



Estudios de Economía Aplicada

ISSN: 1133-3197

secretaria.tecnica@revista-eea.net

Asociación Internacional de Economía  
Aplicada  
España

BARRIOS GARCÍA, JAVIER A.; MORALES GONZÁLEZ, BELÉN  
Forma de tenencia de la vivienda y nivel educativo de los hijos en España: Evidencia  
microeconométrica  
Estudios de Economía Aplicada, vol. 27, núm. 1, abril, 2009, pp. 1-29  
Asociación Internacional de Economía Aplicada  
Valladolid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30117097017>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica  
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## Forma de tenencia de la vivienda y nivel educativo de los hijos en España: Evidencia microeconométrica

JAVIER A. BARRIOS GARCÍA y BELÉN MORALES GONZÁLEZ

*Departamento de Economía Aplicada*

*UNIVERSIDAD DE LA LAGUNA*

e-mail: jabarrio@ull.es

### RESUMEN

En este trabajo se estudia para el ámbito español el impacto que podría tener la forma de tenencia de la vivienda principal en propiedad o en alquiler sobre distintas variables indicativas del nivel educativo alcanzado por los hijos. Con este objetivo, analizamos desde el punto de vista de la literatura de efectos de un tratamiento a nivel microeconómico los datos proporcionados para el año 2000 por el Panel de Hogares de la Unión Europea. Concluimos que no existe evidencia empírica que soporte la hipótesis de que los hijos de los propietarios y de los inquilinos presentan diferencias en términos de nivel de estudios completados.

*Palabras clave:* Régimen de tenencia de la vivienda; educación; emparejamiento; probit bivalente; switching probit.

### Housing Tenure Mode and Educational Attainment of Children in Spain: Microeconometric Evidence

### ABSTRACT

In this paper, we study the impact that might be derived from the main housing tenure modes between homeownership or renting in Spain on several outcomes that indicate the educational attainment of children. With this objective, we analyze, from the point of view of the treatment effect literature at a microeconomic level, the data from the European Union Household Panel during 2000. We conclude that there is not any empirical evidence supporting the hypothesis that the children from owners and renters do show any difference in terms of educational attainment.

*Keywords:* Housing Tenure Choice; Education; Matching; Bivariate Probit; Switching Probit.

Clasificación JEL: C25, I12, R21.

---

Artículo recibido en abril de 2008 y aceptado en noviembre de 2008.

Artículo disponible en versión electrónica en la página [www.revista-eea.net](http://www.revista-eea.net), ref. 27106.

## 1. INTRODUCCIÓN

Dejando atrás una tradición de intervención pública en el mercado de la vivienda centrada fundamentalmente en el fomento de la vivienda en propiedad, en los últimos años el gobierno español se plantea como objetivo simultáneo la dinamización del mercado de alquiler, impulsando para ello una batería de medidas que van desde la creación de la Sociedad Pública de Alquiler hasta diferentes incentivos fiscales para propietarios y sociedades que pongan sus viviendas en arrendamiento. En palabras de la Ministra de la Vivienda (discurso en el Foro de la Nueva Economía, 21/06/2007): *“el Gobierno considera el fomento del alquiler no sólo como una política pública sino también como una prioridad para nuestra economía. La promoción del alquiler, tanto privado como protegido, es clave para facilitar la movilidad laboral y para contribuir a la mejora de la productividad y al aumento del empleo”*.

Sin embargo, en contraste con la clarividencia política, en el ámbito español las investigaciones académicas en materia de política de vivienda se han centrado hasta el momento básicamente en cuantificar el impacto de las disposiciones fiscales vigentes sobre la elección entre formas de tenencia (propiedad vs alquiler) y sobre la demanda de vivienda, así como sobre el precio y el stock derivado de capital residencial, con sus consiguientes connotaciones en términos de eficiencia y equidad (González-Páramo y Onrubia, 1992; Onrubia y Sanz, 1999; López García, 2001; Sánchez, 2002; Rodríguez y Barrios, 2007; Barrios y Rodríguez, 2008). Por el contrario, ningún esfuerzo investigador se ha dirigido a evaluar los efectos generados por la política de vivienda a lo largo de sus múltiples dimensiones colaterales, particularmente en lo que se refiere a las consecuencias económicas y sociales derivadas de la distorsión inducida en la toma de decisiones de los ciudadanos en torno a la forma de tenencia de la vivienda habitual.

Estos “efectos colaterales” originados por el disfrute de la vivienda habitual en propiedad o en alquiler, fundamentalmente, podrían incluir alteraciones en el comportamiento económico de los hogares (cartera de inversiones, perfil de ahorro, acumulación de riqueza, oferta de trabajo), el impacto en su movilidad y sus implicaciones en el mercado de trabajo, en el mantenimiento y mejora de las viviendas con sus consiguientes efectos sobre las vecindades y las ciudades, e incluso desde una perspectiva multidisciplinar, los posibles efectos sobre el capital social acumulado, en la actividad social o política, en la salud de los residentes o sus repercusiones especialmente para la tercera edad, así como los efectos en potencia sobre los hijos (Dietz y Haurin, 2003).

Precisamente, el objetivo de este trabajo se centra en este último aspecto: 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 nivel de estudios alcanzado por sus hijos. Las cuatro alternativas que se contemplan incluyen: haber completado el nivel de enseñanza obli-

gatorio (EGB o ESO); el bachiller o FP II o un módulo de FP III; un título universitario de ciclo corto; o bien, un título universitario de ciclo largo.

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

Además, en comparación con el principal antecedente, el trabajo de Green y White (1997), en éste se incluyen un buen número de variables observadas influyentes, tanto en la decisión de tenencia como en el nivel educativo alcanzado por los hijos. Así, 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 una estrategia de identificación del posible impacto de la forma de tenencia de la vivienda principal sobre el nivel de estudios alcanzado por los hijos derivada de la literatura de “efecto de un tratamiento” (Heckman *et al.*, 1999; Angrist, 2004; Aakvik *et al.*, 2005). Esta estrategia de identificación se basará, tanto en la aplicación de métodos semi-paramétricos como el emparejamiento en la probabilidad de tratamiento (propensity score matching), como en el empleo de modelos paramétricos de variable discreta (probit bivariante, probit bivariante con variable endógena o el switching probit).

El análisis de los resultados obtenidos por cada uno de los métodos utilizados nos permitirá establecer como conclusión que no existe evidencia empírica que soporte la hipótesis de que los hijos de los propietarios y de los inquilinos presentan diferencias en términos de nivel de estudios completados.

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. En el tercero se detallan los datos y las variables consideradas. A continuación, se plantea la estrategia que seguiremos para identificar el posible efecto de la forma de tenencia de la vivienda habitual sobre el nivel de estudios alcanzado por los hijos. En el apartado quinto se exponen los resultados obtenidos, mientras que el sexto resume las conclusiones derivadas del estudio. Finalizamos con un apéndice en el que se describe la muestra y las variables utilizadas.

## 2. ANTECEDENTES Y CONSIDERACIONES TEÓRICAS

Si atendemos a la amplia literatura económica y multidisciplinar que se centra en el análisis de los factores que intervienen en el nivel educativo alcanzado, podríamos sintetizar a grosso modo los determinantes de éste en cuatro grupos: caracte-

rísticas innatas del individuo, de la familia en la que se desarrolla, del vecindario donde reside, así como de los centros educativos en los que se desenvuelve su aprendizaje (véase la revisión de Haveman y Wolfe, 1995, o la más reciente efectuada en McIntosh y Munk, 2007).

Efectivamente, desde los modelos seminales de Leibowitz (1974) o Becker y Tomes (1986), un vasto número de investigaciones empíricas se han encargado de corroborar la importancia de considerar explícitamente las características socio-económicas del hogar en que se desarrolla el individuo, tanto relativas a capital humano (típicamente medidas mediante el nivel educativo de los padres o de los hermanos), como al capital no humano (nivel de renta, fuentes de renta, etc.), a la estructura familiar (número de hermanos, estado civil del cabeza de familia, familia monoparental, etc.), a la movilidad geográfica, e incluso a la religión, a las prácticas de los padres relacionadas con el aprendizaje, o a la presencia de fuentes de información en el hogar (lecturas, internet, etc.).

Adicionalmente, Leibowitz (1974) ya apunta la importancia de incluir indicadores de las habilidades innatas del individuo, como por ejemplo puntuaciones en exámenes, situación de enfermedad, nivel de autoestima o similares (Flouri, 2006). No obstante, en los trabajos aplicados esta labor suele ser complicada debido sobre todo a las características de las fuentes de datos que se manejan habitualmente en la literatura.

Por otra parte, también suele entrañar dificultades la contrastación de los posibles efectos generados tanto por las características del vecindario de residencia (servicios disponibles, nivel de renta, problemas de criminalidad, droga, etc.), como por el entorno educativo (público o privado, tamaño de la clase, calificaciones medias, etc.). El origen de este problema reside en que ambos escenarios son probablemente dependientes de los recursos económicos del hogar, siendo difícil separar la influencia de aquéllos del efecto generado por la situación socioeconómica del hogar (Haveman y Wolfe, 1995).

En ningún caso dentro de la extensa literatura cuyo objetivo principal es analizar el nivel educativo alcanzado, encontramos la forma de tenencia de la vivienda habitual como factor explicativo. Para hallar los primeros antecedentes en este sentido tenemos que acudir a la literatura económica que, fundamentalmente a partir del último decenio del siglo XX y comienzos del presente, se dedica al estudio de los efectos económicos y sociales asociados al régimen de tenencia de la vivienda familiar.

En esta línea, Rossi y Weber (1996) y, posteriormente, Dietz y Haurin (2003), realizan una revisión de los diferentes efectos microeconómicos generados por el régimen de tenencia de la vivienda abordados en la literatura científica. Distinguiendo entre aquellos que se producen antes de la adquisición de la vivienda y los que se originan posteriormente analizan, por ejemplo, cómo la decisión de 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 el nivel de inversión en el vecindario y, por tanto, en las características de éste; o sobre variables demográficas como la decisión de fecundidad o la movilidad, sobre el mercado de trabajo, e incluso sobre la salud de los residentes o su grado de satisfacción personal y de socialización, así como en los resultados escolares y niveles salariales de los hijos.

Es precisamente en este contexto donde se enmarca la motivación de este trabajo, que no es otra que responder a la siguiente pregunta: ¿influye la forma de tenencia de la vivienda, fundamentalmente en alquiler o en propiedad, sobre el nivel de estudios completado por 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 forma de tenencia de la vivienda habitual 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 ésta 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, 1999), 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 vivienda en propiedad con los resultados escolares. Aaronson (2000) hace referencia a como 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 *et al.* (2002) abundan en los anteriores argumentos, señalando que la vivienda en propiedad puede aumentar 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 como, 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. VARIABLES Y DATOS UTILIZADOS

#### 3.1. Variables dependientes

Denotaremos por *TENEN* a la variable binaria que indica el régimen de tenencia de la vivienda habitual seleccionado por el cabeza de familia (tratamiento), tomando el valor 1 cuando es la propiedad y 0 cuando es el alquiler.

Por lo que respecta al nivel de estudios alcanzado por los hijos, se consideran cuatro variables dependientes binarias diferentes.

La primera de las variables seleccionadas es *ESO*, que toma el valor 1 cuando el hijo ha completado la enseñanza obligatoria (EGB o ESO), tomando valor 0 en caso contrario.

En segundo lugar, *ESBACHI*, que toma valor 1 cuando el hijo ha acabado el segundo nivel de enseñanza secundaria (bachillerato superior, BUP o COU) o bien el segundo grado de formación profesional o módulo de FPIII, tomando valor 0 para el resto de los casos.

La tercera variable empleada es *ESUNIVC*, y adopta el valor 1 cuando el nivel de estudios completados por el hijo se corresponde con un título universitario de ciclo corto o estudios superiores equivalentes (reconocidos o no reconocidos), siendo 0 en el resto de los casos.

Finalmente, la cuarta variable definida es *ESUNIVL*, que toma valor 1 cuando el hijo se ha graduado en 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 para el resto de los casos.

#### 3.2. 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 muestra ampliada del año 2000 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 naturales como adoptivos, de los responsables de las viviendas (en adelante cabezas de familia). Debido a que el PHOGUE no incluye características de los hijos que no convivan en el hogar, nuestro estudio se limitará a aquéllos que viven en el hogar materno/paterno, con lo que los resultados obtenidos están sujetos a las evidentes cautelas de selección muestral, por otra parte comunes en la literatura relacionada.

Se descarta el uso de la dimensión de panel de los datos empleados puesto que en este caso la muestra se reduciría aproximadamente a un tercio de las observaciones consideradas en la muestra ampliada, lo cual hace inviable la estimación consistente de los parámetros en estudio, cuestión ésta que se agudiza especialmente para el colectivo de inquilinos.

Por otra parte, debemos tener en cuenta que el régimen de tenencia en el que se desarrollan los estudios de los hijos no tiene porque coincidir necesariamente con el régimen de tenencia reportado en el año 2000. Para afrontar esta situación, y dado que se emplean cuatro variables dependientes distintas indicativas del nivel de estudios alcanzado, escogeremos una muestra de hijos que variará para cada una de ellas en función de la edad de los hijos incluidos. En primer lugar, se partirá de la edad mínima de finalización de cada uno de los estudios considerados, estableciéndose una horquilla de cuatro años bajo la cual se asegura que la inmensa mayoría de la muestra (en torno al 92%) se encontraba bajo la forma de tenencia de la vivienda habitual reportada en el PHOGUE al menos durante el último año del período de estudios. Este procedimiento permitirá incluir una muestra lo 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.

Adicionalmente, cada una de las técnicas o modelos utilizados en este trabajo se estiman considerando toda la muestra indicada anteriormente, y también excluyendo aquellos hogares que se han mudado a la vivienda actual en los últimos seis años, lo cual ya permite asegurar que al menos los dos últimos años de cada período escolar considerado han transcurrido bajo la forma de tenencia de la vivienda habitual recogida en el PHOGUE. También comprobamos la robustez de los resultados cuando ampliamos la horquilla de edades a 8 años, y también para ésta excluyendo los hogares que se han mudado los últimos 10 años. Los resultados obtenidos no difieren en líneas generales de un caso a otro. Los resultados para las muestras bajo la horquilla de edades fijada en 4 años se presentan en el apartado 5 del trabajo, mientras que el resto podrá ser facilitado bajo petición.

Así, para la variable dependiente *ESO* la muestra está constituida por los hijos de los cabezas de familia con edades comprendidas entre 15-18 años. En el caso de *ESBACHI* el rango de edades de los hijos se sitúa entre 18-21 años, mientras que para las variables dependientes *ESUNIVC* y *ESUNIVL*, la muestra incluye a los hijos con edades entre 21 y 24 años, y entre 23 y 26 años, respectivamente.

Al seleccionar la muestra, no se incluye a los hijos de los cabezas de familia que disfrutaban de una vivienda en régimen de tenencia por cesión gratuita, los cuales representan el 3,4% de la muestra de hijos entre 15 y 26 años. Asimismo, se excluyen aquellos individuos que presentan observaciones perdidas en cualquiera de las variables consideradas.

En la tabla A.1 del apéndice se recogen los diferentes tamaños muestrales que finalmente manejamos, describiéndose en cada caso las observaciones relativas a las variables dependientes consideradas. Como se observará, en un primer análisis



descriptivo se podría caer en la tentación de concluir que efectivamente existen diferencias de cuantía importante que indican una mayor probabilidad de los hijos de propietarios de alcanzar cada uno de los niveles de estudios considerados, entre 5 (*ESUNIVL*), 9 (*ESO* y *ESUNIVC*) y 13 (*ESBACHI*) puntos porcentuales dependiendo del caso. Sin embargo, no debemos olvidar que las muestras así comparadas no se obtuvieron aleatoriamente, y por tanto las diferencias apreciadas de nivel escolar entre ambos colectivos pueden ser debidas en realidad a las características diferentes de ambos grupos, y no a la forma de tenencia de la vivienda habitual. En esta situación el estadístico *t* tampoco sería adecuado para contrastar la significatividad de la diferencia de medias.

### 3.3. Variables de control empleadas

Para seleccionar las variables explicativas que influyen en el nivel de estudios alcanzado por los hijos, se toma como referencia los trabajos de Haveman y Wolfe (1995), Green y White (1997), Aaronson (2000) o Haurin *et al.* (2002), en los que se consideran variables como: el sexo y la situación de enfermedad o incapacidad crónica del hijo, 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 el período de residencia en la vivienda habitual. Adicionalmente se probó la inclusión de otras variables incluidas en el PHOGUE que podrían influir en este ámbito, como por ejemplo la existencia de problemas de falta de espacio en la vivienda o de vandalismo en la zona de residencia, entre otras, no encontrándose evidencias significativas de su influencia.

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 la tabla A.2 del apéndice se detallan las variables explicativas empleadas, mientras que en la tabla A.3 se recogen sus estadísticos descriptivos para la muestra de hijos con edades entre los 15 y 26 años. En esta última tabla se puede apreciar la existencia de importantes diferencias en las características observadas del colectivo de hijos de propietarios frente al de hijos de inquilinos.

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 la renta permanente o a largo plazo del hogar y su renta transitoria (Barrios y Rodríguez, 2005) o el nivel de precios de la vivienda en sus diferentes regímenes de tenencia (propiedad y alquiler).

Para solventar estas carencias, construimos en primer lugar una medida de la renta permanente siguiendo la línea ya clásica de Goodman y Kawai (1982), llevándose a cabo una regresión lineal en la que la renta corriente, en logaritmo neperiano, es la variable dependiente, empleándose como variables explicativas diferentes características socioeconómicas de los hogares así como del cabeza de familia. La renta permanente de cada hogar imputada (en logaritmo) se corresponderá con el valor estimado a partir de las variables explicativas por medio de esta regresión, interpretándose la parte residual como renta transitoria.

Las observaciones utilizadas para esta regresión están constituidas por todos los hogares correspondientes a la muestra ampliada del PHOGUE que no tienen observaciones perdidas en las variables consideradas, lo cual da un total de 14619 hogares. 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 la tabla A.4 del apéndice, siendo los t-ratios robustos a heteroscedasticidad (estadístico de White).

En segundo lugar, se adopta un índice de precios hedónicos de la vivienda tomado de Barrios y Rodríguez (2005). Estos autores construyen para el año 1999 las variables precio por m<sup>2</sup> de compra y alquiler de las viviendas mediante la estimación de regresiones lineales por CC. AA. en España en las cuatro alternativas: en propiedad y en alquiler, tanto de viviendas unifamiliares como colectivas, empleándose como variables dependientes el alquiler anual imputado (para la submuestra de propiedad) y el alquiler anual desembolsado (para la submuestra de alquiler), y como variables independientes aquellas que recogen las características de la vivienda, del edificio donde está ubicada y del entorno. Una vez estimadas estas regresiones hedónicas, se calculan para una vivienda estándar los índices de precios en las distintas regiones. Para este 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<sup>1</sup>. La tabla A.5 muestra los índices de precios hedónicos considerados.

#### **4. ESTRATEGIA DE IDENTIFICACIÓN DEL EFECTO DE LA FORMA DE TENENCIA DE LA VIVIENDA HABITUAL**

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

---

<sup>1</sup> Para solventar la carencia de la variable precio de la vivienda en el PHOGUE podríamos emplear alternativamente índices de precios regionales recogidos en estadísticas oficiales (Lee y Trost, 1978; Jaén y Molina, 1994), o estimar costes de uso anuales de la vivienda (King, 1980; Börsch-Supan y Pitkin, 1988).

escolares de sus hijos, resulta crucial tener presente que la diferencia entre el nivel de estudios alcanzado por los hijos de los propietarios y de los inquilinos puede deberse en realidad 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 tanto en la decisión de tenencia de vivienda por parte de los cabezas de familia como en el nivel educativo de sus hijos.

En consecuencia, resulta trascendental deslindar el efecto de la forma de tenencia de la vivienda sobre el nivel escolar de los hijos, del efecto sobre éste de las características observadas y no observadas de los hogares e individuos. Para ello, proponemos un enfoque basado en la literatura de “efecto de un tratamiento” (Heckman *et al.*, 1999; Angrist, 2004; Aakvik *et al.*, 2005).

Desde el punto de vista de la literatura de efecto de un tratamiento, si  $\mathbf{X}$  es un vector de variables observadas o covariantes que influyen tanto en la forma de tenencia de la vivienda como en el nivel de estudios alcanzado por los hijos,  $T$  es la variable de forma de tenencia de la vivienda habitual observada, y  $E_0$  y  $E_1$  representan indicadores binarios del nivel de estudios alcanzado por un hijo si el cabeza de familia dispone de su vivienda habitual en alquiler o en propiedad, respectivamente, el efecto para el hijo  $i$  de la forma de tenencia de la vivienda principal por parte del cabeza de familia sobre el nivel de estudios finalizado (efecto del tratamiento), constituirá una variable discreta, llamémosla  $\Delta_i$ , que vendrá definida como la diferencia entre el nivel de estudios acabado 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 del 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 el nivel de estudios de los hijos. En nuestro caso, sintetizaremos el comportamiento aleatorio del efecto del tratamiento mediante la estimación de tres parámetros frecuentemente utilizados en la literatura: el efecto medio del tratamiento,  $\Delta^{ATE} = E[\Delta] = E[E_1 - E_0]$ , el cual nos dará el impacto medio de la forma de tenencia de la vivienda sobre el nivel de estudios de un individuo seleccionado al azar; el efecto medio del tratamiento sobre los trata-

dos,  $\Delta^{\text{ATT}} = E[\Delta | T = 1] = E[E_1 - E_0 | T = 1]$ , que indicará el efecto medio de la forma de tenencia sobre el nivel de estudios para los hijos de propietarios; y finalmente, el efecto medio del tratamiento sobre los no tratados,  $\Delta^{\text{ATU}} = E[\Delta | T = 0] = E[E_1 - E_0 | T = 0]$ , que reflejará el efecto medio de la forma de tenencia sobre el nivel de estudios para los hijos de inquilinos.

Además, debemos tener en cuenta que, como es bien conocido por la experiencia acumulada, la elección de un modelo no experimental de evaluación del tratamiento de entre el amplio abanico de posibilidades existente puede ser crucial dado que el impacto estimado puede ser altamente sensible al estimador seleccionado (Smith y Todd, 2005). Ante esta cautela, implementaremos una estrategia de evaluación no experimental basada en la utilización de una serie de estimadores diferentes, siendo conscientes de las hipótesis implícitas al buen desenvolvimiento de cada uno de ellos, y realizando en cada caso un análisis de sensibilidad que permita testar la robustez de los resultados obtenidos.

Con esta finalidad, se tomará como punto de partida el método de emparejamiento en la probabilidad de tratamiento (propensity score matching), el cual nos permitirá controlar la influencia de todas las variables observadas haciendo manejable su dimensión, sin hacer excesivos requerimientos paramétricos (véase por ejemplo, Rosenbaum, 2002).

El método de emparejamiento permite identificar los parámetros de efectos medios que deseamos estimar siempre que se verifiquen dos hipótesis: 1) *Selección basada únicamente en observables*: Condicionado a un valor de las variables observadas, la elección de tenencia de vivienda (tratamiento) es independiente del nivel de estudios alcanzado por los hijos, sintéticamente,  $E_0, E_1 \perp T | \mathbf{X}$ . 2) *Superposición*: Para cada valor de los covariantes  $\mathbf{X}$  existe una probabilidad positiva de tener la vivienda en propiedad y también en alquiler, esto es,  $0 < \text{Prob}(T = 1 | \mathbf{X}) < 1$ , siendo  $\text{Prob}(T = 1 | \mathbf{X})$  la probabilidad de ser propietario de la vivienda habitual condicionada a un cierto valor de las variables observadas (propensity score).

Puesto que, evidentemente, pueden existir factores no observados que ejerzan una influencia sustancial tanto en la elección de forma de tenencia de la vivienda, como en el nivel educativo de los hijos (*selección en inobservables*), a continuación pasamos a emplear métodos paramétricos que nos permitan abordar estos aspectos. En este sentido, utilizaremos fundamentalmente los modelos de elección discreta switching probit (Carrasco, 2001; Aakvik *et al.*, 2005) y el bien conocido probit bivalente (Greene, 1999). 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, un caso particular del primero.

El modelo switching probit en su versión de variable latente viene dado por:

$$\begin{aligned}
T_i &= 1 (\beta'_T \mathbf{X}_{Ti} + u_{Ti} > 0) \\
E_{0i} &= 1 (\beta'_0 \mathbf{X}_i + u_{0i} > 0) \\
E_{1i} &= 1 (\beta'_1 \mathbf{X}_i + u_{1i} > 0)
\end{aligned} \tag{1}$$

donde  $1(\cdot)$  representa la función indicador, el subíndice  $i$  hace referencia al individuo, para  $i = 1, \dots, n$ ,  $\mathbf{X}_{Ti}$ ,  $\mathbf{X}_i$  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:

$$\begin{pmatrix} u_T \\ u_0 \\ u_1 \end{pmatrix} \sim N \begin{pmatrix} 1 & \rho_{T0} & \rho_{T1} \\ \rho_{T0} & 1 & \rho_{01} \\ \rho_{T1} & \rho_{01} & 1 \end{pmatrix} \tag{2}$$

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  $-1 < \rho_{01}, \rho_{T0}, \rho_{T1} < 1$ .

La estimación del modelo switching probit (1)-(2) se llevará a cabo por máxima verosimilitud. Además, es importante señalar que el modelo switching probit (1)-(2) no generará diferencias en el nivel de estudios alcanzado por los hijos de propietarios e inquilinos en la medida en que los efectos de las variables observadas que afectan a estos resultados ( $\mathbf{X}$ ) bajo ambos regímenes coincidan, esto es,  $\beta_0 = \beta_1$ , y, adicionalmente, los factores no observados en ambos casos tengan un comportamiento aleatorio similar, es decir,  $\rho_{T0} = \rho_{T1}$ . Precisamente, cuando se verifican ambas restricciones nos encontramos ante el modelo probit bivalente, bajo el cual la variable de efecto del tratamiento es nula ( $\Delta_i = 0$ ).

Adicionalmente, consideraremos el modelo probit bivalente con variable endógena  $T_i$ , que vendrá dado en su forma latente por:

$$\begin{aligned}
T_i &= 1 (\beta'_T \mathbf{X}_{Ti} + u_{Ti} > 0) \\
E_i &= 1 (\beta'_E \mathbf{X}_i + \gamma T_i + u_{Ei} > 0)
\end{aligned} \tag{3}$$

donde seguimos la notación anterior, con  $\beta_E$  un vector de parámetros conforme,  $\gamma$  un parámetro que sintetiza el efecto de la forma de tenencia de la vivienda sobre el nivel de estudios del hijo, y siendo  $u_{Ti}$  y  $u_{Ei}$ , dos términos de error que se suponen normales bivalentes con correlación  $\rho$ . Este modelo constituye también un caso particular del modelo switching probit (1)-(2) cuando los parámetros en  $\beta_0$  coinciden con los de  $\beta_1$  salvo la constante aditiva respectiva, que en el caso de  $\beta_0$  es nula, y para  $\beta_1$  coincide con  $\gamma$ , verificándose que  $\rho_{T0} = \rho_{T1} = \rho$ .

Nuevamente, estimaremos el modelo (3) por máxima verosimilitud. A este respecto, adviértase que la principal ventaja de este modelo frente al más general switching probit (1)-(2) reside fundamentalmente en que posee un menor número de parámetros (del orden del vector  $\mathbf{X}$  menos uno), lo cual ayuda a la convergencia del algoritmo de estimación. Sin embargo, nótese que aunque bajo este modelo, el efecto de la forma de tenencia de la vivienda habitual sobre el nivel de estudios alcanzado (efecto del tratamiento) no es constante para todos los individuos debido a la no linealidad inherente en (3), el efecto del tratamiento sobre la variable latente de nivel de estudios alcanzados sí lo es, y coincide con el valor del parámetro  $\gamma$ , pudiéndose comprobar que en la práctica este modelo genera un efecto de tratamiento binario siempre que  $\gamma \neq 0$  (esto es,  $\Delta_i$  sólo puede adoptar los valores 0, 1, ó, 0, -1 únicamente, según sea  $\gamma > 0$  o  $\gamma < 0$ , respectivamente), con las importantes limitaciones que en la práctica ello conlleva (Carrasco, 2001).

Dado que el modelo probit bivalente es un caso particular del probit bivalente con tenencia endógena, y éste a su vez del modelo switching probit (1), es posible contrastar la existencia o no de diferencias entre los niveles educativos de los hijos de propietarios e inquilinos empleando un test de razón de verosimilitudes, siempre que se trabaje sobre la misma muestra y las mismas variables explicativas.

## 5. RESULTADOS

En la tabla 1 recogemos las primeras estimaciones obtenidas para el efecto medio de la forma de tenencia de la vivienda habitual sobre el nivel educativo alcanzado por los hijos reflejado éste por las cuatro variables dependientes consideradas (*ESO*, *ESBACHI*, *ESUNIVC*, *ESUNIVL*). A modo comparativo, incluimos en cada caso la estimación obtenida mediante una regresión mínimo cuadrática del tipo:  $E = \alpha + \gamma T$ , lo que equivale a realizar un test  $t$  para comparar la diferencia de las medias entre propietarios e inquilinos, así como este mismo estimador cuando controlamos por todos los covariantes considerados, esto es, mediante la regresión mínimo cuadrática:  $E = \alpha + \beta' \mathbf{X} + \gamma T$ . En ambos casos estamos suponiendo implícitamente un efecto constante del tratamiento  $\gamma$ , y en consecuencia,  $\Delta^{\text{ATE}} = \Delta^{\text{ATT}} = \Delta^{\text{ATU}}$ , reportándose los errores estándar robustos a heteroscedasticidad.

**TABLA 1**  
Estimaciones mediante regresión lineal y emparejamiento de los efectos medios de la forma de tenencia de la vivienda sobre el nivel de estudios de los hijos.

<b>ESO</b>			
<b>Estimador</b>	$\Delta^{ATE}$	$\Delta^{ATT}$	$\Delta^{ATU}$
Comparación propietarios-inquilinos	0,0976 (0,0397)	idem	idem
Regresión lineal con control de covariantes (con renta permanente y transitoria)	0,0304 (0,0399)	Idem	idem
Emparejamiento en PS (vecino más cercano)	0,0210 (0,0621)	0,0241 (0,0662)	-0,0051 (0,0554)
Emparejamiento en PS (vecino más cercano con calibre 0,05)	0,0235 (0,0287)	0,0243 (0,0288)	0,0194 (0,0440)
<b>ESBACHI</b>			
<b>Estimador</b>	$\Delta^{ATE}$	$\Delta^{ATT}$	$\Delta^{ATU}$
Comparación propietarios-inquilinos	0,1307 (0,0365)	idem	idem
Regresión lineal con control de covariantes (con renta permanente y transitoria)	0,0625 (0,0354)	idem	idem
Emparejamiento en PS (vecino más cercano)	0,0816 (0,0646)	0,0837 (0,0685)	0,0601 (0,0513)
Emparejamiento en PS (vecino más cercano con calibre 0,05)	0,0943 (0,0623)	0,0979 (0,0660)	0,05644 (0,0498)
<b>ESUNIVC</b>			
<b>Estimador</b>	$\Delta^{ATE}$	$\Delta^{ATT}$	$\Delta^{ATU}$
Comparación propietarios-inquilinos	0,0967 (0,0237)	idem	idem
Regresión lineal con control de covariantes (con renta permanente y transitoria)	0,0431 (0,0248)	idem	idem
Emparejamiento en PS (vecino más cercano)	-0,0086 (0,0530)	-0,0142 (0,0565)	0,0595 (0,0331)
Emparejamiento en PS (vecino más cercano con calibre 0,05)	0,0319 (0,0256)	0,0064 (0,0501)	0,0641* (0,0313)
<b>ESUNIVL</b>			
<b>Estimador</b>	$\Delta^{ATE}$	$\Delta^{ATT}$	$\Delta^{ATU}$
Comparación propietarios-inquilinos	0,0470 (0,0223)	idem	idem
Regresión lineal con control de covariantes (con renta permanente y transitoria)	0,0316 (0,0230)	idem	idem
Emparejamiento en PS (vecino más cercano)	-0,0506 (0,0505)	-0,0559 (0,0541)	0,0148 (0,0299)
Emparejamiento en PS (vecino más cercano con calibre 0,05)	0,0005 (0,0335)	-0,0008 (0,9817)	0,1587 (0,0283)

*Nota:* Errores estándar entre paréntesis. El calibre se entiende en unidades de desviación estándar de la probabilidad de tenencia de vivienda en propiedad. \* Significativo al 5% de probabilidad.

La consideración de los estimadores anteriores debe tomarse como un simple punto de partida debido, fundamentalmente, a la suposición de efecto de tratamiento constante y, sobre todo, a la posible existencia de sesgo de selección. Por ello, a modo comparativo, incluimos también en la tabla 1 las estimaciones alcanzadas empleando el emparejamiento en la probabilidad de tener la vivienda habitual en propiedad (propensity score matching), tanto en su versión del vecino más cercano (nearest neighbour matching), como empleando un calibre (caliper matching). En todo caso se comprueba en líneas generales que tras el emparejamiento la distribución de los covariantes considerados para el colectivo de propietarios es similar que para el de inquilinos, no reflejándose diferencias significativas.

De los resultados del emparejamiento contenidos en la tabla 1 concluimos la práctica ausencia de efectos significativos de la forma de tenencia de la vivienda sobre el nivel de estudios de los hijos. De esta tónica general, podríamos hacer una excepción con el efecto de tratamiento medio estimado para los inquilinos ( $\Delta^{ATU}$ ) en el caso de *ESUNIVC*, que se muestra significativo por debajo del 5% en la estimación del emparejamiento por vecino más cercano con un calibre de 0,05.

Para analizar la robustez de los resultados contenidos en la tabla 1, también procedemos a estimar los efectos del tratamiento por cada uno de los métodos reseñados, tanto para la muestra sin mudados en los últimos 6 años, como para cada muestra ampliada en cuatro años adicionales para la edad de los hijos considerada, y, alternativamente, para esta muestra ampliada sin los mudados en los últimos 10 años. De la misma forma, se procede en cada caso a la estimación empleando la renta corriente en lugar de la renta permanente y transitorias estimadas. Los resultados obtenidos confirman punto por punto las conclusiones anteriores, manteniéndose la estimación de un efecto positivo de la forma de tenencia de la vivienda sobre la variable *ESUNIVC* significativo por debajo del 5%, y cuantificado en una horquilla en torno a 5-8 puntos porcentuales. Estos resultados podrán ser facilitados bajo petición, al igual que los modelos probit estimados para la elección de forma de tenencia de vivienda considerados en el método de emparejamiento (propensity score).

No obstante, como ya mencionamos en el apartado anterior, la posible existencia de sesgo de selección en factores inobservados podría invalidar también las conclusiones anteriores. Por ello, procedemos a continuación a la estimación de modelos switching probits, probit bivariantes, y probit bivariantes con la variable de tenencia endógena. A este respecto, caben destacar varias conclusiones.

En primer lugar, se constata sistemáticamente, para cada una de las variables dependientes de nivel educativo y las muestras consideradas, empleando diferentes especificaciones de los covariantes, la práctica ausencia de convergencia en el algoritmo de optimización para maximizar la función de verosimilitud en el modelo switching probit. Este hecho lo interpretamos como la existencia de una evidente inconsistencia entre los datos manejados y el modelo switching probit propuesto, el cual postula de manera fundamental comportamientos diferentes entre hijos de



propietarios y de inquilinos en términos del nivel de estudios alcanzado, tanto en respuesta a factores observados (**X**) como inobservados.

Por otra parte, en las tablas 2, 3, 4 y 5 sintetizamos los resultados obtenidos en los modelos probit bivariantes “puros” y con variable endógena  $T_i$  estimados para cada una de las variables de nivel de estudios considerada (*ESO*, *ESBACHI*, *ESUNIVC*, y, *ESUNIVL*).

**TABLA 2**  
Resultados modelos probit bivalente (*ESO*). Muestra hijos 15-18 años.

	Probit bivalente				Probit biv. con tenencia endógena			
	Tenencia		Nivel de estudios		Tenencia		Nivel de estudios	
	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t
CONSTANTE	-0,000	0,000	-0,196	-0,193	-0,150	-0,120	-0,711	0,649
EDADCF55	0,294	2,634	0,060	0,658	0,297	2,689	0,019	0,201
EDADCF6566*	0,145	0,929	0,208	1,462	0,125	0,794	0,183	1,302
SEXOCF	0,026	0,140	-0,075	-0,483	0,041	0,208	-0,084	-0,558
CASADOCF	0,671	3,631	0,432	2,658	0,639	3,303	0,284	1,467
ESTUDCF2	0,537	3,675	0,434	3,797	0,524	3,611	0,362	2,880
ESTUDCF3	0,765	2,596	0,505	2,533	0,766	2,525	0,432	2,125
ESTUDCF4	0,104	0,478	0,583	2,861	0,112	0,501	0,559	2,795
LNRP	0,049	0,376	0,067	0,615	0,068	0,524	0,055	0,508
LNRT	0,173	1,383	0,222	2,178	0,156	1,234	0,187	1,787
LPRELAT	-0,088	-0,595	—	—	-0,145	-1,008	—	—
CCAA2	-0,076	-0,474	—	—	-0,097	-0,596	—	—
CCAA3	0,008	0,044	—	—	0,040	0,215	—	—
SEXO	—	—	-0,193	-2,415	—	—	-0,189	-2,414
ENFERMO	—	—	-0,276	-1,634	—	—	-0,258	-1,559
MIEMBROS	—	—	-0,042	-1,185	—	—	-0,041	-1,190
MUDA95	—	—	-0,023	-0,196	—	—	-0,019	-0,159
MUDA90	—	—	0,234	1,638	—	—	0,235	1,685
MUDA85	—	—	0,244	1,830	—	—	0,237	1,824
MUDA80	—	—	0,211	1,862	—	—	0,210	1,896
TENEN	—	—	—	—	—	—	0,881	1,281
$\rho$	0,037	0,532			-0,417	-1,193		
Log-verosimilitud:	-1121,561				-1121,008			
Log-veros. sólo ctes.:	-1195,541				-1195,541			

\*  $EDADCF6566=EDADCF65+EDADCF66$ .

De estos cuadros es de reseñar que no existen, en ningún caso, evidencias significativas que permitan rechazar la hipótesis nula del modelo probit bivalente y por lo tanto, no encontramos evidencia para rechazar la hipótesis de que el efecto de la

forma de tenencia de la vivienda habitual sobre el nivel educativo completado por los hijos sea nulo ( $\Delta_i = 0$ ).

Además, debemos observar que ni un test de ratio de verosimilitudes, ni el estadístico t permiten rechazar significativamente que el coeficiente de correlación ( $\rho$ ) estimado para los cuatro modelos probit bivalentes sea nulo, aunque en el caso de *ESUNIVC* la significatividad de estos tests se sitúa entre el 5% y el 10%. En consecuencia, no se corrobora la existencia de un problema de selección en inobservables en el estudio conjunto de tenencia de vivienda y nivel educativo de los hijos.

**TABLA 3**  
Resultados modelos probit bivalente (*ESBACH*). Muestra hijos 18-21 años.

	Probit bivalente				Probit biv. con tenencia endógena			
	Tenencia		Nivel de estudios		Tenencia		Nivel de estudios	
	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t
CONSTANTE	0,441	0,390	1,228	1,623	0,794	0,690	0,184	0,232
EDADCF55	0,218	2,158	0,292	3,803	0,249	2,497	0,214	2,748
EDADCF6566*	0,300	2,214	0,282	2,804	0,364	2,685	0,184	1,813
SEXOCF	-0,160	-0,916	-0,146	-1,272	-0,171	-0,987	-0,100	-0,901
CASADOCF	0,696	3,995	0,435	3,147	0,702	4,002	0,195	1,307
ESTUDCF2	0,011	0,103	0,699	8,594	0,045	0,409	0,649	7,908
ESTUDCF3	0,313	1,477	1,346	9,391	0,269	1,357	1,228	8,226
ESTUDCF4	0,270	1,233	1,507	9,404	0,228	1,064	1,393	8,300
LNRP	0,040	0,346	-0,107	-1,322	-0,001	-0,013	-0,114	-1,459
LNRT	0,059	0,541	0,316	4,295	0,058	0,527	0,284	3,919
LPRELAT	-0,102	-0,772	—	—	-0,209	-1,615	—	—
CCAA2	-0,147	-1,085	—	—	0,015	0,114	—	—
CCAA3	-0,071	-0,489	—	—	-0,019	-0,132	—	—
SEXO	—	—	-0,466	-7,832	—	—	-0,436	-7,525
ENFERMO	—	—	-0,451	-3,231	—	—	-0,416	-3,177
MIEMBROS	—	—	-0,139	-4,807	—	—	-0,123	-4,453
MUDA95	—	—	-0,083	-0,868	—	—	-0,075	-0,844
MUDA90	—	—	-0,106	-0,999	—	—	-0,107	-1,073
MUDA85	—	—	-0,064	-0,702	—	—	-0,050	-0,583
MUDA80	—	—	0,011	0,127	—	—	0,015	0,190
TENEN	—	—	—	—	—	—	1,407	4,504
$\rho$	0,092	1,581			-0,648	-3,994		
Log-verosimilitud:	-1817,421				-1816,317			
Log-veros. sólo ctes.:	-2029,325				-2029,325			

\* *EDADCF6566*=*EDADCF65*+*EDADCF66*.

En cuanto a la elección de forma de tenencia de la vivienda habitual, de la estimación del modelo probit bivalente para las cuatro variables dependientes se de-

ducen conclusiones similares a Barrios y Rodríguez (2005), por lo que comentaremos brevemente estos resultados para centrarnos en las ecuaciones de nivel educativo alcanzado. En términos generales, la edad y nivel de estudios del cabeza de familia, así como si éste se encuentra casado, son tres de los factores más relevantes a la hora de determinar la probabilidad de poseer una vivienda en propiedad. Adicionalmente, la renta transitoria y permanente del hogar, así como la ubicación del hogar en comunidades autónomas cuyos precios están por debajo del 80% de la media nacional (Andalucía, Castilla La Mancha, Comunidad Valenciana, Extremadura y Murcia), influyen en una mayor probabilidad de disponer de una vivienda en propiedad para las muestras de hijos entre 21-24 años (*ESUNIVC*) y 23-26 años (*ESUNIVL*).

**TABLA 4**  
Resultados modelos probit bivalente (*ESUNIVC*). Muestra hijos 21-24 años.

	Probit bivalente				Probit biv. con tenencia endógena			
	Tenencia		Nivel de estudios		Tenencia		Nivel de estudios	
	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t
CONSTANTE	-0,058	-0,053	-2,618	-3,045	-0,126	-0,115	2,290	-1,372
EDADCF55	0,247	1,828	0,399	2,531	0,247	1,812	0,406	2,593
EDADCF65	0,221	1,480	0,539	3,222	0,222	1,485	0,544	3,286
EDADCF66	0,449	1,748	0,512	2,443	0,437	1,655	0,526	2,489
SEXOCF	-0,012	-0,075	-0,146	-1,188	-0,026	-0,172	-0,143	-1,160
CASADOCF	0,580	3,528	0,254	1,689	0,595	3,648	0,280	1,550
ESTUDCF2	0,046	0,374	0,325	3,352	0,051	0,409	0,324	3,361
ESTUDCF3	0,591	2,028	0,832	6,631	0,599	2,013	0,844	6,488
ESTUDCF4	0,209	0,951	0,556	4,034	0,204	0,934	0,559	4,045
LNRP	0,074	0,666	0,177	1,945	0,079	0,720	0,178	1,961
LNRT	0,398	3,646	0,309	3,352	0,398	3,667	0,321	3,229
LPRELAT	-0,134	-1,003	—	—	-0,122	-0,915	—	—
CCAA2	0,038	0,289	—	—	0,046	0,347	—	—
CCAA3	0,238	1,684	—	—	0,244	1,738	—	—
SEXO	—	—	-0,596	-8,706	—	—	-0,590	-8,159
ENFERMO	—	—	-0,275	-1,687	—	—	-0,272	-1,625
MIEMBROS	—	—	-0,099	-2,830	—	—	-0,098	-2,805
MUDA95	—	—	-0,274	-2,385	—	—	-0,276	-2,418
MUDA90	—	—	-0,174	-1,353	—	—	-0,173	-1,358
MUDA85	—	—	-0,007	-0,070	—	—	-0,007	-0,071
MUDA80	—	—	-0,059	-0,625	—	—	-0,059	-0,623
TENEN	—	—	—	—	—	—	-0,393	-0,237
$\rho$	0,129	1,692			0,306	0,412		
Log-verosimilitud:	-1486,297				-1486,228			
Log-veros. sólo ctes.:	-1619,091				-1619,091			

En lo que se refiere al nivel de estudios completados, aunque la forma de tenencia de la vivienda habitual no constituye una variable determinante del mismo, sí lo son sin embargo, variables demográficas referentes al cabeza de familia como su edad o su nivel educativo. En los cuatro casos, un cabeza de familia con un mayor nivel de estudios aumenta significativamente la probabilidad de que sus hijos hayan completado los correspondientes estudios. Al mismo tiempo, sólo para la enseñanza media (*ESBACHI*) y universitaria de ciclo corto (*ESUNIVC*) se evidencia claramente que una mayor edad del cabeza de familia se traduce en una mayor probabilidad de finalización de estudios. En ningún caso existe evidencia significativa de que el sexo del cabeza de familia sea un factor influyente en el nivel de estudios alcanzado por los hijos.

**TABLA 5**  
Resultados modelos probit bivalente (*ESUNIVL*). Muestra hijos 23-26 años.

	Probit bivalente				Probit biv. con tenencia endógena			
	Tenencia		Nivel de estudios		Tenencia		Nivel de estudios	
	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t
CONSTANTE	-1,034	-0,882	-1,998	-1,968	-1,003	-0,858	-2,243	-1,590
EDADCF55	0,036	0,158	-0,031	-0,134	0,032	0,140	-0,034	-0,142
EDADCF65	0,054	0,230	0,005	0,019	0,050	0,215	0,001	0,005
EDADCF66	0,246	0,885	0,031	0,117	0,241	0,873	0,021	0,078
SEXOCF	0,126	0,797	-0,053	-0,361	0,134	0,845	-0,062	-0,412
CASADO CF	0,454	2,772	0,217	1,268	0,445	2,697	0,194	0,949
ESTUDCF2	-0,066	-0,507	0,487	4,315	-0,067	-0,513	0,491	4,331
ESTUDCF3	0,508	1,931	0,698	4,715	0,528	1,960	0,680	3,872
ESTUDCF4	-0,044	-0,210	0,895	5,713	-0,044	-0,203	0,898	5,748
LNRP	0,186	1,610	0,121	1,115	0,184	1,598	0,117	1,054
LNRT	0,258	2,266	0,373	3,326	0,258	2,272	0,363	2,888
LPRELAT	-0,041	-0,283	—	—	-0,055	-0,380	—	—
CCAA2	0,027	0,201	—	—	0,024	0,179	—	—
CCAA3	0,343	2,334	—	—	0,344	2,354	—	—
SEXO	—	—	-0,467	-5,803	—	—	-0,468	-5,751
ENFERMO	—	—	-0,280	-1,492	—	—	-0,278	-1,477
MIEMBROS	—	—	-0,111	-2,729	—	—	-0,112	-2,741
MUDA95	—	—	-0,146	-1,053	—	—	-0,146	-1,052
MUDA90	—	—	-0,211	-1,382	—	—	-0,213	-1,394
MUDA85	—	—	-0,176	-1,448	—	—	-0,177	-1,455
MUDA80	—	—	-0,109	-0,936	—	—	-0,109	-0,934
TENEN	—	—	—	—	—	—	0,349	0,237
$\rho$	0,103	1,177			-0,064	-0,089		
Log-verosimilitud:	-1167,327				-1167,264			
Log-veros. sólo ctes.:	-1265,571				-1265,571			

Adicionalmente, es mayor la probabilidad de completar cada nivel educativo para los hijos que no padecen enfermedades crónicas, de cabezas de familia casados, o en hogares con un menor número de miembros. También, el sexo de los hijos se muestra como 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 cuatro variables dependientes relativas al nivel de estudios empleadas.

Tanto para *ESO* como para *ESUNIVC*, el patrón de movilidad que ha tenido el hogar en el pasado muestra una cierta influencia. Concretamente, el hecho de que el hogar haya permanecido en la vivienda actual más de seis años (y menos de veinte) es un factor positivo en los resultados escolares para la enseñanza obligatoria (*ESO*). Asimismo, un cambio residencial después de 1995 (incluido) disminuye ligeramente la probabilidad de completar estudios superiores medios (*ESUNIVC*).

Además de las variables sociales y demográficas anteriores, también existen variables económicas significativas en la determinación del nivel de estudios completados. Concretamente, mayores niveles de renta transitoria se asocian con una mayor probabilidad de finalización de estudios para las cuatro variables dependientes, indicando seguramente la importancia de la renta corriente en este ámbito particular. Simultáneamente, la renta permanente del hogar influye notablemente en la obtención de títulos universitarios cortos (*ESUNIVC*).

Nuevamente, para comprobar la robustez de los resultados contenidos en las tablas 2-5, procedemos también a estimar todos los modelos discretos reseñados, tanto para la muestra sin mudados en los últimos 6 años, como para cada muestra ampliada en cuatro años en cuanto a la edad de los hijos incluidos, y, al mismo tiempo, para esta muestra ampliada sin los mudados en los últimos 10 años (los resultados podrán ser facilitados bajo petición). En todas estas situaciones se confirman las conclusiones anteriores, fortaleciéndose (desde el punto de vista de la significatividad estadística) el papel influyente de la renta permanente sobre todo en los niveles de estudios universitarios. Adicionalmente, se corroboran estas conclusiones si se emplea la renta corriente en lugar de la permanente y transitoria, aunque en este caso desciende en general el log-verosimilitud de los modelos.

Finalmente, tal y como señalan Harkness y Newman (2003), comprobamos la existencia de posibles efectos diferenciados de la forma de tenencia de la vivienda para los hogares con rentas más bajas. En este sentido, tanto por métodos de emparejamiento en la probabilidad de vivir en propiedad, como utilizando los modelos de elección discreta aquí considerados, procedemos a analizar la existencia de efectos sobre el nivel educativo de los hijos para las submuestras obtenidas considerando únicamente los hijos en hogares con renta por debajo de la mediana, o también aquellos dentro del primer cuartil de renta (tanto permanente como corriente). En ningún caso es posible rechazar de forma significativa la hipótesis nula de inexistencia del efecto del tratamiento.

## 6. CONCLUSIONES

El método de emparejamiento en la probabilidad de tratamiento, junto con la no convergencia del algoritmo de optimización en los modelos switching probit, así como el test de razón de verosimilitudes entre los modelos probit bivariantes con y sin tenencia endógena, nos permite deducir que no existen evidencias suficientes que soporten la hipótesis de que los hijos de los propietarios y los inquilinos presentan diferencias en términos de nivel de estudios completados.

De los resultados derivados de los modelos probit bivariantes estimados para explicar la relación entre el régimen de tenencia de la vivienda principal y el nivel educativo alcanzado por los hijos, podemos establecer las siguientes conclusiones.

Los resultados referentes a la elección del régimen de tenencia son similares a los obtenidos en Barrios y Rodríguez (2005). En términos generales, la edad y nivel de estudios del cabeza de familia, así como si éste se encuentra casado, son tres de los factores más relevantes a la hora de determinar la probabilidad de poseer una vivienda en propiedad. Adicionalmente, la renta transitoria y permanente del hogar, así como la ubicación del hogar en comunidades autónomas cuyos precios están por debajo del 80% de la media nacional (Andalucía, Castilla La Mancha, Comunidad Valenciana, Extremadura y Murcia), influyen en una mayor probabilidad de disponer de una vivienda en propiedad para las muestras de hijos entre 21-24 años (*ESUNIVC*) y 23-26 años (*ESUNIVL*).

En lo que se refiere a los determinantes del nivel de estudios alcanzado por los hijos la principal conclusión obtenida es que el régimen de tenencia de la vivienda no puede ser incluido entre esos factores.

A la hora de establecer conclusiones sobre los factores determinantes del nivel de estudios alcanzado, se distingue entre las variables dependientes *ESO* (haber completado la enseñanza obligatoria, EGB o ESO), *ESBACHI* (haber acabado el segundo nivel de enseñanza secundaria, bachillerato superior, BUP o COU, o bien el segundo grado de formación profesional o módulo de FPIII), *ESUNIVC* (haber concluido un título universitario de ciclo corto o estudios superiores equivalentes reconocidos o no reconocidos) y *ESUNIVL* (se ha graduado en una carrera universitaria de ciclo largo o equivalente y reconocida oficialmente, incluyendo doctorado y estudios de postgrado que exijan licenciatura).

El primero de estos factores determinantes se refiere a la edad y al mayor 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 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 mayor la probabilidad de completar un nivel de estudios 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. En ningún caso existe evidencia significativa de que el sexo del cabeza de familia sea un factor influyente en el nivel de estudios alcanzado por los hijos.

El número de miembros de la familia es otro de los determinantes comunes para todos los niveles educativos. Dado que un mayor número de miembros de la familia puede 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, lo cual reduce la probabilidad de obtener resultados escolares favorables, en línea de lo aportado por Haurin *et al.* (2002).

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 no ha estado exenta de notables dificultades que aún hoy se manifiestan, por ejemplo, en una mayor tasa de paro femenino. Estas dificultades pueden ser percibidas por las hijas, provocando un incremento de 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 haya permanecido en la vivienda actual más de seis años (y menos de veinte) es un factor positivo en los resultados escolares para la enseñanza obligatoria (*ESO*). Asimismo, un cambio residencial después de 1995 (incluido) disminuye ligeramente la probabilidad de completar estudios superiores medios (*ESUNIVC*). Esta circunstancia no hace sino poner de manifiesto los efectos negativos que puede tener la movilidad del hogar sobre los resultados escolares.

Finalmente, mayores niveles de renta transitoria se asocian con una mayor probabilidad de finalización de estudios para las cuatro variables dependientes, indicando seguramente la importancia de la renta corriente en este ámbito. Simultáneamente, la renta permanente del hogar posee una influencia significativa sobre todo en la obtención de títulos universitarios cortos (*ESUNIVC*). Esto 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.

Los resultados del presente trabajo están sujetos a las limitaciones impuestas por los datos utilizados, por ejemplo, las referentes a los precios de la vivienda hedónicos empleados (puesto que no se corresponden con precios de mercado) o a la inclusión sólo de hijos convivientes o de más de un hijo por un mismo hogar (lo que podría sobreponderar las variables referidas al hogar en la estimación). Al

mismo tiempo, sería interesante para futuras investigaciones emplear datos de panel para robustecer los resultados y testear su constancia en el tiempo, así como extender el análisis efectuado para otros países del PHOGUE, con el objetivo de identificar diferencias entre España y otros países de la UE.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AAKVIK, A.; HECKMAN, J.J. y VYTLACIL, 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.
- 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.
- BARRIOS, J.A. y RODRÍGUEZ, J.E. (2008): "Política fiscal de vivienda en España y elección de tenencia-localización de la vivienda habitual: una valoración microeconómica". *Estadística Española*, 50 (167), pp. 67-99.
- BECKER, G.S. y TOMES, N. (1986): "Human capital and the rise and fall of families". *Journal of Labor Economics*, 4 (3), pp. S1-S39.
- BOEHM, T.P. y SCHLOTMMANN, A.M. (1999): "Does home ownership by parents have an economic impact on their children?". *Journal of Housing Economics*, 8, pp. 217-232.
- BÖRSCH-SUPAN, A. y PITKIN, J. (1988): "On discrete choice models of housing demand". *Journal of Urban Economics*, 24, pp. 153-172.
- 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.
- 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.
- FLOURI, E. (2006): "Parental interest in children's education, children's self-esteem and locus of control, and later educational attainment: Twenty-six year follow-up of the 1970 British Birth Cohort". *British Journal of Educational Psychology*, 76, pp. 41-55.
- GARCÍA MONTALVO, J. (2003): "La vivienda en España: desgravaciones, burbujas y otras historias". *Perspectivas del Sistema Financiero*, 78, pp.1-43.
- GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M. y ONRUBIA, J. (1992): "El gasto público en vivienda en España". *Hacienda Pública Española*, 120/121, pp. 189-231.
- GOODMAN, A.C. y KAWAI, M. (1982): "Permanent income, hedonic price, and demand for housing: new evidence". *Journal of Urban Economics*, 12, pp. 214-237.
- GREEN, R.K. y WHITE, M.J. (1997): "Measuring the benefits of homeownership: effects on children". *Journal of Urban Economics*, 41, pp. 441-461.
- GREENE, W.H. (1999): *Análisis Económico*. Madrid: Prentice-Hall, 3ª Ed.
- 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.
- HAVEMAN, R. y WOLFE, B. (1995): "The determinants of children's attainments: a review of methods and findings". *Journal of Economic Literature*, 33, pp. 1829-1878.
- HECKMAN, J.J.; LALONDE, R. y SMITH, J. (1999): "The Economics and Econometrics of active labor market programs". En Ashenfelter, O. y Card, D. (Eds.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. III (pp. 1865-2097). Amsterdam: North-Holland.
- JAÉN, M. y MOLINA, A. (1994): "Un análisis empírico de la tenencia y demanda de vivienda en Andalucía". *Investigaciones Económicas*, XVIII (1), pp. 143-164.
- KING, M.A. (1980): "An econometric model of tenure choice and demand for housing as a joint decision". *Journal of Public Economics*, 14, pp. 137-159.
- LEE, L.F. y TROST, R.P. (1978): "Estimation of some limits dependent variable models with application to housing demand". *Journal of Econometrics*, 8, pp. 357-382.
- LEIBOWITZ, A. (1974): "Home investments in children". *Journal of Political Economy*, 82 (2), pp. S111-S131.
- LÓPEZ GARCÍA, M.A. (2001): *Política impositiva, precios y stock de vivienda*. Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- McINTOSH, J. y MUNK, M.D. (2007): "Scholastic ability vs family background in educational success: evidence from Danish sample survey data". *Journal of Population Economics*, 20, pp. 101-120.
- ONRUBIA, J. y SANZ, J.F. (1999): "Análisis de los incentivos a la adquisición de vivienda habitual en el nuevo IRPF a través del concepto de ahorro marginal". *Hacienda Pública Española*, 148, pp. 227-244.
- RODRÍGUEZ, J.E. y BARRIOS, J.A. (2007): "Estimación microeconómica de la tenencia y demanda de vivienda en España según la localización". *Estudios de Economía Aplicada*, 25 (1), pp. 453-484.
- ROSENBAUM, P.R. (2002): *Observational studies*. New York: Springer-Verlag, 2ª Ed.
- 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.
- SÁNCHEZ, M.T. (2002): *La política de vivienda en España. Análisis de sus efectos redistributivos*. Granada: Ed. Universidad de Granada.
- SMITH, J.A. y TODD, P.E. (2005): "Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?". *Journal of Econometrics*, 125, pp. 305-353.

## APÉNDICE 1

### DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA Y LAS VARIABLES UTILIZADAS

**TABLA A.1**

Tamaño de las muestras empleadas por régimen de tenencia y  
cruce con las variables relativas al nivel de estudios alcanzado.

Hijos entre 15-26 años						
	Muestra total			Muestra sin mudados en los últimos 6 años		
	Total	Prop.	Alquiler	Total	Prop.	Alquiler
<i>ESO (%)</i>	91,5	92,1	85,6	92,0	92,4	86,0
<i>ESBACHI (%)</i>	50,9	52,1	38,1	51,9	52,9	38,6
<i>ESUNIVC (%)</i>	12,3	12,9	5,8	13,0	13,4	6,2
<i>ESUNIVL (%)</i>	4,5	4,6	2,4	4,7	4,9	2,2
<b>Observaciones</b>	5554	5089	465	4773	4452	321
Hijos entre 15-18 años						
	Muestra total			Muestra sin mudados en los últimos 6 años		
	Total	Prop.	Alquiler	Total	Prop.	Alquiler
<i>ESO (%)</i>	78,1	79,1	69,4	79,2	79,9	72,2
<b>Observaciones</b>	1389	1242	147	1123	1026	97
Hijos entre 18-21 años						
	Muestra total			Muestra sin mudados en los últimos 6 años		
	Total	Prop.	Alquiler	Total	Prop.	Alquiler
<i>ESBACHI (%)</i>	51,0	52,2	39,1	51,4	52,3	38,9
<b>Observaciones</b>	2059	1880	179	1723	1610	113
Hijos entre 21-24 años						
	Muestra total			Muestra sin mudados en los últimos 6 años		
	Total	Prop.	Alquiler	Total	Prop.	Alquiler
<i>ESUNIVC (%)</i>	17,9	18,6	9,0	18,5	19,0	11,0
<b>Observaciones</b>	2199	2032	167	1929	1811	118
Hijos entre 23-26 años						
	Muestra total			Muestra sin mudados en los últimos 6 años		
	Total	Prop.	Alquiler	Total	Prop.	Alquiler
<i>ESUNIVL (%)</i>	11,6	11,9	7,2	11,7	12,1	6,4
<b>Observaciones</b>	2028	1876	152	1815	1705	110

**TABLA A.2**  
Descripción de las variables explicativas.

VARIABLES	DEFINICIÓN
<b>Características del hijo:</b>	
SEXO	Mujer=0 ; Varón=1.
ENFERMO	Enfermedad o incapacidad o deficiencia crónica=1, resto=0.
<b>Características del hogar:</b>	
MIEMBROS, MIEMBROS2	Número de miembros del hogar y su cuadrado.
LNRC	Renta corriente del hogar en logaritmo neperiano.
LNRP	Renta permanente del hogar en logaritmo neperiano.
LNRT	Renta transitoria del hogar en logaritmo neperiano
Año en que el hogar se muda a la vivienda actual:	
MUDA95	Se mudó después de 1995 (incluido)=1; resto=0.
MUDA90	Se mudó entre 1990 (incluido) y antes de 1995=1; resto=0.
MUDA85	Se mudó entre 1985 (incluido) y antes de 1990=1; resto=0.
MUDA80	Se mudó entre 1980 (incluido) y antes de 1985=1; resto=0.
MUDA79*	El hogar se mudó a la vivienda antes de 1980=1; resto=0.
<b>Características del cabeza de familia:</b>	
SEXOCF	Varón=1; mujer=0.
CASADOCF	Casado=1; resto=0.
Edad cabeza de familia:	
EDADCF45*	Con 45 años o menos=1; resto=0.
EDADCF55	Con 55 años o menos y más de 45 años=1; resto=0.
EDADCF65	Con 65 años o menos y más de 55 años=1; resto=0.
EDADCF66	Con 66 o más años=1; resto=0.
Estudios cabeza de familia:	
ESTUDCF1*	Analfabeto o sin estudios completos o el nivel más alto de estudios completados se corresponde con la enseñanza obligatoria (EGB o ESO)=1; resto=0.
ESTUDCF2	Con nivel de estudios más alto completado de FP I, FP II o módulo FP III, o el 2º nivel de enseñanza secundaria (bachillerato superior, BUP, COU)=1; resto=0.
ESTUDCF3	Con nivel de estudios más alto completado correspondiente a un título universitario de ciclo corto o estudios equivalentes (reconocidos o no reconocidos)=1; resto=0.
ESTUDCF4	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
<b>Otras características económicas:</b>	
LPRELAT	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 <sup>1</sup> :	
CCAA1*	Superiores a la media nacional (Balears, Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco)=1; resto=0.
CCAA2	Entre 80-100% de la media nacional (Aragón, Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla-León, Galicia, Rioja)=1; resto=0.
CCAA3	Menores al 80% de la media nacional (Andalucía, Castilla-Mancha, C. Valenciana, Extremadura, Murcia)=1; resto=0.

\* Variable de referencia.

<sup>1</sup> Según el índice medio del precio de la vivienda nueva y usada elaborado por el Ministerio de Fomento.

TABLA A.3

Estadísticos descriptivos de las variables explicativas. Muestra de hijos entre 15-26 años.

	Total		Propietarios		Inquilinos		Estad. t <sup>1</sup>
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	
SEXO	0,517	0,500	0,516	0,498	0,522	0,500	0,793
ENFERMO	0,058	0,233	0,054	0,227	0,092	0,290	0,006**
MIEMBROS	4,386	1,183	4,387	1,166	4,378	1,354	0,892
MIEMBROS2	20,641	12,270	20,608	12,133	21,002	13,693	0,550
LNRC	9,972	0,565	9,989	0,558	9,789	0,612	0,000**
LNRP	9,954	0,457	9,964	0,456	9,843	0,453	0,000**
LNRT	0,018	0,391	0,024	0,389	-0,055	0,404	0,000**
MUDA95	0,141	0,348	0,125	0,331	0,310	0,462	0,511
MUDA90	0,103	0,304	0,100	0,300	0,142	0,349	0,012*
MUDA85	0,153	0,360	0,156	0,362	0,122	0,328	0,040*
MUDA80	0,196	0,397	0,203	0,402	0,118	0,323	0,000**
MUDA79	0,407	0,491	0,416	0,493	0,307	0,462	0,000**
SEXOCF	0,826	0,379	0,839	0,367	0,682	0,466	0,000**
CASADOCF	0,863	0,344	0,879	0,326	0,688	0,464	0,000**
EDADCF45	0,177	0,382	0,168	0,374	0,273	0,446	0,000**
EDADCF55	0,550	0,497	0,556	0,497	0,488	0,500	0,005**
EDADCF65	0,230	0,421	0,231	0,421	0,219	0,414	0,573
EDADCF66	0,043	0,202	0,045	0,207	0,019	0,138	0,000**
ESTUDCF1	0,712	0,453	0,706	0,456	0,783	0,418	0,000**
ESTUDCF2	0,163	0,370	0,165	0,371	0,148	0,356	0,347
ESTUDCF3	0,062	0,241	0,065	0,247	0,028	0,165	0,000**
ESTUDCF4	0,062	0,242	0,064	0,245	0,041	0,198	0,017*
LPRELAT	0,484	0,410	0,481	0,410	0,522	0,416	0,042*
CCAA1	0,255	0,436	0,258	0,438	0,224	0,417	0,087
CCAA2	0,351	0,477	0,345	0,475	0,419	0,494	0,002**
CCAA3	0,393	0,488	0,396	0,489	0,356	0,480	0,091

\* Se recoge el valor en probabilidad del estadístico t para contrastar la diferencia de las respectivas medias entre propietarios e inquilinos. Se señalan con \* las diferencias significativas al 5% y con \*\* las significativas al 1%.

**TABLA A.4**  
Estimación de la renta permanente del hogar.

Variable	Coefficiente	Estadístico-t	Media
CONSTANTE	7,738	102,425	
OCUPADOS	0,679	46,342	1,026
OCUPADOS2	-0,800	-21,840	1,964
PFINGRESOS1	0,350	5,554	0,493
PFINGRESOS2	0,274	4,266	0,110
PFINGRESOS3	0,364	5,770	0,378
PFINGRESOS4	0,217	2,602	0,013
VDASEC	0,224	22,068	0,170
EDADCF	0,027	16,723	55,694
EDADCF2	-0,000	-13,747	3379,647
ESTUDCF2	0,210	20,227	0,171
ESTUDCF3	0,361	20,853	0,054
ESTUDCF4	0,460	26,158	0,064
IDIOMASCF	0,083	6,847	0,145
ENFERMOCF	-0,024	-2,632	0,266
SEGUPRCF	0,153	11,579	0,096
PAROCF	-0,143	-15,010	0,210
Nº observaciones: 14.619    R <sup>2</sup> Ajustado: 0,582			
Durbin-Watson: 1,932			

La variable dependiente es la renta corriente expresada en euros (ingresos totales del hogar netos para el año 2000 en logaritmo neperiano). Las variables explicativas incluidas en la regresión y no comentadas en la tabla A.2 son las siguientes:

*OCUPADOS, OCUPADOS2*: Número de miembros ocupados del hogar y su cuadrado.

*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.

*PFINGRESOS1*: La principal fuente de ingresos del hogar proviene del trabajo por cuenta propia.

*PFINGRESOS2*: La principal fuente de ingresos del hogar proviene del trabajo por cuenta ajena.

*PFINGRESOS3*: La principal fuente de ingresos del hogar proviene de pensiones contributivas y no contributivas, de subsidios (excepto del de desempleo) o prestaciones sociales.

*PFINGRESOS4*: La principal fuente de ingresos del hogar proviene de rentas de capital o de la propiedad.

*VDASEC*: cuando el hogar dispone de vivienda secundaria.

*IDIOMASCF*: cuando el cabeza de familia utiliza alguna lengua extranjera de forma elemental, bien para conversar en situaciones rutinarias o bien para leer información básica.

*ENFERMOCF*: el cabeza de familia tiene una enfermedad crónica física o mental o alguna incapacidad o deficiencia crónica.

*SEGUPRCF*: si el cabeza de familia dispone de cobertura de seguro médico privado.

*PAROCF*: cuando el cabeza de familia ha estado en paro alguna vez después de 1989, o 5 años antes de entrar en la muestra, si entró en ésta después de 1994.

**TABLA A.5**  
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
PAÍS VASCO	13,219	13,647

