueden suponer los hermanos más pequeños tiene una incidencia negativa en la demanda de este nivel educativo. También el porcentaje de miembros des-

empleados en un hogar ¹¹ tiene un efecto negativo y significativo, lo que refleja que, cuanto mayor es esta ratio, menor es la probabilidad de demandar educación superior, indicando que la presencia de parados en el hogar “fuerza” de alguna manera a los individuos a acceder al mercado laboral. En cuanto a la variable que aproxima el entorno geográfico en función de la densidad de población del hogar de origen del individuo, ésta no muestra un impacto claramente significativo en la probabilidad de acceso a la educación superior. Esto contrasta con otros estudios, como los de Calero (1996) o González y Dávila (1998), en los que se ponía de manifiesto una mayor probabilidad de acceso cuando el individuo viviera en una capital de provincia a comienzos de los años noventa. Sin embargo, la existencia de universidades en todas las capitales de provincia en la actualidad, la similar distribución de demandantes y no demandantes según el tamaño de la población y la diferente definición de esta variable en función de las encuestas, contribuyen a explicar este resultado. Deteniéndonos en la variable renta del hogar de origen, ésta resultaba ser un importante determinante en la decisión de los individuos de cursar estudios superiores a comienzos de los años ochenta en nuestro país. Los resultados obtenidos en diferentes estudios realizados en los noventa ya no confieren tanta relevancia a esta variable, que incluso presentaba un comportamiento ambiguo. A comienzos del nuevo milenio, los resultados obtenidos con nuestro modelo indican que la renta del hogar del individuo no tiene un impacto significativo en la demanda de estudios superiores. Este resultado puede estar motivado, en parte, por una generalización en el acceso a este nivel educativo, que ha llevado a tener en las universidades españolas una mayor presencia de individuos procedentes de hogares con rentas altas, medias y bajas ¹². Además, la consideración de una amplia batería de factores que inciden en esta demanda puede estar captando influencias más importantes que las de la propia renta, como resultan ser la educación de los progenitores o la mayor proporción de parados en un hogar.

Tabla 3
PROBABILIDADES MARGINALES ESTIMADAS

		Modelo 1			Modelo 2		
		Pred1	Pred2	Pred3	Pred1	Pred2	Pred3
Sexo del individuo	Mujer	0,4150	0,1368	0,3146	0,4164	0,0920	0,3494
	Hombre	0,2949	0,1261	0,4357	0,3010	0,0827	0,4653
Nacionalidad	Española	0,3650	0,1366	0,3646	0,3726	0,0916	0,3930
	No española	0,1192	0,0329	0,6192	0,0737	0,0108	0,7006
Nivel educativo del padre	Primaria				0,2416	0,0606	0,5224
	Secundaria				0,3504	0,0816	0,4078
	Superior				0,5871	0,1491	0,1984
Nivel educativo de la madre	Primaria	0,2546	0,1177	0,4787			
	Secundaria	0,3735	0,1265	0,3495			
	Superior	0,5718	0,1859	0,1711			
Menores de 16 años en el hogar	No	0,4058	0,1163	0,3212	0,4075	0,0733	0,3495
	Sí	0,2459	0,1607	0,4903	0,2561	0,1137	0,5273
Proporción de parados	0.08	0,2309	0,0852	0,4978	0,2388	0,0476	0,5085

Notas: • Pred1: el individuo demanda educación superior, habiendo completado educación secundaria.
• Pred2: el individuo no demanda educación superior, habiendo completado educación secundaria.
• Pred3: el individuo no demanda educación superior ni completa educación secundaria.

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

Por último, y para reflejar la situación del mercado laboral, se incluyen en el modelo las tasas de desempleo para universitarios tratando de aproximar el coste de oportunidad que supone completar estudios superiores. Aunque con los signos esperados¹³, estas tasas no resultan ser significativas en la probabilidad de demandar educación. El hecho de que en el año 2005 las tasas de paro para el caso español sean moderadas, explicaría que los individuos no cambien decisiones de demandar estos niveles educativos en función de las tasas de paro.

La Tabla 3 complementa la información anterior, y proporciona los resultados de estimar las probabilidades predichas para cada una de las variables independientes, de tal manera que se pueda medir, no sólo el signo como era el caso anterior, sino también la magnitud del impacto en la demanda educativa ante cambios en las variables independientes.

3. La educación de los padres como factor determinante de la demanda de educación superior: una aproximación a la movilidad intergeneracional educativa en España

Los estudios de movilidad tratan de determinar cuáles son los procesos que condicionan los cambios intergeneracionales de una variable económica o social relevante. Se trata de captar los movimientos que se producen en una sociedad entre generaciones desde diferentes perspectivas. Mientras algunos se aproximan al tema desde una perspectiva puramente económica –cambio en la renta o en los salarios (Atkinson, 1981, Becker y Tomes, 1986; Solon, 1992 y Zimmerman 1992)–, otros adoptan puntos de vista de tipo sociológico y se ocupan de estudiar las transacciones que se producen entre clases sociales (Treiman y Ganzeboom, 1990 y Erickson y Goldthorpe, 1992). Se trata de un enfoque relativamente novedoso en la literatura de la desigualdad, que abre importantes posibilidades al análisis y a la medición de la eficacia de las políticas y su repercusión en el bienestar social.

En particular en este trabajo, estamos interesados en profundizar en la movilidad educativa intergeneracional, al objeto de contrastar la hipótesis de la posible existencia de una cierta disposición a perpetuar la consecución de los niveles educativos de procedencia. Esta hipótesis se plantea fundamentándonos en una de las principales conclusiones alcanzadas en el apartado anterior: la alta dependencia de la demanda de los individuos de educación superior con el nivel educativo de sus progenitores. Uno de los principales argumentos utilizados para defender la intervención pública en educación superior es la igualdad de oportunidades. La existencia de una inmovilidad intergeneracional educativa pondría de manifiesto un incumplimiento importante de dicho principio.

3.1. Metodología

Desde una perspectiva metodológica, los estudios de movilidad educativa se fundamentan sobre las mismas bases teóricas que los de movilidad ocupacional o movilidad de ingresos, que utilizan como principales métodos las tres aproximaciones siguientes:

- a) **Análisis de correlación:** estudia las correlaciones existentes entre los niveles educativos de los progenitores y de sus hijos, a través del cálculo de coeficientes de correlación.
- b) **Análisis de regresión:** en este caso, el método más utilizado es la regresión a la media con variables en logaritmos utilizando un modelo de Markov. Consiste en realizar una regresión en la que el nivel educativo de los hijos constituye la variable dependiente y la educación alcanzada por los padres, la variable explicativa. La forma funcional básica que se emplea en el modelo de Markov de primer orden (véase Calero *et al.*, 2007) es:

$$Y_i(t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot Y_i(t-1) + \varepsilon_i \quad (5)$$

- Donde $Y_i(t)$ es el valor de la variable referida al hijo.
 - $Y_i(t-1)$ es el valor de la variable de que se trate referida al padre.
 - β_1 es el grado de inmovilidad o movilidad, con un rango de variación entre 0 y 1, siendo 0 la máxima movilidad y 1, inmovilidad.
- c) **Matrices de transición:** en general, las matrices de transición se utilizan para indicar las probabilidades de movimiento a través de segmentos de la distribución de la variable estudiada, entre dos generaciones sucesivas. Este método es más flexible que el método de regresión a la media, puesto que permite tener en cuenta las posibles no-linealidades que pueden ser importantes, según autores como Atkinson (1983) y Solon (1992). Además proporcionan mucha información. En concreto, la matriz de transición educativa es una matriz cuadrada donde cada elemento a_{ij} representa la probabilidad de que un individuo acceda a un nivel educativo j si su progenitor pertenece a un nivel educativo i ¹⁴. La diagonal principal muestra la probabilidad de que un individuo obtenga el mismo nivel educativo que el de su progenitor. Por tanto, el índice de inmovilidad educativa puede definirse como la suma de las probabilidades de la diagonal principal, dividida entre la suma de las probabilidades totales de la matriz. Por su parte, los índices de movilidad se obtienen como la diferencia entre las probabilidades totales y las representadas en la diagonal principal, dividida por la suma de probabilidades totales de la matriz. Por encima de la diagonal principal se encuentran los individuos que han superado el nivel educativo de sus padres. En consecuencia, la movilidad ascendente se calcula como la suma de probabilidades recogidas por encima de la diagonal principal dividido entre el total de probabilidades. Por el contrario, por debajo de la diagonal principal se hallan aquellos individuos que han alcanzado un nivel educativo inferior al de sus padres. La movilidad descendente se obtiene como la suma de probabilidades recogidas por debajo de la diagonal principal.

A la hora de escoger cuál es la variable que mejor refleja el nivel educativo de los individuos considerados para cualquiera de las técnicas anteriores, los estudios empíricos básicos proponen dos tipos de variables:

- Número de años completados de educación formal en cualquiera de los niveles estipulados.
- Nivel educativo máximo alcanzado.

Ambas formas de aproximar el capital humano cuentan con limitaciones: el primero porque a veces no es reflejo exacto del *stock* educativo del individuo; el segundo porque no es capaz de reflejar diferencias entre individuos que se encuentran cursando estudios.

3.2. Revisión de la literatura

Ciertamente en España se han realizado pocos estudios que intenten cuantificar la movilidad intergeneracional educativa, debido, principalmente, a la falta de datos educativos longitudinales. En cualquier caso, existen trabajos muy meritorios en este campo y particularmente en nuestro país destacan, entre otros, el trabajo de Carabaña (1999), Sánchez Hugalde (2004) y Calero, *et al.* (2007). En concreto, Sánchez Hugalde (2004) utilizando dos metodologías alternativas, regresión a la media y matrices de transición, obteniendo resultados bastante dispares. Comenzando por los resultados del modelo de regresión a la media, y con datos de la Encuesta Básica de Presupuestos Familiares (1990-91) esta autora obtiene una elasticidad de 0,125, lo que resulta razonable a la luz de las cifras obtenidas en trabajos semejantes realizados para otros países. Comi (2003) estima las elasticidades educativas para diferentes países europeos y obtiene los siguientes resultados: Alemania 0,144, Reino Unido 0,012, Francia 0,37 e Italia 0,294. España, si nos atenemos a los resultados de Sánchez Hugalde (2004), se encontraría entre los países más móviles. Carabaña (1999), por su parte, obtiene grados de inmovilidad mucho más elevados (0,42), aunque esta discrepancia de resultados se justifica, según Sánchez Hugalde, por motivos metodológicos¹⁵. Berhman *et al.* (2001) encuentran una correlación entre los niveles educativos de padres e hijos de 0,38 para Estados Unidos, de 0,45 para México y 0,78 para Brasil. Más recientemente Calero *et al.* (2007), con datos del Panel de Hogares de la Unión Europea, obtienen una elasticidad distinta según cuál sea el nivel de educación de los padres. Más concretamente, los autores obtienen una relación de dependencia positiva entre el número de años de escolarización de los hijos y el nivel educativo alcanzado por sus padres.

Alternativamente al método de regresión a la media, es frecuente en los análisis de movilidad calcular matrices de transición educativa basadas, en general, en un probit ordenado (véase un cuadro resumen de los resultados matrices de transición en el Anexo 1). En este caso, los resultados obtenidos por Sánchez Hugalde (2004) indican una alta dependencia del nivel educativo de los hijos con respecto al de los padres. Por ejemplo, la probabilidad de que el hijo complete los estudios primarios es el 71%, dada la condición de que el padre no haya completado ningún nivel académico. También obtiene que el 52% de los hijos de los individuos más instruidos consiguen terminar estudios superiores. En general, la educación de los hijos depende más de la educación de los padres cuando éstos últimos tienen muy pocos estudios o, por el contrario, han alcanzado estudios superiores. Este mismo método ha sido utilizado por Calero *et al.* (2007). En concreto, el índice de movilidad relativa progenitores-hijos es de 0,179, siendo el de madres-hijos de 0,181. Además la movilidad ascendente (489,75) es superior a la descendente (526,81).

Estos resultados muestran, según indican los propios autores, una alta movilidad relativa (Calero, *et al.*, 2007, pág. 39). Sin embargo, los resultados obtenidos en las diferentes celdas de la matriz de transición también apuntan una alta dependencia entre el nivel de estudios de los progenitores y sus hijos. Una hija o un hijo cuya madre tenga el bachillerato acabado, tendría una probabilidad del 37,7% de finalizar el nivel educativo máximo. En caso de que la madre tuviera estudios superiores, esta probabilidad aumentaría hasta el 66,02%. Si por el contrario la madre careciera de estudios, la probabilidad bajaría drásticamente hasta el 3,58%.

Chechi e Ichino (1999) encuentran los siguientes resultados en una estimación de la movilidad intergeneracional educativa en Italia y Estados Unidos. En Italia, la probabilidad de que una persona se gradúe en la Universidad, si su progenitor es graduado, es del 65,1%. En EEUU, dicha probabilidad se estima en el 61%. Por el contrario, si el progenitor tiene los estudios más elementales la probabilidad cae al 7,1% y 20,8% en Italia y EEUU, respectivamente.

A modo de síntesis, se observa que, mientras que los resultados de elasticidades, así como los índices agregados, situaban a España entre los países con mayor movilidad, las diferentes celdas de las matrices de transición sí denotan un grado de determinismo educativo bastante importante.

3.3. Aplicación empírica

En este apartado se muestran los resultados de estudiar la movilidad intergeneracional educativa para el año 2005. Para ello, se propone el cálculo del coeficiente de correlación entre los niveles educativos de padres e hijos, un análisis de regresión a la media, así como de matrices de transición educativa.

En la Tabla 4 se calculan diferentes coeficientes de correlación¹⁶ entre el nivel máximo educativo alcanzado por los padres y el de sus hijos menores de 30 años que siguen viviendo en el hogar familiar¹⁷. Todos los coeficientes muestran una correlación positiva y significativa entre el nivel educativo de padres e hijos. También se aprecian ciertas diferencias por cuestiones de género, aunque todos los coeficientes proporcionan la misma ordenación. Así, se aprecia que la mayor dependencia se da entre la educación de los padres y de las hijas, seguida de la relación entre las madres y las hijas. La menor relación de asociación se produce entre las madres con sus hijos varones. Estos resultados pueden interpretarse como que, en general, en España, los progenitores instruidos están especialmente concienciados en relación a la importancia que tiene la educación en las posibilidades económicas, sociales y laborales futuras de sus hijos y, en especial, en las de sus hijas. Aunque con importantes avances en las últimas décadas, lo cierto es que el mercado laboral español sigue mostrando situaciones de discriminación en cuestiones de género¹⁸, lo cual puede explicar el papel incentivador de los progenitores en relación a la educación de sus hijas¹⁹.

Tabla 4
COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE EL NIVEL EDUCATIVO DE PADRES E HIJOS

	Spearman	Gamma de Goodman y Kruskal	Kendall
Progenitores-Hijos/as	0,22	0,28	0,19
Madres-Hijas	0,24	0,32	0,22
Padres-Hijas	0,26	0,32	0,22
Padres-Hijos	0,23	0,30	0,20
Madres-Hijos	0,16	0,22	0,14

Nota: El rango de los coeficientes de correlación está entre -1 y 1. Todos los coeficientes son significativos al 99%.

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

A resultados similares se llega a través de un análisis de regresión a la media (Tabla 5): proponiendo como variable dependiente los años de educación de los hijos, y como variables independientes los años de educación alcanzados por sus padres (en logaritmos y como diferencias respecto a la media) y la edad de cada uno de ellos. Los resultados muestran una incidencia positiva de la educación alcanzada por los progenitores en los logros educativos de sus hijos.

Tabla 4
ANÁLISIS DE REGRESIÓN A LA MEDIA

	Coefficiente	Error estándar robusto	p-valor
Años de educación del padre	0,1474	0,0122	0,000
Años de educación del padre al cuadrado	0,1957	0,0532	0,000
Años de educación de la madre	0,2082	0,0135	0,000
Años de educación de la madre al cuadrado	0,0625	0,0523	0,232
Edad de los hijos	0,0637	0,0142	0,000
Edad de los hijos al cuadrado	-0,0010	0,0003	0,001
Edad del padre	0,0054	0,0021	0,010
Edad del padre al cuadrado	0,0000	0,0000	0,013
Edad de la madre	0,0144	0,0018	0,000
Edad de la madre al cuadrado	-0,0001	0,0000	0,000
Constante	1,1358	0,1736	0,000
Nº observaciones	6.284		
Significatividad conjunta	0,0000		
RCuadrado	0,2272		

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

Por lo que se refiere al cálculo de las matrices de transición, y siguiendo a Calero *et al.* (2007), se estima previamente un modelo probit ordenado, cuya variable dependiente es el nivel educativo de los hijos (desglosado en cinco niveles de educación que van de primaria a educación superior), y cuyas variables independientes se refieren a los niveles educativos máximos alcanzados por los padres y a sus edades. Los resultados de la Tabla 6 indican que los mayores niveles educativos alcanzados por los padres influyen positivamente en la probabilidad de que sus hijos completen también mayores niveles de enseñanza.

Tabla 6
MODELO PROBIT ORDENADO DEL NIVEL EDUCATIVO ALCANZADO
POR LOS HIJOS MENORES DE 30 AÑOS

VARIABLES INDEPENDIENTES	CATEGORÍAS	COEFICIENTE	ERROR ESTÁNDAR ROBUSTO	p-valor
Nivel máximo educativo alcanzado por los padres	Secundaria 1ª etapa	0,3401	0,0555	0,000
	Secundaria 2ª etapa	0,7166	0,0620	0,000
	Inserción Laboral	1,1178	0,1521	0,000
	Superior	1,1336	0,1030	0,000
Edad de los padres		0,0600	0,0094	0,000
Edad de los padres al cuadrado		-0,0003	0,0001	0,000
Observaciones	3.976			
Wald Chi (6)	379,86			
Prob>Chi	0,000			
Pseudo R2	0,0529			

Nota: Categoría de referencia: progenitor con estudios primarios.

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

A partir de los resultados anteriores, en la Tabla 7 se proporcionan los resultados de la matriz de transición educativa de padres e hijos, en términos de probabilidad. Esta matriz muestra que lo más esperable es que los hijos de padres que hayan completado educación superior también completen este nivel educativo (56,36%). Para el resto de niveles educativos, se observan grandes posibilidades de ascenso, sobre todo hacia el nivel de educación superior. También es destacable el descenso que se aprecia en los hijos cuyos padres tienen el nivel educativo más elevado hacia niveles de secundaria (15,21% para secundaria de primera etapa y 21,65% para secundaria de segunda etapa).

Tabla 7
MATRIZ DE TRANSICIÓN EDUCATIVA PADRES-HIJOS

Nivel educativo de los padres	Nivel educativo del hijo menor de 30 años				
	Primaria	Secundaria 1ª Etapa	Secundaria 2ª Etapa	Inserción Laboral	Superior
Primaria	14,89%	33,12%	24,52%	3,35%	24,11%
Secundaria 1ª Etapa	12,45%	31,42%	25,14%	3,57%	27,42%
Secundaria 2ª Etapa	6,76%	24,37%	25,22%	4,06%	39,60%
Inserción Laboral ²⁰	3,39%	17,06%	22,53%	4,09%	52,93%
Superior	2,71%	15,21%	21,65%	4,07%	56,36%

Nota: Las filas suman el 100%.

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

Por último, la Tabla 8 muestra los índices de movilidad educativa de padres e hijos, los cuales agregan la información de las matrices de transición. La inmovilidad (suma de la diagonal principal) alcanza el valor de 131,98%. Este valor se explica sobre todo por la elevada probabilidad que existe de que el individuo realice estudios superiores si sus padres también lo han hecho (56,63%). Esto hace que el valor del índice sea “ficticiamente” elevado, ya que

si se registraran valores más elevados en la diagonal principal en niveles educativos inferiores, la inmovilidad real sería superior, ya que para estos niveles sí que es posible ascender, no así en el caso del nivel educativo superior. Así, si descontáramos en este índice de inmovilidad el porcentaje correspondiente a la educación superior, su valor sería de 75,62%. Si comparamos este valor con las sumas de la movilidad ascendente para cada nivel educativo (85,10% para Primaria, 56,13% para Secundaria de 1ª etapa, 43,66% para Secundaria de 2ª etapa, y 52,93% para Inserción Laboral), se observa que la movilidad es superior a la inmovilidad para el caso de la Educación Primaria, lo que muestra un importante avance de los hijos respecto a la educación de los progenitores en la obtención de la educación más básica, mientras que la movilidad no es tan acusada para el resto de niveles educativos. Aún así, se observa que en nuestro país sigue siendo más probable que los hijos completen mayores niveles educativos que sus padres, tal y como se desprende del valor del índice que muestra la relación ascendente/descendente (1,83). Este valor es inferior al obtenido por Calero *et al.* (2007), lo que parecería indicar que la movilidad educativa ha descendido en el caso español entre los años 2000 y 2005, si bien esta interpretación hay que tomarla con cautela, ya que se trata de fuentes de datos distintas, con muestras y diseños muestrales diferentes.

Tabla 8
ÍNDICES DE MOVILIDAD EDUCATIVA PADRES-HIJOS

Índice de inmovilidad	0,2640
Inmovilidad	131,98%
Movilidad ascendente	237,82%
Movilidad descendente	130,20%
Relación ascendente/descendente	1,83

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

4. Conclusiones

En el presente trabajo se han tratado de verificar dos cuestiones. Por un lado, se quiere conocer cuáles son los condicionantes de la demanda de educación superior, utilizando para ello datos de la Encuesta de Condiciones de Vida para el año 2005. Por otro lado, se desea contrastar cuál es el grado de movilidad educativa intergeneracional en el caso español para dicho periodo. El trabajo contiene aportaciones relevantes, entre las que cabe destacar la utilización de datos actuales, las estimaciones más refinadas de la demanda educativa a través de un modelo de doble valla, la aplicación estadística de la corrección de Moulton y la estimación de la movilidad intergeneracional educativa.

Con respecto a los factores socioeconómicos que determinan la demanda de educación superior, se ha estimado un modelo de doble valla que controla por el sesgo de selección de la muestra (los individuos han de haber completado la educación secundaria postobligatoria para acceder a la superior). Los resultados obtenidos muestran que las variables más significativas a la hora de explicar por qué un individuo completa estudios secundarios postobligatorios son similares a las que explican su comportamiento al demandar estudios superiores. Así, el hecho de ser mujer y el mayor nivel educativo de los progenitores influyen positiva-

mente en las demandas de ambos niveles educativos, mientras que la presencia de menores o la mayor proporción de parados en el hogar tienen el efecto contrario sobre esta demanda. Por su parte, las tasas de paro parecen no tener una influencia significativa en la demanda de educación, situación que puede explicarse por el momento del ciclo económico analizado. La renta del hogar del individuo tampoco tiene un impacto significativo en la demanda de estudios superiores. La presencia de estudiantes procedentes de hogares de cualquier escala de renta en el sistema educativo superior puede explicar este resultado. Sin embargo, existen otras variables que presentan un efecto diferenciado entre ambos niveles educativos: vivir en una zona densamente poblada o tener otros hermanos con estudios superiores afecta positivamente a la probabilidad de completar estudios secundarios postobligatorios, mientras que estos factores no tienen un impacto significativo en el caso de la educación superior.

El análisis de la demanda de educación superior se completa con un estudio de movilidad intergeneracional educativa, contribuyendo así a aportar evidencia empírica en una línea de investigación en creciente auge en el campo de la distribución de ingresos que, sin embargo, no cuenta con demasiadas aportaciones en el caso de la educación, sobre todo en España. Los resultados de este estudio muestran, siguiendo la tendencia de otros trabajos previos, que en España continúa siendo más probable que los hijos alcancen mayores niveles educativos que sus padres. Asimismo, se comprueba que existe un cierto determinismo educativo, en el nivel de educación superior, puesto que si los padres han completado este nivel educativo, es altamente probable que sus hijos también lo hagan.

Por tanto, ambos análisis avalan la idea de que en la actualidad se produce una coexistencia de dos situaciones diferentes: por un lado, se demuestra que el nivel educativo de los padres es un importante predictor del nivel educativo que alcanzarán sus hijos, sobre todo para los niveles elevados de educación; por otro lado, también es cierto que en los últimos años el mayor acceso a la educación superior (fundamentalmente a las universidades) ha propiciado que haya un mayor número de jóvenes que completen este nivel educativo. Ante estas situaciones el sistema educativo aún tiene retos importantes que plantearse e intentar resolver. En esta línea, los resultados aquí alcanzados ponen de manifiesto algunas necesidades de cara a la consecución de mayores cotas en la igualdad de oportunidades. Desde el punto de vista de la igualdad de oportunidades y de la movilidad intergeneracional educativa, se proponen algunas líneas generales de actuación en términos de política educativa.

Por una parte, se detecta que el mayor nivel educativo alcanzado por los progenitores en un hogar genera un importante clima que determina las preferencias de sus hijos. En aquellos casos en los que este clima no exista en los hogares, el sector público debería actuar para compensar estas diferencias. Es importante actuar desde los inicios de la educación de los hijos, adoptando un papel informativo y motivador que alcance a toda la población estudiantil. En este sentido, la educación obligatoria debería jugar un papel esencial, no sólo en el plano formativo y de transmisión de conocimientos, sino asegurando otros aspectos fundamentales, como son la información y motivación a favor del valor de la educación, de forma generalizada, a lo largo de todo el proceso educativo; o bien a través de labores de refuerzo académico para todos los alumnos que lo requieran (lucha contra el fracaso escolar),

tarea actualmente asumida en buena medida por los padres, de tal manera que esto no suponga una desigualdad real entre alumnos. Asimismo y desde punto de vista financiero, se requiere una política de becas que cubra el coste de oportunidad de continuar estudiando frente al trabajo, sobre todo en edades tempranas, que motiven a los individuos menos favorecidos (y a sus familias), a favor de realizar estudios superiores, no obligatorios.

Por otra parte, otro de los resultados alcanzados apunta hacia una escasa demanda de educación superior por parte del colectivo de inmigrantes. Numerosos trabajos han puesto de manifiesto algunos de los problemas asociados a la inmigración en relación a los primeros niveles educativos, lo cual tiene un reflejo inmediato en el acceso a la educación superior. Pensamos que los avances en la aplicación efectiva de las tres líneas generales apuntadas (becas, información y refuerzo educativo) deberían mejorar notablemente el acceso de los inmigrantes.

Notas

1. Con la denominación de educación superior se puede englobar en España a toda la enseñanza postsecundaria obligatoria. La educación universitaria es la que recoge la práctica totalidad de los estudios superiores, con más del 90-95% de los alumnos. El 5% restante está compuesto por un conjunto de enseñanzas que se pueden agrupar en tres categorías: estudios que ofrecen una titulación equivalente a la superior pero que, por su carácter específico, no se imparten en la universidad (enseñanzas artísticas de grado superior y la enseñanza superior militar); la formación profesional de grado superior, que ofrece una titulación postsecundaria, pero de nivel diferente a la superior; y, por último, un conjunto de enseñanzas que se rigen por disposiciones legislativas específicas y que ofrecen una titulación propia no equiparable con el resto de los estudios mencionados.
2. Aunque hay que tener en cuenta el uso de fuentes de datos diferentes implica en algunos casos decisiones metodológicas diferenciadas, en cuanto a la elección de variables, muestra y tipo de análisis.
3. Sin embargo, la misma autora señala que en un país como España en el que hay una elevada movilidad laboral entre regiones, las tasas de paro regionales no son una buena *proxy* de los costes de oportunidad.
4. La descripción de la decisión de demanda de educación tomada por los individuos y recogida en la Figura 1 resulta en cierto modo incompleta. Así, los individuos pueden decantarse por otra opción, no contemplada en este modelo teórico: demandar, entre otros, estudios de Formación Profesional. Sin embargo, existen ciertas limitaciones de índole práctica que no permiten incluir este nivel educativo en el presente trabajo, a pesar de su importancia. Para tratar de explicar esta cuestión y paliar esta limitación, se ofrece el Anexo 2.
5. Supondremos que las perturbaciones aleatorias ϵ y u pueden estar correlacionadas. Esto implica que si estimáramos el modelo de demanda de educación superior con la muestra de individuos que no han completado educación secundaria, las estimaciones serían inconsistentes si los términos de error estuvieran correlacionados. Si no estuvieran correlacionados, se podría estimar separadamente para toda la muestra la demanda o no de educación secundaria y con la submuestra de individuos con educación secundaria, la demanda de educación superior.
6. Dada la definición utilizada en la ECV, la educación superior comprende el nivel universitario y de formación profesional de grado superior, mientras que la educación secundaria postobligatoria incluye las enseñanzas de bachillerato y de formación profesional de grado medio.
7. Aunque hubiera sido deseable desagregar esta variable en más categorías (la ECV diferencia entre españoles, individuos de la UE, de otros países que no pertenecen a la UE y del resto de países), que recogieran la diferente procedencia de la inmigración, el número de individuos en cada categoría resultante es insuficiente para poder garantizar su representatividad a nivel poblacional.

8. En concreto, se obtiene una asociación de 0,45, estadísticamente significativa al 99,99%. Esta asociación se ha medido a través del coeficiente V de Cramer, cuya formulación es la siguiente:

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n(k-1)}},$$

donde χ^2 es el valor del estadístico Chi-cuadrado de independencia entre las dos variables analizadas, n es el tamaño muestral y k en el valor mínimo entre el número de categorías de cada una de las dos variables analizadas. El rango del coeficiente V-Cramer está entre 0 y 1, siendo 0 el valor que se obtiene ante ausencia de asociación y 1 el valor que se obtiene ante una situación de asociación perfecta.

9. Para una revisión genérica del problema comentado, véase Moulton (1990); para una aplicación concreta de esta corrección con variable dependiente categórica, véase Herrarte *et al.* (2005).
10. Los mejores resultados educativos de las mujeres pueden explicar estos resultados. Para ello, véanse los resultados obtenidos por sexo en el “Sistema estatal de indicadores de la educación”, del INCE, o en los resultados de aprobados en las Pruebas de Acceso a la Universidad en Estadísticas de la Educación Superior del INE.
11. Esta variable (que es diferente a la variable que contempla la situación laboral del sustentador principal) tiene un mayor peso cuanto mayor es el número de desempleados en un hogar.
12. A través de un test de diferencia de medias, se comprueba que las diferencias de rentas entre demandantes y no demandantes de este nivel educativo no son muy elevadas.
13. La teoría predice que tasas de desempleo de jóvenes elevadas suponen un incentivo para permanecer en el sistema educativo, mientras que las tasas de paro generales tienen el efecto contrario (San Segundo, 2001).
14. Por tanto, los valores que pueden tomar los diferentes elementos de la matriz varían entre 0 y 1 y se suelen representar en porcentajes.
15. La razón de tal discrepancia es que Carabaña (1999) estima la correlación de Pearson entre el nivel de estudios del padre y el nivel correspondiente al hijo.
16. En concreto, se calculan los coeficientes de correlación (para variables cualitativas) de Spearman, de Kendall y la Gamma de Goodman y Kruskall. Para una revisión de la formulación y construcción de dichos coeficientes, véase Ruiz-Maya *et al.* (1995).
17. Se escoge a este colectivo para tratar de captar a los potenciales estudiantes o recién graduados existentes en un hogar.
18. Los datos de la Encuesta de Estructura Salarial para el año 2005 (INE, 2008), muestra la peor situación laboral las mujeres frente a los hombres: salarios inferiores, más contratos temporales o a tiempo parcial y mayores tasas de paro (7,04% para los hombres frente al 12,16% para las mujeres, según la Encuesta de Población Activa, INE, 2005).
19. Ciertos estudios para el caso español han demostrado que la teoría del filtro puede explicar la mayor demanda de educación por parte de las mujeres, ya que las mujeres necesitan un mayor nivel educativo que los hombres para ser más competitivas en el terreno laboral (Albert, 1997 y 2000). También las mayores tasas de paro que sufren las mujeres puede incentivar su demanda de niveles de educación superiores (Marcenaro y Navarro, 2001).
20. El nivel de inserción laboral se refiere a “Programas para la formación e inserción laboral que precisan de una titulación de estudios secundarios de segunda etapa para su realización”.
21. Si bien existe otro tipo de enseñanzas alternativas a la Formación Profesional y a la educación universitaria (enseñanzas artísticas, deportivas, de idiomas, de personas adultas), éstas no se analizarán de forma específica debido a su escaso peso en relación al resto de enseñanzas.
22. A modo de ejemplo, véase la “Situación desde la perspectiva de la actividad laboral del alumnado que finalizó Ciclos formativos en el curso 2000-01”, elaborada a partir de la Encuesta de Transición Educativo-Forma-

tiva e Inserción Laboral (Etefil). INE/MEC/MTAS para el Informe “Datos y cifras del Curso escolar 2008/2009” (MEC, 2009).

23. Véase la “Tasa bruta de población que obtiene titulaciones en F.P.”, en “Las cifras de la Educación en España. Estadísticas e indicadores, curso 2005/2006” (MEC, edición 2008). En este gráfico se aprecia que con País Vasco, Asturias, Navarra y Cantabria cuentan con unas tasas brutas de titulados en F.P. muy superiores a la media española (15%), sobre todo en las enseñanzas de grados superior, mientras que Ceuta, Baleares y Extremadura se sitúan a la cola de este ranking.

Referencias

- Albert, C. (1997), “La demanda de educación superior en España: diferencias por sexo”, *Información Comercial Española. Revista de Economía*, número 760, febrero: 105-116.
- Albert, C. (1998), “Higher education in Spain: The influence of labour market signals and family background”, Working paper WP-EC, 98-17. *Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*.
- Albert, C. (2000), “Higher education demand in Spain: The influence of labour market signals and family background?”, *Higher Education*, 40: 147-162.
- Albert, C. (2001), “¿Por qué las mujeres demandan más educación superior que los varones? Un análisis del caso andaluz”, *Boletín económico de Andalucía*, 30: 65-76.
- Arrazola, M. y de Hevia, J. (2001), “Rendimiento de la educación en España: nueva evidencia de las diferencias entre hombres y mujeres”, Papeles de Trabajo n° 24/01. *Instituto de Estudios Fiscales*.
- Atkinson, A. B.; Maynard, A.K., and Trinder, C.G. (1983), *Parents and Children: Incomes in Two Generations*. London: Heinemann.
- Atkinson, A.B. (1981), “On intergenerational income mobility in Britain”, *Journal of Post Keynesian Economics*, 3(2): 194-218.
- Ayala, L. y Sastre, M. (2002), “La medición de la movilidad de ingresos: enfoques e indicadores”, *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 162(3): 101-131.
- Becker, G. y Tomes, N. (1986), “Human Capital and the Rise and Fall of Families”, *Journal of Labor Economics*, 4(3), s2-s39.
- Becker, G. (1975), “*Human capital*”, (2ª ed.), NBER, Nueva York.
- Behrman, J.R. and Taubman, P. (1989), “Is schooling mostly in the genes? Nature-nurture decomposition using data on relatives”, *Journal of Political Economy*, vol. 97, no. 6.
- Behrman, J.R. and Taubman, P. (1990), “The Intergenerational correlation between Children’s Adult earnings and their Parents’s Income: Results from the Michigan Panel Survey of Income Dynamics”, *Review of Income and Wealth*, 36(2): 115-127.
- Behrman, J.R.; Gaviria A. y Székely, M. (2001), “Intergenerational Mobility in Latin America”, Working Paper, *Inter American Development Bank*: 2-35.
- Bowles, S. y Gintis, H. (2002), “The Inheritance of Inequality”, *Journal of Economic Perspectives*, 16(3): 3-30.

- Bratberg, E.; Nilsen, O. and Vaage, K. (2003), "Assessing Changes in Intergenerational Earnings Mobility", *Institute for the Study of Labor (IZA)*, Discussion Paper, 797.
- Calero, J. (1995), "Análisis del impacto sobre la equidad de posibles alteraciones en las pautas de financiación de la educación superior en España", Documentos de Trabajo. *Fundación BBV* (Economía Pública).
- Calero, J. (1996), "*Financiación de la educación superior en España: sus implicaciones en el terreno de la equidad*". Fundación BBV.
- Calero, J. (1998), "El gasto en educación superior y la equidad: Educación y empleo". *Hacienda Pública Española, Monografías*, 1998: 89-100.
- Calero, J. (2002), "The Distribution of Public Social Expenditure in Spain: General Analysis with Special Reference to age and social class". *Social Policy & Administration*, vol. 36, no. 5: 443-464.
- Calero, J.; Oriol, J.; Waisgrais, S. y Mediavilla, M. (2007), "*Desigualdades socioeconómicas en el sistema educativo español*", CIDE. Ministerio de Educación y Ciencia.
- Cañada (1999), "Efecto de la familia en la educación e inserción laboral de los jóvenes: una aproximación con la EPA a los rasgos diferenciales de las Comunidades Autónomas bilingües". *Ekonomiaz*, 43: 58-91.
- Cantó, Olga (2000), "Income Mobility in Spain: How much is there?", *Review of Income and Wealth*, 46(1), 85-102.
- Carabaña, J. (1999), "*Dos Estudios sobre movilidad intergeneracional*", ed. Fundación Argentaria-Visor. Madrid.
- Carlson, B.(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.
- Cea D'Ancona, F.; Mora, J.G. (1992), "Análisis socioeconómico de la elección de estudios superiores", *Estadística Española*, vol. 34, 129: 61-92.
- Checchi, D. (1998), "Education and Intergenerational Mobility in Occupations: a Comparative Study", *American Journal of Economics and Sociology*, 56(3): 331-351.
- Checchi D., Ichino, A. y A. Rustichini (1999), "More equal but less mobile? Education financing and intergenerational mobility in Italy and in the US", *Journal of Public Economics*. Vol. 74, (3): 351-393.
- Comi, S. (2003), "Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP", *Università degli Studi di Milano*, Working Paper n° 03.2003, 1-29.
- Costa, J. y García, J. (2002), "Cautividad y demanda de seguros sanitarios privados", *Cuadernos Económicos de I.C.E.*, 66: 71-86.
- Cragg, J.G. (1971), "Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods", *Econometrica*, Vol. 39, No. 5. (Sep., 1971): 829-844.
- De la Rica y San Martín (1999) "Estudios de postgrado y perspectivas salariales: una aplicación de la teoría del capital humano." *Ekonomiaz*, 43, 38-57.
- Erikson, R. y Goldthorpe, J.H. (2002), "Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective", *Journal of Economic Perspectives*, 16(3): 31-44.

- Fields, G. y Ok, Efe (1996), "The Meaning and Measurement of Income Mobility", *Journal of Economic Theory*, 71(3): 349-377.
- Fortin, N. M. y Lefbvre S. (1998), "Intergenerational Income Mobility in Canada", Miles Corak (ed.), *Labour Markets, Social Institutions and the Future of Canada's Children*, Ottawa: Statistics Canada, Catalogue n° 89-553-XPB.
- González, B. y Dávila, D. (1998), "Economic and cultural impediments to University education in Spain", *Economics of Education Review*, vol 17, no. 1: 93-103.
- Green, W.H. (2003), "Análisis econométrico", Prentice Hall. (3ª edición).
- Heckman, J., (1979), "Sample selection bias as a specification error." *Econometrica*, n° 47: 153-161.
- Herrarte, A., Medina-Moral, E. y Vicéns, J. (2005), "Cambios en la situación laboral de la población española ante el incremento de la inmigración", Documentos de trabajo Instituto L.R.Klein-Gauss, 2005/12, UAM.
- Instituto Nacional de Estadística (varios años): "Estadística de Enseñanza Superior".
- Instituto Nacional de Estadística (2008), "Encuesta de Condiciones de Vida".
- Instituto Nacional de Estadística (2008), "Encuesta de Estructura Salarial".
- Instituto Nacional de Estadística (varios años), "Encuesta de Población Activa".
- Johnson, Paul (2002), "Intergenerational dependence in education and income", *Applied Economics Letters*, 9: 159-162.
- Marcenaro, O.D.y Navarro, M.L. (2001), "Un análisis microeconómico de la demanda de educación superior en España", *Estudios de Economía Aplicada*, 19, 2001: 69-86.
- Mediavilla, M. y Calero, J. (2007), "Movilidad educativa en Latinoamérica. Un estudio para seis Países", *XVI Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación. Gran Canaria*.
- Mincer, J. (1974), "Schooling, experience, and earnings", New York: Columbia University Press.
- Ministerio de Educación (1995 a 2009), "Las cifras de la Educación en España. Estadísticas e Indicadores".
- Ministerio de Educación (varios años), "Sistema estatal de indicadores de la educación", *Instituto Nacional de Calidad y Evaluación*.
- Ministerio de Educación (2009), "Datos y cifras del Curso escolar 2008/2009".
- Modrego, A.M. (1987), "Demanda de educación superior. Resultados de la estimación de un modelo de demanda de educación superior para la provincia de Vizcaya", *Ekonomiaz*, 19: 87-96.
- Mora, J.G. (1987), "Motivaciones socioeconómicas de la demanda educativa", *Ekonomiaz*, 12: 42-60.
- Mora, J.G. (1997), "Equity in Spanish higher education", *Higher Education*, 33: 233-249.
- Moulton, B.R. (1990), "An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units", *Review of Economics and Statistics* 72(2): 334-338.
- OCDE (varios años), "Education at a glance".
- Peraita, C., Sánchez M. (1998), "The effect of family background on children's level of schooling attainment in Spain", *Applied Economics*, Vol. 30, Issue 10 October 1998: 1327-1334.

- Pérez, C. y Rahona, M. (2009), “La formación profesional en España y el mercado de trabajo: desafíos y oportunidades”, *XVI Encuentro de Economía Pública*: 5 y 6 de febrero de 2009: Palacio de Congresos de Granada, 2009.
- Petrongolo, B. y San Segundo, M.J. (1999), “¿Incentiva el paro juvenil la escolarización secundaria?”, *Ekonomiaz*, 43: 11-37.
- Petrongolo, B. y San Segundo, M.J. (2002), “Staying-on at school at 16: the impact of labor market conditions in Spain”, *Economics of Education Review*, 21: 353-365.
- Rahona, M. (2006): “La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa”, *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública*, 178-(3/2006): 55-80.
- Richardson, Sue (1985), “Who benefits from higher education?”, *Flinders University of South Australia. National Institute of Labour Studies Incorporated. Working Paper n° 75*.
- Ruiz-Maya, L., Martín-Pliego, F.J., Montero, J.M. y Uriz, P. (1995), “*Análisis Estadístico de encuestas: datos cualitativos*”, Editorial AC.
- Salas-Velasco, M. (2008), “*Economía de la Educación*”, Prentice Hall.
- San Segundo (2001), “*Economía de la Educación*”, Síntesis Educación.
- San Segundo, M.J. (2003), “Origen socioeconómico y capital humano”, en *Calidad, igualdad y equidad en la educación*, Biblioteca Nueva, Madrid.
- Sánchez Hugalde, A. (2004), “Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España 1980-1990”, Documento de trabajo 2004/1. *Instituto de Economía de Barcelona*.
- Solon, G. (1992), “Intergenerational Income Mobility in the United States”, *American Economic Review*, 82(3): 393-408.
- Thomas, D. (1991), “*Like Father, Like Son: Gender differences in Household Resource Allocations*”, (Yale University, Typescript).
- Treiman, D. J., and Ganzeboom, H. B. G. (1990), “Comparative status attainment research”, *Research in Social Stratification and Mobility* 9: 105-127.
- Zimmerman, D. (1992): “Regression Toward Mediocrity in Economic Stature”, *American Economic Review*, 82(3): 409-429.

Abstract

This paper has a two-folded aim: the determinants of Higher Education demand and the intergenerational educational mobility will be analyzed. As database, the EU-SILC (2005) is proposed. Educational demand function is estimated with a logit model, while educational mobility is approached by using mobility indexes and transition matrix.

Main results, referring to Higher Education demand, show a positive and significant impact on demand of mothers' attained educational level and gender issues, as long as the presence of children and un-

employed in a household has a negative influence. On the other hand, and related to mobility, for the Spanish case, children are more likely to attain higher levels of education than their parents. Besides, parents attaining the highest education level is a strong determinant of their children educational level.

Keywords: Higher Education demand, dogit model, intergenerational educational mobility.

JEL classification: I21, J24.

ANEXO A

Cuadro A.1
SÍNTEISIS DE RESULTADOS DE MOVILIDAD CON MATRICES DE TRANSICIÓN

Autor/ Metodología	Síntesis de Resultados				Conclusiones
	Padres-Hijas		Padres-Hijos		
	Valor 2º eje	Test Pearson	Valor 2º eje	Test Pearson	
Comi (2003)					Los resultados varían considerablemente entre países. Francia, Italia, Portugal. Irlanda y España son los países que presentan mayor inmovilidad. En general en estos países la educación de los hijos/as depende de forma determinante de la del padre.
– Base datos: European Community Household Panel.					
– Se ofrecen dos medidas sintéticas de las matrices de transición que han de interpretarse juntas.					
El valor del segundo eje: cuando más bajo es este valor, mayor es la movilidad.					
Test de Pearson (grado de dependencia de los niveles de educación padre-hijo): cuanto más alto menor movilidad.					
Alemania	0.082	14.34	0.095	21.98	
Dinamarca	0.071	4.61	0.114	6.68	
Holanda	0.061	5.28	0.061	8.53	
Bélgica	0.085	8.87	0.185	24.31	
Francia	0.146	16.24	0.298	77.08	
Reino Unido	0.051	1.66	0.089	5.56	
Irlanda	0.293	71.4	0.276	85.29	
Italia	0.152	90.72	0.21	175.14	
Grecia	0.117	31.78	0.149	56.25	
España	0.17	126.45	0.16	164.06	
Portugal	0.169	58.77	0.296	176.47	
Austria	0.108	12.12	0.045	6.87	
Comi (2003) (Extensión resultados)					De nuevo los resultados varían considerablemente entre países, aunque se observan valores más elevados de dependencia entre la educación de los hijos/as y la de su madre que con la de su padre. En este caso es mayor el número países que presenta un alto grado de dependencia: Francia. Irlanda. Italia. Grecia. España y Portugal.
Es frecuente encontrar en la literatura una mayor relación entre la educación de la madre y la demanda de niveles de educación superior de los hijos. Incluye resultados específicos para educación de madres hijos e hijas.					
Alemania	0.61	6.38	0.052	6.54	
Dinamarca	0.145	5.64	0.033	0.45	
Holanda	-0.023	2.69	-0.0055	3.61	
Bélgica	0.059	2.64	0.135	13.23	
Francia	0.102	27.1	0.224	70.24	
Reino Unido	0.033	0.66	0.136	16.39	
Irlanda	0.292	0.8533	0.271	94.18	
Italia	0.126	55.63	0.167	105.01	
Grecia	0.159	35.52	0.118	31.46	
España	0.194	62.61	0.168	63.43	
Portugal	0.303	66.82	0.274	133.23	
Austria	0.029	4.55	-0.044	4.24	

Cuadro A.1 (continuación)

SÍNTESIS DE RESULTADOS DE MOVILIDAD CON MATRICES DE TRANSICIÓN

Autor/ Metodología	Síntesis de Resultados			Conclusiones
Cecchi e Ichino (1999)	ITALIA			En Italia los niveles de inmovilidad educativa son mayores que los de Estados Unidos.
<ul style="list-style-type: none"> - Base datos: Italia: Indagine Nazio-nale sulla Mobilità Sociale. USA: Panel Study of Income Dynamics (PSID). - Las matrices de transición se calculan como la probabilidad de alcanzar un nivel de educativo a partir del nivel educativo de los padres. - Tan sólo se consideran dos niveles educativos: elevado y bajo. 	HIJO			
	Nivel Bajo	Nivel Alto		
	Padre NIVEL BAJO	92.9	7.1	
	Padre NIVEL ALTO	34.9	65.1	
USA				
HIJO				
Nivel Bajo	Nivel Alto			
Padre NIVEL BAJO	79.2	20.8		
Padre NIVEL ALTO	38.9	61.1		
Sánchez Hugalde (2004)	EDUCACIÓN HIJOS			Es prácticamente imposible no completar primaria. Además el 52% de los hijos de padres más instruidos terminan estudios superiores.
<ul style="list-style-type: none"> - Base datos: PHOGUE. - La matriz de transición educativa se calcula a partir de un Probit Ordenado donde la variable dependiente, el nivel educativo del hijo, toma los valores 0, 1, 2 y 3 si el individuo no ha completado nivel educativo alguno, ha completado primaria, secundaria o niveles superiores, respectivamente. La variable independiente es el nivel educativo del padre, por lo que se crean variables dicotómicas. 	EDUCACIÓN PADRES	Menos Primaria	Primaria	
	Menos primaria	0.135	0.715	
	Primaria	0.024	0.541	
	Secundaria	0.006	0.354	
	Superior	0.002	0.242	
	Secundaria		Superior	
	Menos primaria	0.103	0.047	
	Primaria	0.224	0.211	
	Secundaria	0.251	0.389	
	Superior	0.234	0.522	

Cuadro A.1 (continuación)
SÍNTESIS DE RESULTADOS DE MOVILIDAD CON MATRICES DE TRANSICIÓN

Autor/Metodología	Síntesis de Resultados							Conclusiones
Calero et al. (2007) – Base datos. PHOGUE. – Cada elemento “aij” representa la probabilidad de que un individuo acceda a un cierto nivel educativo “j” si su progenitor pertenece a un nivel educativo “i”.	HIJOS/HIJAS							Existe mayor movilidad ascendente que descendente, sobre todo para el caso madres-hijos. El mayor determinismo se da, al igual que en el resto de estudios comentados, en los niveles más altos de enseñanza, donde nada menos que el 66% de los hijos de madres instruidas completan estudios superiores. Este porcentaje alcanza el 54.78% en el caso de los padres con estudios universitarios de ciclo largo.
	PADRES	EGB	FPI	FPII	BACH	U.C.C.	U.C.L.	
	EGB	17.91	9.44	17.14	18.01	15.72	18.92	
	FPI	18.38	9.59	17.27	17.97	15.52	18.3	
	FPII	12.55	7.67	15.36	18.16	17.91	26.83	
	BACH	11.88	7.41	15.05	18.1	18.15	28.03	
	U.C.C.	6.25	4.8	11.27	16.08	19.23	41.88	
	U.C.L.	3.31	2.97	7.86	12.93	17.97	54.78	
	HIJOS/HIJAS							
	MADRES	EGB	FPI	FPII	BACH	U.C.C.	U.C.L.	
	EGB	16.35	8.85	16.12	18.05	16.02	22.33	
	FPI	13.6	7.95	15.2	18.05	17.03	26.54	
	FPII	6.66	4.92	11.04	15.9	18.3	42.67	
	BACH	8.32	5.76	12.36	16.84	18.3	37.7	
	U.C.C.	5.93	4.53	10.43	15.45	18.28	44.97	
U.C.L.	1.91	1.89	5.29	9.9	14.92	66.02		
EGB: ciclo superior de EGB; FPI: formación profesional de primer grado; FPII:segundo grado fp; BACH: bachillerato. COU y BUP; U.C.C: universidad ciclo corto; U.C.L: universidad ciclo largo								
Mediavilla y Calero (2007) – La base de datos se apoya en las encuestas de hogares realizadas en los 6 países analizados. – Cada elemento “aij” representa la probabilidad de que un individuo acceda a un cierto nivel educativo “j” si su progenitor pertenece a un nivel educativo “i”.	Probabilidad de que los hijos acaben con educación superior							La educación de los padres influye en el logro educativo de los hijos, al resultar significativas todas las variables educativas referidas a los padres y madres. El grado de influencia se incrementa a medida que crece el nivel educativo de los padres.
	PADRE	Argent.	Brasil	Chile	Perú	Venez.	Méx.	
	Prim.	11,45	16,6	5,99	13,49	30,61	13,49	
	Secun.	28,28	36,61	23,94	26,56	46,63	26,56	
	Sup.	47,17	73,37	56,23	58,74	64,57	58,74	
	MADRE	Argent.	Brasil	Chile	Perú	Venez.	Méx.	
	Prim.	11,56	20,26	6,1	15,24	36,97	15,24	
	Secun.	28,42	40,87	27,89	35,42	45,62	35,42	
	Sup.	39,92	68,41	54,13	42,37	73,74	42,37	

Fuente: Elaboración propia.

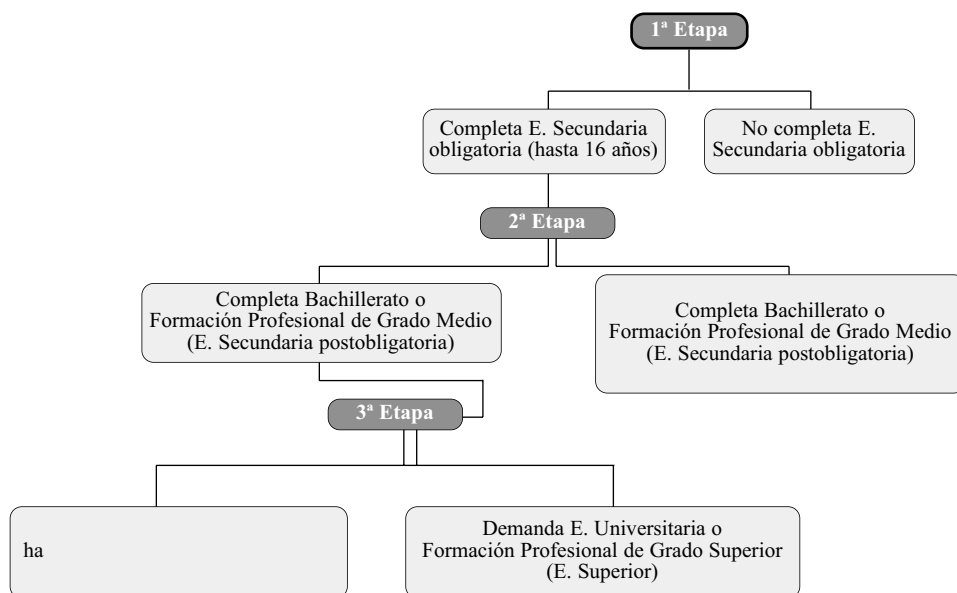
ANEXO B

El sistema educativo español ofrece a sus potenciales demandantes un amplio abanico de enseñanzas, a través de las cuales se pretenden cubrir diferentes necesidades sociales. Durante al menos diez años, los niños han de completar las llamadas enseñanzas básicas (educación primaria y secundaria obligatoria), de carácter obligatorio, momento a partir del cual (los 16 años), los individuos pueden decidir si permanecer o no en el sistema educativo. La

decisión de demanda educativa de cualquier joven plasmada en el texto anterior (en concreto, Figura 1) resulta ciertamente simplista, si nos atenemos a la diversidad de opciones que proporciona el sistema educativo español en la actualidad. Así, una vez completados los estudios de secundaria obligatoria y postobligatoria, respectivamente, existe una alternativa a la vía universitaria, la cual debería estudiarse de manera diferenciada por su relevancia: la formación profesional de grado medio y de grado superior²⁰. Las enseñanzas de formación profesional, denostadas en nuestro país hasta épocas recientes, se revelan como una alternativa educativa de peso, no sólo a nivel individual para los jóvenes que las cursen, sino para la marcha de la economía en general, por diversas razones, tal y como señalan Pérez y Rahona (2009): importancia en la educación a lo largo de la vida, oportunidad para reenganchar a individuos que abandonaron el sistema educativo y solución a las necesidades concretas de formación de muchas empresas españolas. Sin embargo, y a pesar de los buenos resultados laborales obtenidos por quienes cursan estos estudios²¹, lo cierto es que España sigue adoleciendo de un porcentaje de demandantes y titulados en estudios de formación profesional inferior al resto de países de nuestro entorno (véase *Education at a glance*, OCDE, varios años), así como de una importante disparidad entre regiones españolas²².

Por todo lo anterior, el análisis de demanda educativa planteado en el texto anterior se vería claramente enriquecido si se añadieran los dos grados de formación profesional en el proceso de decisión del individuo, tal y como se describe en la Figura 2. En ella se recogen todas las posibles decisiones de los individuos, teniendo en cuenta la posibilidad de cursar estudios de formación profesional.

Gráfico B.1. Proceso de decisión demanda de educación por niveles educativos



A pesar del notable interés de incluir estas posibles decisiones en el modelo teórico y de contrastarlas empíricamente, haciendo más realista la situación a la que se enfrenta un individuo a la hora de tomar sus decisiones educativas, lo cierto es que resulta imposible llevar a la práctica esta cuestión en el contexto de la fuente de datos empleada en este estudio. Así, la Encuesta de Condiciones de Vida no permite diferenciar entre la educación universitaria y la formación profesional. La formación profesional de grado medio aparece en la misma categoría que la de bachillerato, mientras que la de grado superior se asimila a la educación universitaria (diplomatura, licenciatura, tercer ciclo, másters, etc.). Alternativamente, sería posible plantear el análisis aquí propuesto utilizando una fuente de datos que contuviera la información necesaria para ello. Sin embargo, y tras un exhaustivo estudio de los microdatos existentes (entre otras, la Encuesta de Población Activa (EPA), el Módulo de Transición de la Educación al Mercado Laboral (MTEML) o el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), todas ellas elaboradas por el INE), se llega a la conclusión de que ninguna de ellas resulta idónea para los propósitos planteados. Por una parte, las fuentes de datos que permiten diferenciar entre formación profesional y educación universitaria (por ejemplo, PHOGUE, MTEML), se cumplieron por última vez en 2000, sin que se contemplen futuras publicaciones. Por su parte, otras fuentes, como la EPA, adolecen del problema de que investiga a los individuos que ya han salido del sistema educativo, y además, carece de la mayor parte de variables necesarias para el estudio socioeconómico, lo que imposibilita llevar a la práctica las alternativas contempladas en la Figura 2.

Por todo lo señalado en este anexo, confiamos en que, como es cada vez más habitual en nuestro país, quede señalada la relevancia de la formación profesional, tanto como una alternativa real de demanda para los individuos, como para que cuente con entidad propia en las encuestas y estadísticas. Ello permitiría analizar, de forma pormenorizada, su impacto y repercusión en muy diferentes aspectos, entre otros, en la demanda de diferentes niveles de educación y en la movilidad intergeneracional educativa.

