

**FORMA DE TENENCIA DE LA VIVIENDA Y ÉXITO
ESCOLAR DE LOS HIJOS EN ESPAÑA:
EVIDENCIA MICROECONOMÉTRICA**

BELÉN MORALES GONZÁLEZ

JAVIER A. BARRIOS GARCÍA

Dpto. de Economía Aplicada

Universidad de La Laguna

Dirección de Contacto:

**Departamento de Economía Aplicada
Facultad de CC. EE. y Empresariales
UNIVERSIDAD DE LA LAGUNA
Campus de Guajara, s/n.
Tenerife. Islas Canarias. España
Tel. (922) 31 70 28 FAX (922) 31 72 04
e-mail: jabarrio@ull.es**

FORMA DE TENENCIA DE LA VIVIENDA Y ÉXITO ESCOLAR DE LOS HIJOS EN ESPAÑA: EVIDENCIA MICROECONOMÉTRICA

BELÉN MORALES GONZÁLEZ

JAVIER A. BARRIOS GARCÍA

Universidad de La Laguna

RESUMEN

En este trabajo se analiza para el ámbito español la existencia de determinados efectos sociales derivados de la forma de tenencia de la vivienda principal en propiedad o en alquiler. Con este objetivo y basándonos en la base de datos proporcionada por el Panel de Hogares de la Unión Europea para el año 2000, estimamos diferentes modelos switching probit y probit bivariantes para comprobar a nivel microeconómico el impacto que podría tener la forma de tenencia de la vivienda principal sobre distintas variables indicativas del éxito escolar de los hijos.

Palabras clave: Régimen de tenencia de la vivienda, educación, probit bivalente, switching probit.

Clasificación JEL: C25, I12, R21.

ABSTRACT

In this paper, we analyze the existence of certain social effects in Spain derived from the housing tenure choice between home-ownership or renting. With this objective, and based on data from the European Union Household Panel during 2000, we estimate different switching probit and bivariate probit models to verify at a microeconomic level the impact that might be derived from the main housing tenure form on several outcomes that indicate the education success of children.

Key words: Housing tenure choice, education, bivariate probit, switching probit.

JEL Classifications: C25, I12, R21.

FORMA DE TENENCIA DE LA VIVIENDA Y ÉXITO ESCOLAR DE LOS HIJOS EN ESPAÑA: EVIDENCIA MICROECONOMÉTRICA

BELÉN MORALES GONZÁLEZ

JAVIER A. BARRIOS GARCÍA

Universidad de La Laguna

En este trabajo se analiza para el ámbito español la existencia de determinados efectos sociales derivados de la forma de tenencia de la vivienda principal en propiedad o en alquiler. Con este objetivo y basándonos en la base de datos proporcionada por el Panel de Hogares de la Unión Europea para el año 2000, estimamos diferentes modelos switching probit y probit bivariantes para comprobar a nivel microeconómico el impacto que podría tener la forma de tenencia de la vivienda principal sobre distintas variables indicativas del éxito escolar de los hijos.

Palabras clave: Régimen de tenencia de la vivienda, education, probit bivalente, switching probit.

Clasificación JEL: C25, I12, R21.

1. INTRODUCCIÓN

El interés de estudiar los efectos asociados a la elección del régimen de tenencia de vivienda radica en la creciente importancia que la propiedad de la vivienda adquiere en España, llegando a alcanzar tasas de participación en el régimen de tenencia del 82% (Censo de Viviendas 2001. Fuente: I.N.E.), muy superiores a las del resto de los países de su entorno.

Esto es así a pesar de la creciente escalada del precio de la vivienda, que ha llevado a las familias españolas a destinar una alta proporción de su presupuesto a la financiación de la vivienda. Esta tendencia ha venido favorecida por una dinámica relativamente favorable de los tipos de interés, así como por las mayores facilidades ofrecidas por las entidades de crédito para la financiación de la compra de la vivienda (García Montalvo (2003)).

La vivienda por tanto, se ha convertido en España en el componente principal de la cartera de las familias españolas, no sólo como bien de consumo que ofrece servicios, sino

además, como un bien en el que invertir su riqueza. La tendencia ascendente del nivel de precios ha generado confianza en los inversores y ha favorecido que el sector inmobiliario se convierta en uno de los centrales de la economía nacional, pero también ha generado dificultades para acceder a una vivienda en propiedad para los niveles de renta más bajos.

Por su parte, las políticas públicas se siguen centrando en el fomento de la propiedad de la vivienda, principalmente a través de reducciones fiscales por la adquisición de la vivienda habitual, relegando a un segundo plano las medidas orientadas a la revitalización del mercado de la vivienda en alquiler. La justificación de su intervención se fundamenta, por un lado, en la búsqueda de mayor eficiencia económica, ante la existencia de fallos de mercado como pueden ser la información imperfecta, rigidez en la oferta a corto plazo o la presencia de externalidades. También se argumenta la intervención por la búsqueda de efectos redistributivos, a través de desgravaciones de los intereses y el capital de los préstamos empleados para la compra de una vivienda o vía un menor precio para las viviendas de protección oficial.

El resultado no es otro que una concentración de recursos, tanto públicos como privados, en torno a la compra de la vivienda. Por tanto, conocer las implicaciones sociales que pudieran estar asociadas a la forma de tenencia de la vivienda habitual es atender a los efectos derivados de la adquisición o no de un bien que concentra una elevada proporción de los recursos económicos de las familias españolas. Si efectivamente existen efectos sociales positivos que se vinculen a la disponibilidad de una vivienda en propiedad, el fomento de políticas económicas que favorezcan esta opción puede ser aún más apoyado.

El objetivo específico de este trabajo consiste en analizar, desde un punto de vista microeconómico y a nivel español, el efecto generado por la elección del régimen de tenencia de vivienda principal por parte de los cabezas de familia sobre el éxito en los estudios de sus hijos. Por éxito en los estudios se entenderá haber concluido un nivel de estudios determinado. Las tres alternativas que se consideran son: haber acabado el bachiller, FP II o

un módulo de FP III o un título universitario de ciclo corto, o bien, FP II o un módulo de FP III o un título universitario corto o largo.

El presente estudio realiza aportaciones a la literatura científica existente en diferentes sentidos. En primer lugar, se aplican modelos de respuesta cualitativa para analizar las implicaciones de la tenencia de la vivienda en el éxito en los estudios por primera vez para el caso de España, empleando datos de corte transversal del Panel de Hogares de la Unión Europea (fuente: I.N.E.) correspondientes al año 2000.

Además, en este trabajo se incluyen un buen número de variables observadas influyentes, tanto para la estimación de la ecuación de tenencia como para la del éxito escolar, en comparación con otros precedentes como el de Green y White (1997). En este sentido, destaca la consideración de la renta permanente del hogar, variable no incluida por Green y White (1997) en su estudio, o la introducción de índices de precios hedónicos por CC. AA. para cada uno de los dos regímenes de tenencia barajados, alquiler y propiedad (Barrios y Rodríguez (2005)).

Finalmente y desde el punto de vista econométrico, aplicamos modelos probit bivariantes, contrastándose sus resultados frente a modelos switching probit, siendo estos últimos de los menos restrictivos de entre los modelos paramétricos de variable discreta derivados de la literatura de efectos de tratamiento (Heckman, Lalonde y Smith (1999), Angrist (2004), Aakvik, Heckman y Vytlačil (2005)). Ambos modelos se utilizan para estimar el efecto de la tenencia sobre los resultados escolares de los hijos. Mediante un test de razón de verosimilitudes es posible comparar cada uno de estos modelos, lo cual nos permitirá establecer conclusiones a partir de ellos.

Resulta relevante señalar a este respecto que en el principal antecedente del presente estudio, el trabajo de Green y White (1997), se recurre a la utilización de modelos probit univariantes, junto con el modelo probit bivalente con selección de muestra (Dubin y Rivers (1989)), sin que sea posible la contrastación estadística entre este último y el modelo probit

bivariante. Como consecuencia, no se puede confrontar la validez de uno u otro, hecho especialmente relevante cuando los resultados obtenidos por cada uno de ellos pueden ser contradictorios.

En lo que resta, el trabajo se estructura en seis apartados. En el apartado segundo se plantea el problema estudiado desde el punto de vista teórico, situándolo frente a sus antecedentes. A continuación, se especifican los modelos econométricos empleados para la estimación. En el cuarto epígrafe se detallan los datos empleados para la estimación y las variables consideradas, incluyendo dos variables relevantes incorporadas al modelo: un índice de precios hedónicos de la vivienda en propiedad y en alquiler por CC. AA. tomado de Barrios y Rodríguez (2005), y la renta permanente del hogar imputada. En el apartado quinto se exponen los resultados obtenidos de la estimación del modelo, para finalizar con un apartado en el que se sintetizan las conclusiones obtenidas en el estudio.

2. ANTECEDENTES Y CONSIDERACIONES TEÓRICAS

El estudio de los efectos económicos y sociales asociados al régimen de tenencia de la vivienda familiar es una cuestión relativamente reciente, que empieza a suscitar interés en la ciencia económica fundamentalmente a partir del último decenio del siglo XX y comienzos del presente.

Así, el trabajo de Rossi y Weber (1996), plantea la hipótesis de que propietarios e inquilinos muestran un comportamiento diferencial con respecto a determinadas variables sociales y económicas. Los resultados que obtienen muestran evidencias de que efectivamente es así en términos de movilidad, capacidad de ahorro y patrón de endeudamiento, nivel de satisfacción personal, socialización u otros aspectos tales como los resultados escolares de sus hijos.

DiPasquale y Glaeser (1998) profundizan en el efecto que genera el régimen de tenencia sobre la relación de propietarios e inquilinos con el vecindario y la comunidad, concluyendo que existen evidencias de un comportamiento diferencial entre ellos. Concretamente, los

propietarios parecen tener mayores incentivos para invertir en la calidad de sus vecindarios y comunidades en la medida en que dicha inversión revierte en el valor de su vivienda, y también debido a que disfrutarán un mayor período de tiempo de los beneficios asociados a ella, debido a la menor movilidad que presentan estos frente a los inquilinos.

Por su parte, Boehm y Schlotmann (1999), además de atender a la influencia del régimen de tenencia de la vivienda de los padres sobre los resultados escolares y niveles salariales de los hijos, prestan atención al efecto que genera este sobre la futura elección del régimen de tenencia por parte de los hijos, así como sobre su productividad en el trabajo. Sus resultados muestran evidencias de que la propiedad de la vivienda habitual por parte de los padres incrementa la probabilidad de sus hijos para alcanzar un mayor nivel de estudios y por consiguiente de obtener un mayor nivel de salarios, de aumentar su productividad en el trabajo, así como de la elección por estos del mismo régimen de tenencia de la vivienda.

En la línea de Rossi y Weber (1996), Dietz y Haurin (2003) realizan con posterioridad un repaso de los diferentes efectos microeconómicos generados por el régimen de tenencia abordados en la literatura científica. Diferenciando entre aquellos que se producen antes de la adquisición de la vivienda y los que se originan posteriormente abordan, por ejemplo, cómo la decisión de llegar a ser propietario puede conllevar una reorientación del patrón de ahorro, de su cartera de inversiones, así como de la oferta de trabajo que realizan los individuos. Por otra parte, argumentan que el régimen de tenencia de vivienda puede generar efectos sobre variables demográficas como la decisión de fecundidad, sobre la movilidad, sobre el mercado de trabajo, sobre el vecindario e incluso sobre la salud de los residentes, así como en los resultados escolares de los hijos.

Es precisamente en este contexto donde se enmarca la motivación del presente trabajo, que no es otra que responder a la pregunta de ¿influye la forma de tenencia de la vivienda, fundamentalmente en alquiler o en propiedad, sobre el éxito escolar de los hijos para el caso de España?

Como paso previo para empezar a desglosar empíricamente la contestación a la sin duda interesante cuestión anterior, nos deberíamos plantear, desde un punto de vista teórico, un asunto previo no banal: ¿por qué la vivienda en propiedad puede influir en el éxito escolar de los hijos?

Una de las posibles respuestas ha sido planteada por Green y White (1997) al considerar que los propietarios pueden desarrollar destrezas y habilidades para la resolución de problemas como consecuencia de la gestión diaria de su vivienda, y que éstas pueden ser transferibles a sus hijos e influir de esta forma en sus resultados escolares.

Al mismo tiempo, Green y White (1997) continúan argumentando que los propietarios realizan mayores inversiones para el mantenimiento y cuidado de sus viviendas, ya que esta constituye el activo central de sus carteras y el bien en el que invierten una parte fundamental de su renta. Como consecuencia, las condiciones físicas de la vivienda son mejores, los problemas físicos de la misma son menores y se genera un ambiente más adecuado para los hijos que favorece el éxito escolar. A esto hay que añadir que los propietarios tienden a realizar mayores inversiones en el vecindario (como señalan DiPasquale y Glaeser (1998)), como por ejemplo en infraestructuras educativas, las cuales pueden generar efectos positivos sobre el estudio.

La menor movilidad de los propietarios ha sido otro de los argumentos empleados para relacionar la propiedad con los resultados escolares. Aaronson (2000) hace referencia a cómo debido a la menor movilidad de los propietarios, vinculada con unos costes de transacción de la vivienda más elevados, se asocia a la propiedad una mayor permanencia en el vecindario y por tanto, una mayor estabilidad que puede influir en los resultados escolares de los hijos, en la medida en que es posible generar un ambiente y unas relaciones sociales más estables para el estudio.

Haurin, Parcel y Haurin (2002) abundan en los anteriores argumentos, señalando que la vivienda en propiedad puede aumentar además la autoestima de los padres, su nivel de

satisfacción y su felicidad, generando un ambiente más propicio y favorable para el éxito escolar. Esta tesis ya fue adelantada por Rossi y Weber (1996).

Por otra parte, Coleman (1988) argumenta, desde el punto de vista sociológico, que el capital social es un elemento central en la determinación de los resultados escolares, pudiendo contribuir favorablemente la propiedad de una vivienda a la creación de ese capital social. En este sentido, Harkness y Newman (2003) evidencian cómo, para los hogares con bajos ingresos, la propiedad de una vivienda puede conllevar la creación de un capital social que va más allá del nivel de ingresos, favoreciendo los resultados escolares de los hijos.

3. MODELO ECONÓMICO

A la hora de analizar desde el punto de vista empírico la relación entre el régimen de tenencia de la vivienda principal por parte del cabeza de familia y los resultados escolares de sus hijos, resulta crucial tener presente que la diferencia entre el éxito escolar de los hijos de los propietarios y de los inquilinos puede deberse a que las características de los primeros son diferentes a las de los segundos. Esto es lo que se conoce como el *problema del sesgo de selección* (Green y White (1997), Aaronson (2000), Dietz y Haurin (2003)). Dichas características pueden ser observadas, como la edad del cabeza de familia, su nivel de estudios completados o la renta del hogar. Sin embargo, también pueden ser no observadas, como por ejemplo, el grado de compromiso o implicación de los padres en la educación de sus hijos. Estas variables, observadas y no observadas, pueden influir simultáneamente en la decisión de tenencia de vivienda por parte de los cabezas de familia y en el éxito escolar de sus hijos.

En consecuencia, resulta trascendental deslindar el efecto de la forma de tenencia de la vivienda sobre el éxito escolar de los hijos, del efecto sobre este de las características observadas y no observadas de los hogares e individuos.

Adicionalmente, para nuestro análisis se requiere el uso de modelos de respuesta cualitativa, ya que las variables dependientes que se consideran son variables binarias: forma

de tenencia de la vivienda habitual del cabeza de familia ($T=1$ cuando lo es en propiedad, $T=0$ cuando es en alquiler) y determinado mayor nivel de estudios finalizado por sus hijos ($E=1$ cuando ha logrado alcanzarlo, $E=0$ en caso contrario).

Por todo ello, para afrontar empíricamente el problema planteado proponemos un enfoque basado en la literatura de “efecto de un tratamiento” (Heckman, Lalonde y Smith (1999), Angrist (2004), Aakvik, Heckman y Vytlačil (2005)), en el que la estimación del efecto que tiene la forma de tenencia de la vivienda habitual por parte del cabeza de familia (tratamiento) sobre los resultados escolares de los hijos la abordamos por medio de los modelos de elección discreta switching probit y probit bivariante. Tanto uno como el otro permiten estimar dos procesos de decisión binarios interrelacionados basándonos en supuestos de normalidad para los términos de error considerados, constituyendo además el segundo, como veremos, un caso particular del primero.

Frente al bien conocido modelo probit bivariante (Greene (1999)), el modelo switching probit se ha desarrollado más recientemente (O’Higgins (1994), Carrasco (2001), Álvarez-Llorente (2002), Aakvik, Heckman y Vytlačil (2005)) con el objetivo fundamental de estimar efectos de tratamientos binarios sobre resultados también binarios.

Concretamente, si T es la variable de forma de tenencia de la vivienda habitual observada, y E_0 y E_1 representan indicadores binarios del éxito escolar de los hijos si el cabeza de familia dispone de su vivienda habitual en alquiler o en propiedad, respectivamente, entonces el modelo switching probit en su versión de variable latente viene dado por:

$$\begin{aligned} T_i &= 1(\beta_T' X_{Ti} + u_{Ti} > 0) \\ E_{0i} &= 1(\beta_0' X_i + u_{0i} > 0) \\ E_{1i} &= 1(\beta_1' X_i + u_{1i} > 0) \end{aligned} \quad (1)$$

donde $1(\cdot)$ representa la función indicador, el subíndice i hace referencia al individuo, para $i=1, \dots, n$, X_{Ti}, X_i son vectores de variables explicativas observadas, $\beta_T, \beta_0, \beta_1$ son vectores de parámetros conformes, y u_{Ti}, u_{0i}, u_{1i} son los términos de error que engloban los factores no

observados que influyen tanto en la elección de tenencia como en el éxito escolar de los hijos, y que se suponen normales trivariantes, con:

$$\begin{pmatrix} u_T \\ u_0 \\ u_1 \end{pmatrix} : N \begin{pmatrix} 1 & \rho_{T0} & \rho_{T1} \\ \rho_{T0} & 1 & \rho_{01} \\ \rho_{T1} & \rho_{01} & 1 \end{pmatrix} \quad (2)$$

Esto es, las varianzas de los términos de error normales se normalizan en 1, y tienen entre sí correlaciones $\rho_{T0}, \rho_{T1}, \rho_{01}$ con $-1 < \rho_{01}, \rho_{T0}, \rho_{T1} < 1$.

Desde el punto de vista del modelo switching probit (1)-(2) y la literatura de efecto de un tratamiento, el efecto para el hijo i de la forma de tenencia de la vivienda principal por parte del cabeza de familia (efecto del tratamiento) sobre su éxito escolar, constituirá una variable discreta, llamémosla Δ_i , y que vendrá definida como la diferencia entre su correspondiente éxito escolar si viviera en una vivienda en propiedad y en alquiler, es decir:

$$\Delta_i = E_{1i} - E_{0i}$$

Esto es lo que se conoce como definición contrafactual de efecto causal. Lógicamente, este efecto no puede ser calculado directamente puesto que no se observa al individuo simultáneamente viviendo en propiedad y en alquiler, y en consecuencia es una magnitud teórica que se concibe como una variable aleatoria que además es discreta para el caso que nos ocupa, pudiendo adoptar sólo tres valores: $-1, 0$, y 1 . El objetivo del enfoque de efecto de un tratamiento es caracterizar la distribución de probabilidad de esta variable aleatoria para tener una idea de la incidencia de la forma de tenencia de la vivienda sobre los resultados escolares de los hijos.

La estimación del modelo switching probit (1)-(2) se llevará a cabo por máxima verosimilitud, pudiendo escribirse su función de log-verosimilitud como:

$$\begin{aligned} \text{Log } L = & \sum_{\substack{E=0 \\ T=0}} \log \Phi_2(-\beta_T' X_{Ti}, -\beta_0' X_i, \rho_{T0}) + \sum_{\substack{E=1 \\ T=0}} \log \Phi_2(-\beta_T' X_{Ti}, \beta_0' X_i, -\rho_{T0}) \\ & + \sum_{\substack{E=0 \\ T=1}} \log \Phi_2(\beta_T' X_{Ti}, -\beta_1' X_i, -\rho_{T1}) + \sum_{\substack{E=1 \\ T=1}} \log \Phi_2(\beta_T' X_{Ti}, \beta_1' X_i, \rho_{T1}) \end{aligned} \quad (3)$$

donde $E_i = T_i E_{1i} + (1 - T_i) E_{0i}$ es el éxito escolar observado, y $\Phi_2(x, y, \rho)$ es la función de distribución de la normal bivalente con varianzas unitarias y correlación ρ . Si definimos las variables discretas $q_{T_i} = 2T_i - 1$, y, $q_i = 2E_i - 1$, la función de verosimilitud (3) se puede escribir alternativamente como:

$$\text{Log } L = \sum_{i=1}^n \log \Phi_2 \left(q_{T_i} \beta_T' X_{T_i}, q_i \left((1 - T_i) \beta_0' X_i + T_i \beta_1' X_i \right), q_i q_{T_i} \left((1 - T_i) \rho_{T_0} + T_i \rho_{T_1} \right) \right) \quad (4)$$

La estimación del modelo switching probit en el presente trabajo se lleva a cabo empleando (4), efectuándose la maximización de la función de verosimilitud en Limdep 8.0.

Es importante señalar que el modelo switching probit (1)-(2) no generará diferencias en el éxito escolar entre los hijos de propietarios e inquilinos en la medida en que los efectos de las variables observadas que afectan a estos resultados (X) bajo ambos regímenes coincidan, esto es, $\beta_0 = \beta_1$, y, adicionalmente, los factores no observados en ambos casos tengan un comportamiento aleatorio similar, lo cual se traduce desde el punto de vista de la función de log-verosimilitud (4) en que $\rho_{T_0} = \rho_{T_1}$. Precisamente, cuando se verifican ambas restricciones nos encontramos ante el modelo probit bivalente, bajo el cual la variable de efecto del tratamiento es nula ($\Delta_i = 0$).

En consecuencia, con la notación anterior, el modelo probit bivalente vendrá expresado formalmente en términos de variable latente, como:

$$\begin{aligned} T_i &= 1(\beta_T' X_{T_i} + u_{T_i} > 0) \\ E_i &= 1(\beta' X_i + u_i > 0) \end{aligned} \quad (5)$$

donde E_i será la variable binaria de éxito escolar para toda la población (propietarios e inquilinos), $\beta = \beta_0 = \beta_1$ es un vector de parámetros conforme con X que representará un vector de variables observadas que influyen en el éxito escolar de los hijos, mientras que u_T y u son términos de error que engloban los factores no observados que afectan simultáneamente

a la elección de tenencia y al éxito escolar, y que estamos suponiendo normales bivariantes con varianzas unitarias y correlación ρ ($-1 < \rho < 1$).

Adviértase que para el modelo probit bivariante, la función de log-verosimilitud (4) se convierte en:

$$\text{Log } L = \sum_{i=1}^n \log \Phi_2(q_{Ti} \beta_T' X_{Ti}, q_i \beta' X_i, q_{Ti} q_i \rho) \quad (6)$$

donde $\rho = \rho_{T0} = \rho_{T1}$, que es la comúnmente utilizada para estimar por máxima verosimilitud este modelo (véase por ejemplo Greene (1999)).

Puesto que el modelo probit bivariante (5) es un caso particular del modelo switching probit (1), es posible contrastar la existencia o no de diferencias entre los resultados escolares de los hijos de propietarios e inquilinos empleando un test de razón de verosimilitudes, siempre que se considere la misma muestra y las mismas variables explicativas. El contraste correspondiente al test de razón de verosimilitudes plantea:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_{T0} = \rho_{T1} \text{ y } \beta_0 = \beta_1 \text{ (probit bivariante)} \\ H_1 : \rho_{T0} \neq \rho_{T1} \text{ o } \beta_0 \neq \beta_1 \text{ (switching probit)} \end{aligned} \quad (7)$$

En este caso, si \hat{L}_{BP} y \hat{L}_{SP} son los respectivos valores de log-verosimilitud máximos estimados, se sabe que, bajo H_0 :

$$-2(\hat{L}_{BP} - \hat{L}_{SP}) : \chi^2(k+1) \quad (8)$$

donde k es el número de variables en X .

En consecuencia, se deducirá que existen diferencias significativas en los resultados escolares de los hijos de propietarios e inquilinos si se rechaza el modelo probit bivariante (H_0) frente al switching probit (H_1), esto es, si el estadístico $-2(\hat{L}_{BP} - \hat{L}_{SP})$ excede el valor crítico apropiado.

4. DATOS Y VARIABLES UTILIZADOS

4.1. Base de datos y muestra

La base de datos empleada en este estudio es el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) (fuente: I.N.E.). Se utilizan los datos de corte transversal correspondientes a la serie ampliada del año 2.000 de la que se obtienen datos referidos a los hogares españoles así como a los individuos que los componen. La muestra considerada está constituida por los hijos, tanto carnales como adoptivos, de los responsables de las viviendas (en adelante cabezas de familia).

Dado que se emplean tres variables dependientes distintas para representar el éxito escolar, la muestra varía en un caso u otro. Para la variable dependiente ESBACHI¹ la muestra la componen los hijos de los cabezas de familia con edades comprendidas entre 18 y 25 años. El motivo por el que se incluyen estas edades y no otras está relacionado con la edad mínima de finalización de los estudios que, para el caso de esta variable (haber finalizado los estudios de bachillerato o FP I) es de 18 años. El extremo superior del intervalo se establece en los 25 años, con el objetivo de incluir una muestra suficientemente amplia para realizar el análisis, especialmente para el caso de los inquilinos, cuya participación en la muestra es reducida dados los altos niveles de vivienda en propiedad existentes en España.

Para las variables dependientes ESTUDC y ESTUDCL, la muestra incluye a los hijos con edades entre 21 y 30 años. En este caso, la edad de finalización de los estudios más temprana se sitúa en torno a 21 años. Al igual que para ESBACHI, se toma un intervalo que permita obtener una muestra adecuada.

Al seleccionar la muestra, no se incluye a los hijos de los cabezas de familia que disfrutan de una vivienda en régimen de tenencia por cesión gratuita, los cuales representan el 2,94% de la muestra de hijos entre 18 y 30 años. Asimismo, se excluyen aquellos individuos que

¹ Véase el siguiente apartado para una explicación de las variables relativas al éxito escolar consideradas.

presentan observaciones perdidas en cualquiera de las variables consideradas. En el Cuadro 1 se recogen los tamaños de muestra que finalmente manejamos.

CUADRO 1: Tamaño de las muestras de los hijos empleadas por régimen de tenencia

Muestra total: hijos entre 18-30 años	
Propietarios	5.537
Inquilinos	463
Total	6.000
Submuestra hijos entre 18-25 años	
Propietarios	4.041
Inquilinos	354
Total	4.395
Submuestra hijos entre 21-30 años	
Propietarios	4.094
Inquilinos	323
Total	4.417

4.2. Variables empleadas

En base a las especificaciones econométricas planteadas, los modelos cuentan con una variable dependiente binaria para la ecuación de tenencia y otra para la ecuación de éxito en los estudios. La variable dependiente para la ecuación de tenencia (**TENEN**) es el régimen de tenencia seleccionado por el cabeza de familia y toma valor 1 cuando es la propiedad y 0 cuando es el alquiler.

En cuanto a la ecuación de éxito en los estudios, se consideran tres variables dependientes binarias diferentes, todas ellas relacionadas con el mayor nivel de estudios terminados por parte de los hijos.

La primera de las variables seleccionadas es **ESBACHI**, que toma valor 1 cuando el mayor nivel de estudios completados por el hijo se corresponde con el primer grado de formación profesional o el segundo nivel de enseñanza secundaria (bachillerato superior, BUP o COU), tomando valor 0 en el resto de los casos.

La segunda variable empleada es **ESTUDC**, y adopta el valor 1 cuando el mayor nivel de estudios completados por el hijo se corresponde con el segundo grado de FP II o módulo de

FPIII o bien dispone de un título universitario de ciclo corto o estudios superiores equivalentes (reconocidos o no reconocidos), siendo 0 para el resto de los casos.

Finalmente, la tercera variable definida es **ESTUDCL**, que toma valor 1 cuando el nivel de estudios más alto completado por el hijo añade a los recogidos en **STUDC=1**, un título universitario de ciclo largo o equivalente y reconocido oficialmente (incluye doctorado y los estudios de postgrado que exijan licenciatura), tomando el valor 0 en el resto de los casos.

En el Cuadro 2 se recogen los estadísticos descriptivos para las variables dependientes consideradas, diferenciándose entre las dos muestras que se emplean: la de los hijos con edades entre 18 y 25 años y los hijos de entre 21 y 30 años.

CUADRO 2: Variables dependientes y estadísticos descriptivos

Muestra de hijos entre 18-30 años						
Variables	Total		Propietarios		Inquilinos	
	Media	Desviación Estándar	Media	Desviación Estándar	Media	Desviación Estándar
ESBACHI	0,694	0,461	0,706	0,456	0,551	0,498
ESTUDC	0,213	0,410	0,220	0,414	0,136	0,343
ESTUDCL	0,293	0,455	0,302	0,459	0,183	0,387
Nº observaciones = 6.000						
Muestra de hijos entre 18-25 años						
Variables	Total		Propietarios		Inquilinos	
	Media	Desviación Estándar	Media	Desviación Estándar	Media	Desviación Estándar
ESBACHI	0,686	0,464	0,699	0,459	0,545	0,499
Nº observaciones = 4.395						
Muestra de hijos entre 21-30 años						
Variables	Total		Propietarios		Inquilinos	
	Media	Desviación Estándar	Media	Desviación Estándar	Media	Desviación Estándar
ESTUDC	0,279	0,448	0,286	0,452	0,189	0,392
ESTUDCL	0,387	0,487	0,397	0,489	0,257	0,438
Nº observaciones = 4.417						

Una de las limitaciones metodológicas que se puede achacar al análisis que pretendemos desarrollar es que la variable de tenencia está siendo evaluada en el momento presente (año 2000), mientras que las tres variables propuestas para evaluar el éxito en los estudios de los hijos se refieren a estudios realizados en un período de tiempo anterior. Como consecuencia,

el régimen de tenencia en el que se desarrollan los estudios de los hijos no tiene que coincidir necesariamente con el régimen de tenencia actual.

Para conocer efectivamente si el régimen de tenencia en el que se llevan a cabo los estudios los hijos es el mismo que el empleado para realizar la estimación, se analizan los cambios de residencia realizados en los últimos seis años (incluido 2000) por parte de los hogares de los hijos seleccionados.

Tomando el total de la muestra de hijos entre 18 y 30 años, el 87,48% de los hogares no ha cambiado de vivienda en los últimos seis años. Diferenciando entre propietarios e inquilinos, del primer grupo, un 88,97% continúa en el mismo hogar a lo largo de los últimos seis años. Para el caso de los inquilinos, el porcentaje de hijos que no ha cambiado de residencia en los últimos seis años es del 69,76%. Por tanto se concluye que el régimen de tenencia actual es mayoritariamente el mismo que en el que se llevaron a cabo los estudios, especialmente para el caso de los propietarios.

CUADRO 3: Hijos entre 18-30 años que han cambiado de vivienda en los 6 últimos años (2000 incluido).

	No se han mudado en los 6 últimos años		Se han mudado en los 6 últimos años	
Inquilinos	323	69,76%	140	30,24%
Propietarios	4.926	88,97%	611	11,03%
Total	5.249	87,48%	751	12,52%

De cualquier forma, con el objetivo de robustecer los resultados, los modelos utilizados en este trabajo se estiman considerando toda la muestra indicada en el apartado anterior, y también excluyendo aquellos hogares que se han mudado a la vivienda actual en los últimos seis años. Los resultados obtenidos no difieren en líneas generales de un caso a otro, si bien es cierto que para la muestra que excluye a los que se han movido en los últimos seis años, la submuestra de los inquilinos se reduce en mayor medida, dificultando la convergencia a la hora de estimar los modelos por máxima verosimilitud, especialmente en el caso del switching probit. Los resultados para toda la muestra se presentan en el apartado 5 del trabajo,

mientras que los de la muestra que excluye a los que se han movido en los últimos seis años podrán ser facilitados bajo petición.

Además de las anteriores, se consideraron otras variables dependientes relativas al éxito escolar de los hijos en las que se diferenciaba, por una parte, haber finalizado estudios universitarios de ciclo corto o ciclo largo y por la otra, haber concluido estudios de formación profesional. Los resultados obtenidos no mostraron diferencias significativas con respecto a los derivados con las tres variables anteriores.

Para seleccionar las variables explicativas que deben incluirse en la ecuación del éxito en los estudios de los hijos, se toma como referencia los trabajos realizados por Green y White (1997), Aaronson (2000) o Haurin, Parcel y Haurin (2002) en los que se consideran variables como: la edad, sexo y raza del cabeza de familia, el nivel de educación de los padres, el nivel de ingresos del hogar, la composición de la familia, número de hijos en la familia, o si el cabeza de familia ha trabajado o no en los últimos años.

Para determinar las variables explicativas en la ecuación de tenencia, se emplea como referencia el trabajo de Barrios y Rodríguez (2005) en el que establecen como principales determinantes del régimen de tenencia de la vivienda en España variables socioeconómicas como: el nivel de renta permanente, índices de precios hedónicos de vivienda en propiedad y en alquiler por comunidades autónomas, la edad del cabeza de familia, su sexo, estado civil y nivel de estudios, así como el número de miembros de la familia.

En el Cuadro 4 se describen las variables explicativas empleadas, mientras que en el Cuadro 5 se recogen los estadísticos descriptivos de estas para la muestra de hijos con edades entre los 18 y 30 años.

CUADRO 4: Descripción de las variables explicativas

VARIABLES	DEFINICIÓN
Características del hijo:	
<i>SEXO</i>	Mujer=0 ; Varón=1.
Características del hogar:	
<i>OCUPADOS, OCUPADO2</i>	Número de miembros ocupados del hogar y su cuadrado.
<i>MIEMBROS</i>	Número de miembros del hogar.
<i>LNRP</i>	Renta permanente del hogar en logaritmo neperiano.
<i>AHORRO</i>	Hogar con capacidad de ahorrar=1; resto=0.
Año en que el hogar se muda a la vivienda actual:	
<i>MIGRA95</i>	El hogar se mudó a la vivienda actual después de 1995 (incluido)=1; resto=0.
<i>MIGRA90</i>	El hogar se mudó a la vivienda actual entre 1990 (incluido) y antes de 1995=1; resto=0.
<i>MIGRA85</i>	El hogar se mudó a la vivienda actual entre 1985 (incluido) y antes de 1990=1; resto=0.
<i>MIGRA80</i>	El hogar se mudó a la vivienda actual entre 1980 (incluido) y antes de 1985=1; resto=0.
<i>MIGRA79*</i>	El hogar se mudó a la vivienda antes de 1980=1; resto=0.
Características del cabeza de familia:	
<i>SEXOCF</i>	Cabeza de familia mujer=0; cabeza de familia varón=1.
<i>CASADO CF</i>	Cabeza de familia casado=1; resto=0.
Edad cabeza de familia:	
<i>EDADCF45*</i>	Cabeza de familia con 45 años o menos=1; resto=0.
<i>EDADCF55</i>	Cabeza de familia con 55 años o menos y más de 45 años=1; resto=0.
<i>EDADCF65</i>	Cabeza de familia con 65 años o menos y más de 55 años=1; resto=0.
<i>EDADCF66</i>	Cabeza de familia con 66 o más años=1; resto=0.
Estudios cabeza de familia:	
<i>STUDCCF1*</i>	Cabeza de familia analfabeto o sin estudios completos o con estudios primarios (EGB) o el nivel más alto de estudios completados es el primer nivel de enseñanza secundaria (bachillerato elemental y ESO)=1; resto=0.
<i>STUDCCF2</i>	Cabeza de familia con nivel de estudios más alto completado de FP I o el 2º nivel de enseñanza secundaria (bachillerato superior, BUP, COU)=1; resto=0.
<i>STUDCCF3</i>	Cabeza de familia con nivel de estudios más alto completado de FP II o módulo FP III, o bien un título universitario de ciclo corto y estudios equivalentes a superiores (reconocidos o no reconocidos)=1; resto=0.
<i>STUDCCF4</i>	Cabeza de familia con nivel de estudios más alto completado universitario de ciclo largo o equivalente y reconocido. Incluye doctorado y los estudios de postgrado que exijan licenciatura=1; resto=0
Otras características económicas:	
<i>LPRELAT</i>	Diferencia entre el índice de precios hedónicos de la vivienda en propiedad y en alquiler (ambos en logaritmos) para la CC.AA. de residencia.
CC.AA. según precios de la vivienda ¹ :	
<i>CCAA1*</i>	Comunidades con precios superiores a la media nacional (Balears, Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco)=1; resto=0.
<i>CCAA2</i>	Comunidades con precios entre el 80-100% de la media nacional (Aragón, Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla-León, Galicia, Rioja)=1; resto=0.
<i>CCAA3</i>	Comunidades con precios menores al 80% de la media nacional (Andalucía, Castilla-Mancha, C. Valenciana, Extremadura, Murcia)=1; resto=0.

* Variable de referencia

¹ Atendiendo al índice medio del precio de la vivienda nueva y usada elaborado por el Ministerio de Fomento.

**CUADRO 5: Estadísticos descriptivos de las variables explicativas
Muestra hijos de 18-30 años**

	Total		Propietarios		Inquilinos	
	Media	Desviación Estándar	Media	Desviación Estándar	Media	Desviación Estándar
SEXO	0,523	0,499	0,524	0,499	0,518	0,500
OCUPADOS	1,877	1,128	1,886	1,124	1,769	1,166
OCUPADO2	4,793	5,201	4,819	5,203	4,486	5,169
MIEMBROS	4,340	1,227	4,340	1,215	4,343	1,366
LNRP	10,075	0,475	10,088	0,473	9,922	0,483
AHORRO	0,461	0,498	0,476	0,499	0,274	0,447
MIGRA95	0,126	0,331	0,111	0,314	0,304	0,460
MIGRA90	0,092	0,290	0,090	0,286	0,121	0,327
MIGRA85	0,138	0,345	0,140	0,347	0,111	0,314
MIGRA80	0,172	0,377	0,177	0,382	0,108	0,311
MIGRA79	0,472	0,499	0,482	0,500	0,356	0,479
SEXOCF	0,813	0,389	0,825	0,379	0,683	0,465
CASADOCF	0,844	0,362	0,858	0,348	0,687	0,463
EDADCF45	0,103	0,304	0,097	0,296	0,176	0,381
EDADCF55	0,503	0,500	0,504	0,500	0,490	0,500
EDADCF65	0,313	0,464	0,316	0,465	0,281	0,450
EDADCF66	0,081	0,273	0,083	0,276	0,053	0,224
STUDCCF1	0,742	0,438	0,739	0,439	0,771	0,420
STUDCCF2	0,103	0,304	0,101	0,302	0,119	0,324
STUDCCF3	0,098	0,297	0,101	0,301	0,064	0,245
STUDCCF4	0,058	0,233	0,059	0,235	0,046	0,210
LPRELAT	0,494	0,388	0,490	0,389	0,536	0,368
CCAA1	0,264	0,441	0,266	0,442	0,242	0,429
CCAA2	0,360	0,480	0,354	0,478	0,432	0,496
CCAA3	0,376	0,484	0,380	0,485	0,326	0,469

El Panel de Hogares de la Unión Europea ofrece amplia información sobre las características socio-económicas del hogar y de los individuos que viven en ellos (cabezas de familia e hijos). Sin embargo, no están incluidas variables que pueden resultar relevantes en un estudio de este tipo, como el nivel de precios de la vivienda en sus diferentes regímenes de tenencia (propiedad y alquiler) o la renta permanente o a largo plazo del hogar.

Para solventar estas carencias, adoptamos en primer lugar un índice de precios hedónicos de la vivienda tomado del trabajo realizado por Barrios y Rodríguez (2005), en el que se construye para el año 1999 un indicador del precio de la vivienda por CC. AA. en España en las cuatro alternativas: en propiedad y en alquiler, tanto de vivienda unifamiliares como colectivas. Para el presente trabajo se seleccionan los correspondientes a la propiedad y alquiler de una vivienda colectiva por ser la más frecuente en la muestra. La variable precio

construida, expresada en logaritmos, es una aproximación de la valoración subjetiva que realizan los individuos sobre cada régimen de tenencia de vivienda, diferenciando entre comunidades autónomas, no correspondiéndose en ningún caso con los precios de mercado.

El Cuadro 6 muestra los índices de precios hedónicos considerados.

CUADRO 6: Índice de precios hedónicos (en logaritmo)

Comunidad Autónoma	Propiedad	Alquiler
ANDALUCÍA	13,095	12,552
ARAGÓN/RIOJA/NAVARRA	13,179	12,788
ASTURIAS	13,107	12,092
BALEARES	13,256	13,850
CANARIAS	13,420	12,355
CANTABRIA	13,355	13,259
CASTILLA Y LEÓN	13,097	12,401
CASTILLA LA MANCHA/EXTREMADURA	13,058	11,968
CATALUÑA	13,369	13,181
COMUNIDAD VALENCIANA/MURCIA	12,973	12,380
GALICIA	13,155	13,041
MADRID	13,573	13,382
PAIS VASCO	13,219	13,647

En segundo lugar, para incorporar la renta a largo plazo o permanente de los hogares en el modelo estudiado, se estima ésta para cada uno de los hogares correspondientes a la muestra ampliada del Panel de Hogares de la Unión Europea que no tienen observaciones perdidas en las variables consideradas, lo cual da un total de 14.709 hogares. Se calcula la renta permanente (en logaritmos), empleando para ello una regresión lineal, en la que la renta corriente, igualmente en logaritmo neperiano, es la variable dependiente. Como variables explicativas se emplean características socioeconómicas de los hogares así como del cabeza de familia. Como medida de la renta corriente se utilizan los ingresos totales netos anuales para el año 2000 (en logaritmo neperiano). Los resultados de la estimación se muestran en el Cuadro 7, siendo los t-ratios robustos a heteroscedasticidad (estadístico de White).

CUADRO 7: Estimación de la renta permanente del Hogar (LN)

Variable	Coficiente	Estadístico-t	Media
CONSTANTE	7,569	145,382	
EDADCF	0,032	20,711	55,689
EDADCF2	0,000	-16,999	3.379,229
STUDCCF2	0,185	16,176	0,117
STUDCCF3	0,257	21,779	0,108
STUDCCF4	0,434	27,219	0,063
SEGPRIV	0,143	11,181	0,096
FTEING2	0,268	7,932	0,363
FTEING3	0,141	4,021	0,109
FTEING4	0,224	6,755	0,493
FTEING5	0,043	0,827	0,019
VDASEC	0,184	18,504	0,168
AHORRO	0,140	18,492	0,433
FINMES	0,195	26,283	0,449
OCUPADOS	0,626	45,770	1,026
OCUPADO2	-0,079	-21,858	1,964

Nº observaciones: 14.709 R² Ajustado: 0,60828

Durbin-Watson: 1,9139

Las variables incluidas en la regresión y no comentadas en el Cuadro 4 son las siguientes:
LNING00: logaritmo neperiano de los ingresos totales netos del hogar para el año 2.000 expresado en euros (variable dependiente).

EDADCF, EDADCF2: edad y edad al cuadrado del cabeza de familia.

Las siguientes variables están codificadas con valor = 0 No dispone/No posee, 1= Sí dispone/Sí posee.

SEGPRIV: si el cabeza de familia dispone de cobertura de seguro privado.

FTEING2: cuando la principal fuente de ingresos del hogar proviene de pensiones contributivas y no contributivas, de subsidios (excepto del de desempleo) o prestaciones sociales.

FTEING3: cuando la principal fuente de ingresos del hogar proviene del trabajo por cuenta propia.

FTEING4: cuando la principal fuente de ingresos del hogar proviene del trabajo por cuenta ajena.

FTEING5: cuando la principal fuente de ingresos del hogar proviene de otros ingresos.

VDASEC: cuando el hogar dispone de vivienda secundaria.

FINMES: cuando el hogar percibe que llega a fin de mes con mucha facilidad, con facilidad, con cierta facilidad.

5. RESULTADOS

Los resultados de este estudio se obtienen de la aplicación del modelo econométrico switching probit y probit bivalente para las tres variables dependientes relativas al éxito escolar de los hijos: ESBACHI, ESTUDC y ESTUDCL, en sus muestras correspondientes. Todos los modelos estimados se ajustan bien a los datos según las medidas de ajuste derivadas de test chi cuadrado².

² Esto es, los test de ratio de verosimilitudes que enfrentan cada modelo frente a análogos con todos los coeficientes de las variables explicativas nulos salvo las constantes.

El test de razón de verosimilitudes permite comparar ambos modelos ya que el probit bivariante es un caso particular del switching probit cuando $\rho_{T0} = \rho_{T1}$ y $\beta_0 = \beta_1$. Por tanto, empleando el test de razón de verosimilitudes es posible seleccionar uno de los modelos anteriores como el más adecuado para reflejar la relación entre el régimen de tenencia de la vivienda principal y el éxito escolar de los hijos.

En el Cuadro 7 se muestran los resultados obtenidos para el test de razón de verosimilitudes. Cabe destacar en primer lugar que no existen evidencias significativas que permitan rechazar la hipótesis nula del modelo probit bivariante y por lo tanto, debe aceptarse la hipótesis de que no existen diferencias significativas entre el éxito en los estudios de los hijos de los propietarios e inquilinos. No obstante, obsérvese que a medida que aumentamos el nivel de estudios terminados, el valor en probabilidad del estadístico de razón de verosimilitudes disminuye hasta acercarse a un nivel de significatividad cercano al 10%. De cualquier manera, a niveles convencionales de significatividad del 5-1% no podemos rechazar los correspondientes modelos probit bivariantes.

CUADRO 8: Resultados del test de razón de verosimilitudes
H₀: Probit bivariante , H₁: Switching probit

Variables dependientes	Razón de verosimilitudes: $-2(\hat{L}_{BP} - \hat{L}_{SP})$	Valores en probabilidad*
ESBACHI	18,310	0,369
ESTUDC	23,902	0,122
ESTUDCL	24,572	0,105

* Según una $\chi^2(17)$

Consecuentemente, del test de razón de verosimilitudes se deduce que no es posible rechazar la hipótesis de que el efecto de la forma de tenencia de la vivienda habitual sobre el éxito escolar de los hijos sea nulo ($\Delta_i = 0$). Por lo tanto, aceptando la hipótesis nula, obviaremos en lo que sigue el estudio de la distribución aleatoria del efecto del tratamiento.

A continuación, en los Cuadros del 9 al 14 recogemos los resultados obtenidos en los modelos probit bivariantes y switching probit para cada una de las variables relativas al éxito escolar de los hijos consideradas. Puesto que rechazamos el modelo switching probit frente al

probit bivariante en cada caso, comentaremos únicamente los resultados derivados de los modelos probit bivariantes estimados.

**CUADRO 9: Resultados probit bivariante (ESBACHI)
Muestra hijos 18-25 años**

	Tenencia		Éxito Escolar	
	Coefficiente	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-t
CONSTANTE	-0,099	-0,124	0,105	0,216
EDADCF55	0,244	2,911	0,343	5,423
EDADCF65	0,284	2,969	0,360	4,879
EDADCF66	0,625	3,410	0,211	1,734
SEXOCF	-0,124	-1,097	-0,136	-1,650
CASADOCF	0,610	5,247	0,369	4,053
STUDCCF2	-0,032	-0,327	0,523	7,310
STUDCCF3	0,211	1,773	1,067	11,761
STUDCCF4	-0,039	-0,280	1,209	9,566
LNRP	0,075	0,917	0,052	1,011
LPRELAT	-0,195	-1,922		
CCAA2	-0,062	-0,665		
CCAA3	0,134	1,376		
AHORRO	0,450	5,928		
SEXO			-0,384	-8,996
MIEMBROS			-0,129	-6,818
MIGRA95			-0,204	-3,036
MIGRA90			-0,133	-1,741
MIGRA85			-0,071	-1,090
MIGRA80			-0,065	-1,076
ρ	0,135	3,368		
Log-verosimilitud = -3.484,673				

En primer lugar, debemos observar que tanto un test de ratio de verosimilitudes como el estadístico t rechazan significativamente que el coeficiente de correlación (ρ) estimado por los tres modelos probit bivariantes sea nulo. En consecuencia, se corrobora la existencia de un problema de selección en inobservables en el estudio conjunto de tenencia de vivienda y resultados escolares de los hijos. Además, aquellos individuos con características no observadas que incrementan la probabilidad de que el cabeza de familia disponga de la vivienda habitual en propiedad, también poseen una probabilidad de éxito escolar ligeramente mayor.

CUADRO 10: Resultados Switching Probit (ESBACHI)
Muestra hijos 18-25 años

	Tenencia		Éxito Escolar			
			Propietarios		Inquilinos	
	Coefficiente	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-t
CONSTANTE	0,044	0,055	0,340	0,528	0,933	0,541
EDADCF55	0,250	2,951	0,292	4,021	0,578	2,387
EDADCF65	0,285	2,930	0,328	3,943	0,271	0,962
EDADCF66	0,634	3,399	0,118	0,866	1,014	1,235
SEXOCF	-0,108	-0,922	0,316	2,553	0,088	0,267
CASADOCF	0,600	4,980	-0,151	-1,732	0,067	0,265
STUDCCF2	-0,030	-0,303	0,475	6,356	1,025	3,950
STUDCCF3	0,204	1,691	1,066	10,879	0,780	2,404
STUDCCF4	-0,045	-0,317	1,210	9,136	1,221	2,637
LNRP	0,060	0,720	0,042	0,701	-0,113	-0,576
LPRELAT	-0,224	-2,127				
CCAA2	-0,020	-0,208				
CCAA3	0,118	1,191				
AHORRO	0,469	6,131				
SEXO			-0,387	-8,602	-0,313	-2,045
MIEMBROS			-0,533	-6,240	-0,146	-2,289
MIGRA95			-0,201	-2,736	-0,271	-1,327
MIGRA90			0,106	-1,304	-0,444	-1,785
MIGRA85			-0,049	-0,740	-0,342	-1,325
MIGRA80			-0,068	-1,108	0,127	0,436
ρ_{T0}	-0,329	-0,857				
ρ_{T1}	-0,137	-0,328				
Log-verosimilitud = -3.475,518						

En cuanto a la elección de forma de tenencia de la vivienda habitual, de la estimación del modelo probit bivalente para las tres variables dependientes se deducen conclusiones similares a Barrios y Rodríguez (2005), por lo que comentaremos brevemente estos resultados para centrarnos en las ecuaciones de éxito escolar. La edad del cabeza de familia, la renta permanente del hogar y los precios de la vivienda son tres de los factores más relevantes a la hora de determinar la probabilidad de poseer una vivienda en propiedad. Si el cabeza de familia está casado o tiene capacidad de ahorro, o su hogar se ubica en comunidades autónomas cuyos precios están por debajo del 80% de la media nacional (Andalucía, Castilla La Mancha, Comunidad Valenciana, Extremadura y Murcia), existe mayor probabilidad de disponer de una vivienda en propiedad.

En lo que se refiere al éxito escolar, no poder rechazar la hipótesis nula del probit bivariente implica aceptar que no existe evidencia empírica que apoye la existencia de diferencias significativas entre el éxito escolar de los hijos de los propietarios e inquilinos.

**CUADRO 11: Resultados probit bivariente (ESTUDC)
Muestra hijos 21-30 años**

	Tenencia		Éxito Escolar	
	Coefficiente	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-t
CONSTANTE	-1,241	-1,602	-3,906	-6,819
EDADCF55	0,222	1,737	0,176	1,582
EDADCF65	0,270	2,070	0,241	2,114
EDADCF66	0,523	3,316	0,247	1,941
CASADOCF	-0,017	-0,147	0,348	4,128
SEXOCF	0,459	3,924	-0,102	-1,355
STUDCCF2	-0,125	-1,198	0,000	0,001
STUDCCF3	0,187	1,463	0,210	2,926
STUDCCF4	-0,200	-1,390	-0,160	-1,659
LNRP	0,194	2,465	0,283	5,390
LPRELAT	-0,185	-1,788		
CCAA2	0,026	0,293		
CCAA3	0,306	3,096		
AHORRO	0,316	4,194		
SEXO			-0,237	-5,684
MIEMBROS			-0,053	-2,950
MIGRA95			-0,024	-0,340
MIGRA90			-0,121	-1,502
MIGRA85			-0,013	-0,193
MIGRA80			-0,095	-1,519
ρ	0,107	2,555		
Log-verosimilitud = -3.528,438				

Por tanto, aunque la tenencia no constituye una variable determinante de los resultados escolares de los hijos, sí lo son sin embargo, variables demográficas referentes al cabeza de familia como su edad o su nivel de estudios completados. En los tres casos, un cabeza de familia mayor o con un mayor nivel de estudios aumenta significativamente la probabilidad de que sus hijos tengan mejores resultados escolares.

Al mismo tiempo, es mayor la probabilidad de éxito escolar para los hijos de los cabezas de familia casados o para aquellos en hogares con un menor número de miembros. También, los resultados obtenidos muestran cómo el sexo de los hijos es un determinante significativo de los resultados en los estudios, teniendo las mujeres mayor probabilidad de éxito que los

hombres. Estas relaciones, se demuestran para las tres variables dependientes empleadas en el estudio.

**CUADRO 12: Resultados Switching Probit (ESTUDC)
Muestra hijos 21-30 años**

	Tenencia		Éxito Escolar			
			Propietarios		Inquilinos	
	Coefficiente	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-t
CONSTANTE	-1,292	-1,641	-3,839	-7,364	-1,551	-0,677
EDADCF55	0,231	1,800	0,165	1,470	0,286	0,697
EDADCF65	0,287	2,173	0,222	1,930	0,348	0,775
EDADCF66	0,540	3,399	0,238	1,846	0,640	1,109
SEXOCF	-0,029	-0,234	-0,103	-1,361	0,120	0,236
CASADOCF	0,471	3,704	0,384	4,536	-0,215	-0,394
STUDCCF2	-0,120	-1,130	-0,032	-0,425	0,269	0,946
STUDCCF3	0,202	1,607	0,231	3,205	-0,800	-1,486
STUDCCF4	-0,184	-1,276	-0,219	-2,260	0,566	1,492
LNRP	0,196	2,444	0,312	5,813	-0,028	-0,110
LPRELAT	-0,178	-1,725				
CCAA2	0,043	0,484				
CCAA3	0,319	3,248				
AHORRO	0,318	4,198				
SEXO			-0,244	-5,868	-0,015	-0,093
MIEMBROS			-0,057	-3,003	0,005	0,071
MIGRA95			0,029	0,409	-0,313	-1,450
MIGRA90			-0,095	-1,176	-0,377	-1,276
MIGRA85			0,012	0,186	-0,527	-1,634
MIGRA80			-0,085	-1,374	-0,075	-0,244
ρ_{T0}	-1,097	-0,944				
ρ_{T1}	6,352	0,153				
Log-verosimilitud = -3.506,487						

Tanto para ESBACHI como para ESTUDCL, el patrón de movilidad que ha tenido el hogar en el pasado muestra una cierta influencia. Concretamente, el hecho de que el hogar se haya mudado a la vivienda actual en los últimos 6 años es un factor negativo en los resultados escolares para la enseñanza secundaria (ESBACHI). Asimismo, un cambio residencial entre 1990 (incluido) y 1995 disminuye ligeramente la probabilidad de éxito en los estudios superiores (ESTUDCL).

**CUADRO 13: Resultados probit bivariante (ESTUDCL)
Muestra hijos 21-30 años**

	Tenencia		Exito Escolar	
	Coeficiente	Estadístico-t	Coeficiente	Estadístico-t
CONSTANTE	-1,262	-1,631	-4,515	-9,197
EDADCF55	0,223	1,731	0,278	2,639
EDADCF65	0,274	2,092	0,465	4,334
EDADCF66	0,523	3,306	0,546	4,545
CASADOCF	0,462	3,966	0,397	4,910
SEXOCF	-0,022	-0,189	-0,202	-2,746
STUDCCF2	-0,123	-1,187	0,206	2,906
STUDCCF3	0,182	1,444	0,417	5,912
STUDCCF4	-0,194	-1,360	0,326	3,483
LNRP	0,196	2,492	0,423	8,364
LPRELAT	-0,179	-1,731		
CCAA2	0,028	0,320		
CCAA3	0,304	3,064		
AHORRO	0,313	4,155		
SEXO			-0,428	-10,572
MIEMBROS			-0,095	-5,180
MIGRA95			-0,051	-0,754
MIGRA90			-0,170	-2,228
MIGRA85			-0,057	-0,907
MIGRA80			-0,088	-1,455
ρ	0,129	3,258		
Log-verosimilitud = -3.716,522				

En el caso de ESTUDCL, el sexo del cabeza de familia es otro de los factores influyentes en sus resultados que reflejan cómo, cuando el cabeza de familia es una mujer, la probabilidad de éxito en los estudios para los universitarios es mayor.

Además de las variables sociales y demográficas anteriores, también existen variables económicas significativas en la determinación del éxito escolar en los universitarios. Concretamente, el nivel de renta permanente del hogar, de tal manera que, mayores niveles de renta permanente se asocian con mayor probabilidad de éxito sólo en el caso de los dos niveles de estudios superiores (ESTUDC y ESTUDCL).

**CUADRO 14: Resultados Switching Probit (ESTUDCL)
(Muestra hijos 21-30 años)**

	Tenencia		Exito Escolar			
			Propietarios		Inquilinos	
	Coefficiente	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-t	Coefficiente	Estadístico-t
CONSTANTE	-1,342	-1,702	-4,670	-7,719	-2,602	-1,288
EDADCF55	0,240	1,869	0,245	2,195	0,417	1,149
EDADCF65	0,293	2,222	0,442	3,890	0,359	0,931
EDADCF66	0,545	3,442	0,510	3,864	0,679	1,348
SEXOCF	-0,024	-0,206	0,442	4,774	-0,556	-1,666
CASADOCF	0,463	3,867	-0,240	-3,162	0,395	1,179
STUDCCF2	-0,119	-1,122	0,190	2,454	0,453	2,051
STUDCCF3	0,179	1,414	0,422	5,813	0,063	0,233
STUDCCF4	-0,186	-1,278	0,291	2,879	0,738	2,273
LNRP	1,983	2,468	4,409	7,956	0,679	0,321
LPRELAT	-0,187	-1,823				
CCAA2	0,099	1,116				
CCAA3	0,343	3,510				
AHORRO	0,324	4,267				
SEXO			-0,447	-10,164	-0,074	-0,571
MIEMBROS			-0,099	-5,099	-0,018	-0,317
MIGRA95			-0,015	-0,212	-0,197	-1,177
MIGRA90			-0,146	-1,821	-0,381	-1,612
MIGRA85			-0,036	-0,563	-0,412	-1,571
MIGRA80			-0,078	-1,270	-0,108	-0,456
ρ_{T0}	-1,793	-1,705				
ρ_{T1}	0,628	0,534				
Log-verosimilitud = -3.704,236						

6. CONCLUSIONES

De la aplicación del test de razón de verosimilitudes entre los modelos probit bivalente y switching probit se deduce que no existen evidencias suficientes que soporten la hipótesis de que los hijos de los propietarios y los inquilinos presentan diferencias en términos de éxito escolar. Por tanto, podemos concluir que el modelo probit bivalente parece ser el más adecuado para explicar en España la relación entre el régimen de tenencia de la vivienda principal y los resultados escolares de los hijos.

Los resultados referentes a la elección del régimen de tenencia son similares a los obtenidos en Barrios y Rodríguez (2005). La edad del cabeza de familia, la renta permanente y los precios de la vivienda se revelan como factores determinantes en la decisión de tenencia. Asimismo, en términos generales, estar casado, residir en comunidades autónomas para las

que el precio de la vivienda es un 80% inferior a la media nacional, o tener capacidad de ahorro , aumentan la probabilidad de disponer de la vivienda principal en propiedad.

En lo que se refiere a los determinantes de los resultados escolares de los hijos y, tal y como ya se ha especificado con anterioridad, la principal conclusión obtenida en este estudio es que el régimen de tenencia no puede ser incluido entre esos factores.

A la hora de establecer conclusiones sobre los factores determinantes del éxito escolar, se distingue entre las variables dependientes ESBACHI (haber finalizado el primer nivel de formación profesional o el segundo nivel de enseñanza general), ESTUDC (haber concluido el segundo nivel de formación profesional o una carrera universitaria de ciclo corto) y ESTUDCL (haber terminado segundo nivel de formación profesional o una carrera universitaria de ciclo corto o largo, incluyendo doctorado).

El primero de ellos se refiere a la edad y al nivel de estudios completados del cabeza de familia. Esta relación puede establecerse por dos vías. En primer lugar, que el cabeza de familia tenga más edad puede implicar mayor experiencia. Al mismo tiempo, disponer de un mayor nivel de estudios completados puede suponer un apoyo directo sobre las labores escolares de los hijos, favoreciendo mejores resultados. En segundo lugar y especialmente para los niveles de estudios más altos, un mayor nivel de estudios completados por parte del cabeza de familia puede actuar como incentivo para que los hijos imiten su comportamiento y completen también niveles de educación superiores.

Por otra parte, también es superior la probabilidad de éxito escolar para los hijos de los cabezas de familia que están casados, disminuyendo para los cabezas de familia solteros, separados, divorciados y viudos. Estos resultados pueden relacionarse con el hecho de que, en principio, el ambiente para los hijos es más estable bajo el matrimonio que bajo otra situación, y por tanto, favorece mejores resultados escolares.

El número de miembros de la familia es otro de los determinantes comunes para todos los tipos de éxito. En la medida en que un mayor número de miembros de la familia suponga

disminuir la renta per cápita del hogar o acotar el espacio disponible para los hijos empeorando su situación en la vivienda, esto puede generar mayores niveles de estrés y ansiedad a los que se asocian peores resultados escolares, en la línea de lo aportado por Haurin, Parcel y Haurin (2002). Por lo tanto, a medida que aumenta el número de miembros de la familia, se reduce la probabilidad de obtener resultados escolares favorables.

En cuanto al sexo de los hijos, es superior la probabilidad de éxito en los estudios para las hijas. Esta relación puede establecerse en el siguiente sentido. La incorporación de la mujer al mercado de trabajo ha sido progresiva y ha supuesto la reestructuración y replanteamiento de algunos de los regímenes laborales establecidos hasta el momento. Aún así, las dificultades vinculadas a dicha incorporación aún existen y pueden ser percibidas por las hijas, y como consecuencia, estas pueden incrementar su esfuerzo y su dedicación para la consecución de resultados escolares favorables, aumentando por tanto su probabilidad de éxito.

Además de los factores anteriores, el hecho de que el hogar se haya mudado a la vivienda actual a lo largo de los últimos 11 años (2000 incluido) es otro de los factores influyentes en el éxito escolar para el caso de ESBACHI y ESTUDCL. Esta variable puede ser entendida como una aproximación a la movilidad del hogar y como consecuencia, es posible asociarle los efectos negativos sobre los resultados escolares vinculados a ella. El hecho de que esta variable afecte a los resultados escolares para ESBACHI en los últimos 6 años, y para ESTUDCL con un retardo de 6-11 años, puede estar relacionado con que el cambio de domicilio se produce a lo largo de un abanico de edades tempranas para los hijos en las que las relaciones sociales son fundamentales para su estabilidad emocional y por tanto, para éxito escolar.

Finalmente, para el caso niveles de estudios superiores (ESTUDC y ESTUDCL), existen otras dos variables que se relacionan de manera significativa con los resultados escolares. En primer lugar, el sexo del cabeza de familia es la primera de ellas, de tal manera que, cuando el cabeza de familia es una mujer, la probabilidad de éxito según ESTUDCL aumenta. La

relación entre ambas variables puede estar relacionada con que, cuando el cabeza de familia es una mujer, la implicación en la educación de los hijos puede ser mayor, tanto para el caso de las mujeres no incorporadas al mercado de trabajo, como para las que, precisamente por haberse incorporado, incentivan a los hijos a la consecución de mayores niveles de educación para su posterior participación en el mercado laboral.

Por otra parte, la variable renta es uno de los determinantes del éxito escolar en los dos niveles de educación superiores, de tal manera que, mayores niveles de renta incrementan la probabilidad de completar estos niveles. Esta relación puede deberse a que, para los hogares en los que el nivel de renta es superior, el coste de oportunidad de que los hijos completen estudios superiores a la enseñanza secundaria es menor, ya que la incorporación al mercado de trabajo para obtener una renta adicional disminuye cuando aumenta el nivel de renta.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aakvik, A., Heckman, J. J. y Vytlačil, E. J. (2005): “Estimating treatment effects for discrete outcomes when responses to treatment vary: an application to Norwegian vocational rehabilitation programs”, *Journal of Econometrics*, 125, pp. 15-51.
- Aaronson, D. (2000): “A note on the benefits of homeownership”, *Journal of Urban Economics*, 47, pp. 356-369.
- Álvarez-Llorente, G. (2002): “Decisiones de fecundidad y participación laboral de la mujer en España”, *Investigaciones Económicas*, XXVI (1), pp. 187-218.
- Angrist, J. D. (2004): “Treatment effect heterogeneity in theory and practice”, *The Economic Journal*, 114, pp. 52-83.
- Barrios, J. A. y Rodríguez, J. E. (2005): “Un modelo logit multinomial mixto de tenencia de vivienda”, *Revista de Economía Aplicada*, XIII (38), pp. 5-27.
- Boehm, T. P. y Schlottmann, A. M. (1999): “Does home ownership by parents have an economic impact on their children?”, *Journal of Housing Economics*, 8, pp. 217-232.

- Carrasco, R. (2001): “Binary choice with binary endogenous regressors in panel data: estimating the effect of fertility on female labor participation”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 19 (4), pp. 385-394.
- Coleman, J. S. (1988): “Social capital in the creation of human capital”, *American Journal of Sociology*, 94, pp. 95-120.
- Currie, J. y Yelowitz, A. (2000): “Are public housing projects good for kids?”, *Journal of Public Economics*, 75, pp. 99-124
- Dietz, R. D., y Haurin, D. R. (2003): “The social and private micro-level consequences of homeownership”, *Journal of Urban Economics*, 54, pp. 401-450.
- Dipasquale, D. y Glaeser, E. L. (1999): “Incentives and social capital: are homeowners better citizens?”, *Journal of Urban Economics*, 45 (2), pp. 354-384.
- Dubin, J. A. y Rivers, D. (1989): “Selection bias in linear regression, logit and probit models”, *Sociological Methods and Research*, 18 (2-3), pp. 360-390.
- García Montalvo, J. (2003): “La vivienda en España: desgravaciones, burbujas y otras historias”, *Perspectivas del Sistema Financiero*, nº 78, págs.1-43.
- Green, R. K. y White, M. J. (1997): “Measuring the benefits of homeownership: efectos on children”, *Journal of Urban Economics*, 41, pp. 441-461.
- Greene, W. H. (1999): “*Análisis Económico*”, 3ª Ed., Prentice-Hall, Madrid.
- Harkness, J. y Newman, P. (2003): “Differential effects of homeownership on children from higher- and lower-income families”, *Journal of Housing Research*, 14 (1), pp. 1-19.
- Haurin, D. R., Parcel, T. L. y Haurin, R. J. (2002): “Does homeownership affect child outcomes”, *Real Estate Economics*, 30 (4), pp. 635-666.
- Heckman, J. J., Lalonde, R. y Smith, J. (1999): “The Economics and Econometrics of training programs”, en Ashenfelter, O. y Card, D. (Eds.): “*Handbook of Labor Economics*”, Vol. III, North-Holland, Amsterdam.

O'Higgins, N. (1994): "YTS, employment, and sample selection bias", *Oxford Economic Papers*, 46, pp. 605-628.

Rossi, P. H. y Weber, E. (1996): "The social benefits of homeownership: empirical evidence from national surveys", *Housing Policy Debate*, 7 (1), pp. 1-36.