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

Resumen

El presente trabajo tiene como objetivos conocer los condicionantes de la demanda de educación superior, así como la existencia de cierto determinismo intergeneracional de tipo educativo. La base de datos utilizada es la Encuesta de Condiciones de Vida de 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 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. Asimismo, 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: educación superior, demanda educativa, movilidad educativa.

Códigos JEL: I21, J24

*Dirección de contacto: Facultad de CC. Económicas y Empresariales. C/ Tomás y Valiente, 5. Módulo E-XII, Despacho 204. Tel: 91 497 3524. E-mail: maria.gil@uam.es

**Dirección de contacto: Facultad de CC. Económicas y Empresariales. Pabellón Seis, Despacho 3. Universidad Complutense de Madrid. Tel: 91 394 2434. E-mail: lpablos@ccee.ucm.es

[§] *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 existe una relación entre el nivel educativo alcanzado por los padres y el de sus hijos. Por ejemplo, frecuentemente se ha argumentado que la renta es un factor que condiciona de forma importante la incorporación de alumnos a los estudios superiores, por lo que nos interesa conocer si esto sigue ocurriendo en la actualidad. Además, y dado que suele apreciarse una mayor probabilidad de demandar educación superior si los progenitores han alcanzado niveles educativos superiores, podría afirmarse que existe un cierto determinismo educativo generacional que condicionaría el acceso a los diferentes niveles de educativos. El análisis de la movilidad educativa permite contrastar la veracidad de esta última hipótesis, cuya vulneración supondría una merma importante 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 sus miembros. 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 nos ocupamos, en primer lugar, del estudio de los determinantes de la demanda de la educación superior en España. En segundo lugar, analizamos los índices de movilidad e inmovilidad educativa en 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 universidad[1]. Entre otros,

---

[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 inferior a la superior; y, por

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 (2005). Estos trabajos coinciden en utilizar una serie de variables de tipo socioeconómico comunes[2], 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 tiene un 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 (2005), 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 inter-generacional 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 (2005). Otros miembros del hogar con estudios superiores puede ejercer asimismo un impacto en la demanda de educación superior (Calero, 1996).

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.

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 (2005), 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 (2005) 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 (2005) incluye además la situación laboral de la madre, para la que se demuestra que cuando ésta desempeña un puesto de trabajo de status 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, donde ocurre lo contrario (González y Dávila, 1998, proporcionan referencias al respecto). La literatura proporciona 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, obteniendo que existen ciertas variables que afectan de forma diferentes 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 empleo (Albert, 2000)[3]. A nivel teórico, se supone que tasas de desempleo juvenil elevadas 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 en este sentido: así, Petrongolo y San Segundo (1999) corroboran las predicciones de la teoría. Sin embargo, 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 2005 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.

---

[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.

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, se trata de 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 un determinado nivel educativo (*j* = 0). 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:

$$U_{ij} = X'_{ij}\,\beta_{ij}+\varepsilon_{ij} \qquad j = 0,1;\ \ i = 1, 2, \ldots, n \qquad (1)$$

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 $Y_i = 1$ al suceso "demanda educación superior", mientras que $Y_i = 0$ 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:

$$P(Y_i = 1) = P(U_{i1} > U_{i0}) = P(X'_{i1}\beta_1 + \varepsilon_{i1} > X'_{i0}\beta_0 + \varepsilon_{i0}) =$$

$$P[X'_i \cdot (\beta_1 - \beta_0) + (\varepsilon_{i1} - \varepsilon_{i0}) > 0] = P(X'_i\beta + \varepsilon_i > 0) = \qquad (2)$$

$$P(\varepsilon_i > -X'_i\beta) = F(X'_i\beta)$$

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 la educación secundaria postobligatoria 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 una decisión anterior, esto es, en primer lugar el individuo decide completar 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 deciden completar el nivel educativo previo, por lo que existe una situación de selección muestral. Es importante controlar por esta selección de 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 1.

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

1ª Etapa
- Completa E.Secundaria Postobligatoria → 2ª Etapa
  - Demanda E.Superior
  - No demanda E.Superior
- No completa E.Secundaria Postobligatoria

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 la decisión de completar 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}[4] el término de error aleatorio, se tiene que:

$$P(Z_i = 1) = P(U_{i1} > U_{i0}) = P(W'_{i1}\alpha_1 + u_{i1} > W'_{i0}\alpha_0 + u_{i0}) =$$

$$P[W'_i \cdot (\alpha_1 - \alpha_0) + (u_{i1} - u_{i0}) > 0] = P(W'_i\alpha + u_i > 0) = \quad (3)$$

$$P(u_i > -W'_i\alpha) = F(W'_i\alpha)$$

Estas decisiones suelen modelizarse 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:

$$\lambda_i = \frac{\phi(X_i'\beta)}{1 - \Phi(X_i'\beta)} \text{ si } Y_i = 1 \quad (4)$$

Resumiendo, podemos decir que el modelo se estima en dos etapas: en la primera se estudia qué determina el que se complete la educación secundaria postobligatoria (Z_i) para toda la población; 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.

---

[4] 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.

2.3.- APLICACIÓN EMPÍRICA

Para el análisis empírico se utiliza una submuestras de individuos de 17 a 25 años (4.112 individuos). De ellos, 2.129 están estudiando educación secundaria postobligatoria, mientras que 1.983 de ellos han terminado la educación secundaria en el año de estudio, 2005. 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 superiores[5], o bien los han completado. Las variables seleccionadas son:

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

Variables independientes

- **Situación laboral del sustentador principal**: variable dicotómica que recoge si el sustentador principal del hogar en el que vive el individuo objeto de estudio trabaja o no. No trabajar recoge las categorías laborales de parado, incapacitado, labores del hogar y otra inactividad.
- **Sexo**: variable dicotómica que indica si el individuo es hombre o mujer.
- **Nivel máximo educativo alcanzado por la madre**: variable categórica que muestra cuál es el máximo nivel educativo alcanzado por la madre del individuo analizado.
- **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.

---

[5] Dada la definición utilizada en la ECV, la educación superior comprende el nivel universitario y de formación profesional de grado superior.

- **Renta disponible equivalente del hogar**: variable continúa que representa la renta equivalente del hogar, corregida según la escala de equivalencia de la OCDE.
- **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. 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. 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.

En la Tabla 1 se ofrecen los valores medios para las anteriores variables, diferenciando entre dos grupos: individuos que completan educación secundaria e individuos que demandan educación superior. Se ofrece 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 (primer grupo) y el que demanda educación superior (segundo grupo) presenta notables similitudes y se caracteriza por:

Pertenecer a un hogar donde el sustentador principal trabaja (50,99% y 70,88% primer grupo de individuos y segundo grupo, respectivamente); tener una mayor proporción de mujeres (56,3% y 73,98%); donde la madre posee mayoritariamente estudios secundarios de segundo nivel (60,21% y 77,12%) o estudios superiores (65,99% y 89,2%); no tener hermanos menores de 16 años (56,44% y 70,6%); vivir en municipios de elevada densidad de población (54,53% y 73,68%), disponer de una renta disponible equivalente mayor el demandante de educación superior, y existir una menor proporción de parados en el hogar el segundo grupo, esto es, los demandantes de educación superior (0,04 frente a 0,06).

Tabla 1.- Estadísticos descriptivos por niveles educativos, según características socioeconómicas

		Completa E. Secundaria		Demanda E. Superior	
		No	**Sí**	**No**	**Sí**
Situación laboral del sustentador principal	No trabaja	52.79%	47.21%	31.03%	68.97%
	Trabaja	49.01%	50.99%	29.12%	70.88%
Sexo	Mujer	43.70%	56.30%	26.02%	73.98%
	Hombre	55.97%	44.03%	33.75%	66.25%
Nivel educativo alcanzado por la madre	Primaria	57.54%	42.46%	35.80%	64.20%
	Secundaria,1ªe.	50.99%	49.01%	33.44%	66.56%
	Secundaria, 2ªe.	39.79%	60.21%	22.88%	77.12%
	F.P.	48.87%	51.13%	22.10%	77.90%
	E. Superior	34.01%	65.99%	10.88%	89.12%
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 del hogar	Media	10,636 €	12,589 €	11,673 €	12,972 €
	Desviación Típica	6,721 €	7,802 €	5,793€	8,476 €
Proporción de parados en el hogar	Media	0.09	0.06	0.10	0.04
	Desviación Típica	0 .17	0.13	0.16	0.12
Media nacional		**49.00%**	**51.00%**	**29.51%**	**70.49%**

*Nota: Para las variables categóricas, se ofrecen las frecuencias relativas, en porcentajes. Para las variables continuas se ofrecen la media y desviación típica.
Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

2.3.- RESULTADOS

Tal como se ha explicado en páginas anteriores, se ha estimado un modelo de doble valla de tipo probit con selección muestral en dos etapas. 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.

El modelo ha sido estimado de forma robusta a la heteroscedasticidad, según el procedimiento de Huber-White. El ajuste del modelo es bueno, según todas las medidas de bondad de ajuste presentadas. El modelo resulta ser significativo de forma global, tal y como muestra el Test de la Razón de Verosimilitud (Wald Chi2). Se estudian las variables 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.

En este punto hay que señalar que en los dos modelos probit se produce una particularidad, relacionada con el hecho de que existen dos variables que están agregadas a nivel provincial (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 y datos agregados existe correlación intragrupo en la perturbación aleatoria, se genera un problema de ineficiencia en los estimadores. Por ello, se ha procedido a la estimación del modelo probit introduciendo la corrección de Moulton[6] 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).

Tabla 2.- Modelo probit de demanda de educación superior con selección muestral

Variable dependiente: DEMANDA E. SUPERIOR	**Variables independientes**		**Coef.**	**Error estándar robusto**	**p-valor**
Segunda etapa	Sexo	Hombre	-0.3571	0.0837	0.000
	Situación laboral del s.p.	Trabaja	-0.0477	0.1040	0.647
	Nivel educativo alcanzado por la madre	E. Secundaria	0.3354	0.0887	0.000
		E. Superior	0.9438	0.1380	0.000
	Otros miembros del hogar con E. Superior	Sí	0.2664	0.2142	0.214
	Menores de 16 años en el hogar	Sí	-0.3417	0.0724	0.000
	Proporción de parados en el hogar		-1.9748	0.3638	0.000
	Grado de urbanización	Muy poblada	0.0979	0.0687	0.154
		Densidad media	-0.0332	0.1182	0.779
	Tasa de paro para universitarios		2.5306	2.2387	0.258
	Altrho		0.5946	0.3081	0.054
Variable dependiente: COMPLETA E. SECUNDARIA	**Variables independientes**		**Coef.**	**Error estándar robusto**	**p-valor**
Primera etapa	Renta disponible del hogar		0.0061	0.0041	0.134
	Sexo	Hombre	-0.3081	0.0462	0.000
	Situación laboral del s.p.	Trabaja	-0.0334	0.0725	0.645
	Nivel educativo alcanzado por la madre	E. Secundaria	0.3462	0.0656	0.000
		E. Superior	0.5270	0.0892	0.000
	Otros miembros del hogar con E. Superior	Sí	0.6056	0.0650	0.000

[6] 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).

	Menores de 16 años en el hogar	Sí	-0.5493	0.1012	0.000
	Proporción de parados en el hogar		-0.6460	0.2232	0.004
	Grado de urbanización	Muy poblada	0.1348	0.0734	0.066
		Densidad media	-0.0203	0.0623	0.744
	Tasa de paro para jóvenes de 16 a 19 años		0.0002	0.2716	1.000
Número de observaciones		3,550			
Observaciones censuradas		1,807			
Observaciones no censuradas		1,743			
Test de Wald de independencia de ecuaciones (Prob>Chi2)		0.0536			
Log pseudo-likelihood		-3,801,108			

Nota: Categoría de referencia: Mujer, cuyo padre trabaja, cuya madre no tiene 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 la primera etapa del modelo, según los resultados obtenidos, 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 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 o la mayor proporción de parados en el hogar tienen el efecto opuesto.

La demanda de educación superior muestra resultados similares a los obtenidos por trabajos anteriores, con algún matiz destacable. El ser mujer influye positivamente en dicha demanda[7]. Por su parte, el nivel educativo de la madre es un factor determinante en el acceso a la educación superior. El hecho de que haya completado cualquier nivel educativo por encima de primaria, sobre todo, estudios superiores, proporciona a su hijo una mayor probabilidad de demandar educación superior. Por su parte, tener hermanos menores de 16 años tiene un impacto negativo y significativo. El porcentaje de miembros desempleados en la familia tiene un efecto negativo y significativo, lo que refleja que, cuanto mayor es esta ratio, menor es la probabilidad de demandar educación superior. Este resultado indica que la presencia de parados en el hogar supone una importante barrera para acceder a la educación superior. En cuanto a la

[7] 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.

variable que aproxima el entorno geográfico, ésta no muestra un impacto claramente significativo en la probabilidad de acceso a la educación superior, en función de la densidad de población del hogar de origen del individuo. 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.

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 esperados[8], 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.

En relación a 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.

3. LA EDUCACIÓN DE LOS PADRES COMO FACTOR DETERMINANTE DE LA DEMANDA DE EDUCACIÓN SUPERIOR: UNA APROXIMACIÓN A LA MOVILIDAD EDUCATIVA EN ESPAÑA

[8] 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).

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 perspectivas más sociológicas 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 nuestro trabajo, nos interesa profundizar en la movilidad educativa intergeneracional al objeto de contrastar la hipótesis de la posible existencia de una cierta disposición a perpetuar los niveles educativos de los que uno procede. Esta hipótesis la planteamos fundamentándonos en una de las principales conclusiones alcanzadas en el apartado anterior: la alta dependencia de la demanda de educación superior del nivel educativo de los progenitores, y en particular de la madre. 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 para llevarlos a cabo 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 de los padres, la variable explicativa.

La forma funcional básica que se emplea en el modelo de Markov de primer orden (Calero *et al.* 2007) es:

$$Y_i(t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot Y_i(t-1) + \varepsilon_i \qquad (4)$$

- 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 imovilidad o movilidad, con un rango de variación entre 1 y 0, siendo 0 la máxima movilidad y 1, inmovilidad.

c) Las 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 aceda a un nivel educativo j si su progenitor pertenece a un nivel educativo i.[9] 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 dividido entre la suma de las probabilidades totales de la matriz. Por su parte, los índices de movilidad, se calcularían como la diferencia entre las probabilidades totales y las representadas en la diagonal, dividida por la suma de probabilidades totales de la matriz. Por encima de la diagonal principal estarían los individuos que han superado el nivel educativo de sus padres. En consecuencia, la movilidad ascendente se calcularía como la suma de probabilidades recogidas por encima de la diagonal principal dividido entre el total de probabilidades. Sin embargo, por debajo de la diagonal principal encontramos a aquellos individuos que han alcanzado un nivel educativo inferior al de sus padres. La movilidad descendente se calcularía con la suma de probabilidades recogidas por debajo de la diagonal

A la hora de escoger cuál es la variable que mejor refleja el nivel educativo de los individuos a considerar en la matriz de transición, los estudios empíricos básicos proponen dos tipos de variables:

---

[9] Por tanto los valores que pueden tomar los diferentes elementos de la matriz varían entre 0 y 1 y se suele representar e porcentajes.

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

Los dos métodos 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, hecho que de alguna forma, viene a solventar la ECV 2005. En cualquier caso, existen trabajos muy meritorios en este campo y particularmente en nuestro país merece la pena destacar el trabajo de Carabaña (1999), Sánchez Hugalde (2004) y Calero, Oriol *et al.* (2007). En concreto, Sánchez Hugalde (2004) utilizando dos metodologías alternativas, dos modelos econométricos distintos, regresión a la media y matrices de transición, obtiene 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) obtiene grados de inmovilidad mucho más elevados 0,42, aunque esta discrepancia de resultados se justifica, según Sánchez Hugalde, por motivos metodológicos[10]. Berhman *et al*. (2001) encuentran una correlación entre los niveles educativos de padres a hijos de 0,38 para Estados Unidos y para los países latinoamericanos de 0,45 para México y 0,78 para Brasil.Más recientemente Calero *et al.* (2007), con datos del Panel de Hogares de la Unión Europea, obtienen una elasticidad distinta según cual 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.

---

[10] 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.

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. 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 alcanzan los 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) obteniendo como resultados una inmovilidad relativa baja. En concreto, el índice de inmovilidad relativa progenitores-hijos es de 0,1795, siendo el de madre-hijos de 0,1812. Además la inmovilidad 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, tendrían una probabilidad del 37,7% de finalizar el nivel máximo educativo. En caso de que la madre tuviera estudios superiores esta probabilidad sube hasta el 66,02%. Si por el contrario la madre careciera de estudios, la probabilidad baja drásticamente hasta el 3,58%.

Chechi e Ichino (1999) encuentran resultados parecidos 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 61,0%. 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.

En consecuencia, 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 lineal entre los niveles educativos de padres e hijos, así como de matrices de transición educativa.

En la Tabla 3 se muestra el coeficiente de correlación lineal entre el nivel máximo educativo alcanzado por los padres y el de sus hijos menores de 30 años que siguen viviendo en el hogar familiar. Los resultados muestran unos valores de los coeficientes de correlación inferiores que en el caso de Calero *et al*. (2007), aunque se mantiene el diferencial para el caso de los hijos con los padres, añadiéndose en este caso la dependencia de las hijas con las madres.

Tabla 3.- Coeficientes de correlación lineal entre el nivel educativo padres-hijos

	Coeficiente de correlación
Padres-Hijos	0.3107
Hijas-Madres	0.2936
Hijos-Padres	0.2759
Hijos-Madres	0.1537
Hijas-Padres	0.2833

Nota: El rango del coeficiente de correlación está entre 0 y 1. Todos los coeficientes son significativos al 99.9%
Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

Para proceder 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 4 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 4.- 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 1ºe.	0.3401	0.0555	0.000
	Secundaria 2ºe.	0.7166	0.0620	0.000
	F.P.	1.1178	0.1521	0.000
	Superior	1.1336	0.1030	0.000
Edad padres		0.0600	0.0094	0.000
Edad padres ^2		-0.0003	0.0001	0.000
Observaciones	3,976.00			
Wald Chi (6)	379.86			
Prob>Chi	0.000			
Pseudo R2	0.0529			

Fuente: Elaboración propia a partir de ECV, 2005.

A partir de los resultados anteriores, en la Tabla 5 se proporcionan los resultados de la matriz de transición educativa de padres e hijos. 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 desde el nivel más elevado de educación de progenitores hacia niveles de secundaria.

Tabla 5.- Matriz de transición educativa padres-hijos.

Nivel educativo del padre	**Primaria**	**Secundaria 1º etapa**	**Secundaria 2º etapa**	**Inserción laboral**	**Superior**
Primaria	**14.89%**	33.12%	24.52%	3.35%	24.11%
Secundaria 1º etapa	12.45%	**31.42%**	25.14%	3.57%	27.42%
Secundaria 2º etapa	6.76%	24.37%	**25.22%**	4.06%	39.60%
Inserción laboral	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 6 muestra los índices de movilidad educativa de padres e hijos, los cuales agregan la información de las matrices de transición. El primero de los índices, el de inmovilidad, es ligeramente superior al obtenido en el trabajo de Calero *et al.* (2007), siendo también mayor en nuestro caso la movilidad ascendente y la descendente. Sin embargo, al igual que les sucede a estos autores, la movilidad ascendente es mayor que la descendente. Esto indicaría que en nuestro país sigue siendo más probable que los hijos completen mayores niveles educativos que sus padres.

Tabla 6.- 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 ha 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 son similares a las que explican su comportamiento al demandar estudios superiores. Así, el ser mujer y el mayor nivel educativo de la madre influyen positivamente en las demandas de ambos niveles educativos, mientras que la presencia de menores o la mayor proporción de parados en el hogar hacen disminuir 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. 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 parecen no tener 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 no cuenta con tantas aportaciones en el caso de la educación, sobre todo en el caso español. 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 los hijos también lo hagan.

Por tanto, ambos análisis avalan la idea de que en la actualidad, el nivel educativo de los padres es un importante predictor del nivel educativo que alcanzarán sus hijos, sobre todo para el caso

de la educación superior. Sin embargo, también es cierto que en los últimos años, el mayor acceso a la educación superior (fundamentalmente a las universidades) ha propiciado que las cohortes de jóvenes, a mediados del nuevo milenio, completen este nivel educativo, independientemente de la educación de sus padres.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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, nº* 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*, Nº 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 nº 24/01. *Instituto de Estudios Fiscales.*

Atkinson, A. B., Maynard, A. K., & Trinder, C. G. (1983): Parents and Children: Incomes in Two Generations, London: Heinemann.

Atkinson, A.B. (1981): "On intergenerational income mobility in Britain", en 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” en 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” en Journal of Labor Economics, 4(3), s2-s39.

Becker, G. (1975): “Human capital”, (2ª ed.), *NBER, Nueva York.*

Behrman, J.R., 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. 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", en 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" en Journal of Economic Perspectives, 16(3), 3-30.

Bowles, S., Gintis, H. (2002): “The inheritance of inequality”. *Economic Perspectives*, vol.16, nº 3, verano 2002, pp. 3-30.

Bratberg, E., Nilsen, O. y Vaage, K. (2003): "Assessing Changes in Intergenerational Earnings Mobility", Institute for the Study of Labor (IZA), Discussion Paper nº 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 M. Mediavilla (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?", en Review of Income and Wealth, 46(1), 85-102.

Carabaña, J. (1999): Dos Estudios sobre movilidad intergeneracional, ed. Fundación Argentaria-Visor. Madrid.

Carlson, Beverley (2001): “Education and the labour market in Latin America: Why measurement is important and what it tells us about policies, reforms and performance”, CEPAL-NACIONES UNIDAS, Santiago de Chile.

Cea D’Ancona, F., Mora, J.G. (1992): “Análisis socioeconómico de la elección de estudios superiores”. Estadística Española, vol. 34, no. 129, 61-92.

Checchi, D. (1998): “Education and Intergenerational Mobility in Occupations: a Compartive Study”, American Journal of Economics and Sociology, 56(3), 331-351.

Comi, S. (2003): " Intergenerational mobility in Europe: evidence from ECHP", Università degli Studi di Milano, working paper n 03.2003, 1-29.

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.

De Pablos, L. y Gil., M. (2007): “Gasto Público en educación superior: Acceso e incidencia”. Ponencia presentada al XIV Encuentro de Economía Pública celebrado en Santander en febrero de 2007.

Erikson, R. y Goldthorpe, J.H. (2002): “Intergenerational Inequality: A Sociological Perspective”, Journal of Economic Perspectives, 16(3), 31-44.

Estruch, A. (1995): “Los efectos redistributivos del gasto social central y autonómico, diez años después”, *Hacienda Pública Española*, Núm. 135 (4/1995), 19-39.

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): “Intergenaritonal Income Mobility in Canada” en Miles Corak (ed.), Labour Markets, Social Institutions and the Future of Canada´s Children, Ottawa: Statistics Canada, Catalogue nº 89-553-XPB.

Gil, M. (2005): “Rendimientos laborales y origen socioeconómico: un análisis diferenciado por niveles de estudio”. *Actas de las XIV Jornadas de la Asociación de Economía de la Educación*. Oviedo.

Gimeno, J. A. (2000): “La incidencia redistributiva del gasto público en España”. *En Rafael Muñoz de Bustillo (ed.), El Estado de Bienestar en el cambio de siglo. Capítulo 8.Alianza Editorial.*

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).

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.

INE (varios años): “Estadística de Enseñanza Superior.”

Johnson, Paul (2002): "Intergenerational dependen in education and income", Applied Economics Letters, 9, 159-162.

Marcenaro, O.D., Navarro, M.L. (2001):“Un análisis microeconómico de la demanda de educación superior en España”. *Estudios de Economía Aplicada*, nº 19, 2001, 69-86.

Mincer, J. (1974):“Schooling, experience, and earnings”. *New York: Columbia University Press.*

Ministerio de Educación y Cultura (1995 a 2006): “Las cifras de la Educación en España. Estadísticas e Indicadores.” www.mecd.es

Ministerio de Educación y Cultura (varios años): “Sistema estatal de indicadores de la educación”. *Instituto Nacional de Calidad y Evaluación.*

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, nº* 33, pp. 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), pp. 334-338.

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 , pp. 1327 – 1334.

Petrongolo, B. y San Segundo, M.J. (1999): “¿Incentiva el paro juvenil la escolarización secundaria?” *Ekonomiaz*, 43. pp.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, pp. 353–365.

Rahona, M. (2005): “La influencia del entorno socioeconómico en la realización de estudios universitarios: una aproximación al caso español en la década de los noventa”. *Fundación de las Cajas de Ahorros*. Documento de Trabajo, nº 215/2005.

Richardson, Sue (1985): “Who benefits from higher education?” *Flinders University of South Australia. National Institute of Labour Studies Incorporated.* Working Paper nº 75.

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*.

Sanchez Hugalde, A. (2004): “Movilidad intergeneracional de ingresos y educativa en España 1980-1990”. Documento de trabajo 2004/1. Instituto de Economía de Barcelona.

Solon, Gary (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).

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