

Ensayos sobre el mercado de la vivienda en España: Precios hedónicos y regímenes de tenencia

José María Raya Vílchez

ADVERTIMENT. La consulta d'aquesta tesi queda condicionada a l'acceptació de les següents condicions d'ús: La difusió d'aquesta tesi per mitjà del servei TDX (www.tesisenxarxa.net) ha estat autoritzada pels titulars dels drets de propietat intel·lectual únicament per a usos privats emmarcats en activitats d'investigació i docència. No s'autoritza la seva reproducció amb finalitats de lucre ni la seva difusió i posada a disposició des d'un lloc aliè al servei TDX. No s'autoritza la presentació del seu contingut en una finestra o marc aliè a TDX (framing). Aquesta reserva de drets afecta tant al resum de presentació de la tesi com als seus continguts. En la utilització o cita de parts de la tesi és obligat indicar el nom de la persona autora.

ADVERTENCIA. La consulta de esta tesis queda condicionada a la aceptación de las siguientes condiciones de uso: La difusión de esta tesis por medio del servicio TDR (www.tesisenred.net) ha sido autorizada por los titulares de los derechos de propiedad intelectual únicamente para usos privados enmarcados en actividades de investigación y docencia. No se autoriza su reproducción con finalidades de lucro ni su difusión y puesta a disposición desde un sitio ajeno al servicio TDR. No se autoriza la presentación de su contenido en una ventana o marco ajeno a TDR (framing). Esta reserva de derechos afecta tanto al resumen de presentación de la tesis como a sus contenidos. En la utilización o cita de partes de la tesis es obligado indicar el nombre de la persona autora.

WARNING. On having consulted this thesis you're accepting the following use conditions: Spreading this thesis by the TDX (www.tesisenxarxa.net) service has been authorized by the titular of the intellectual property rights only for private uses placed in investigation and teaching activities. Reproduction with lucrative aims is not authorized neither its spreading and availability from a site foreign to the TDX service. Introducing its content in a window or frame foreign to the TDX service is not authorized (framing). This rights affect to the presentation summary of the thesis as well as to its contents. In the using or citation of parts of the thesis it's obliged to indicate the name of the author.

ENSAYOS SOBRE EL MERCADO DE LA VIVIENDA EN
ESPAÑA: PRECIOS HEDÓNICOS Y REGÍMENES DE
TENENCIA

JOSÉ MARÍA RAYA VILCHEZ

DIRECTOR: JAUME GARCIA VILLAR

*Departamento de Economía Política, Hacienda Pública y
Derecho Financiero y Tributario/ Universidad de Barcelona*

PARTE II: ANÁLISIS DE LOS DETERMINANTES DEL RÉGIMEN DE TENENCIA DE LA VIVIENDA EN ESPAÑA

La combinación de la necesidad del disfrute de los servicios de inmueble, que no de la propiedad de los mismos como a veces olvida el sector público, junto con el elevado coste de la propiedad hace del mercado de alquiler la única alternativa para muchos individuos. Así, en el mercado de la vivienda, alquilar es una opción con un peso nada despreciable a pesar de vivir inmersos en una cultura eminentemente propietaria como la nuestra, donde el porcentaje de arrendatarios ha disminuido considerablemente desde los años 50 debido a la normativa del mercado del alquiler vigente hasta la década de los ochenta y los incentivos públicos a la propiedad. Así, mientras que en 1950 el porcentaje de viviendas en alquiler, ya sea social o privado, era del 53% (*San Martín, 2000*), en 2002, como vimos en la introducción, ya era únicamente del 11%.

La decisión entre alquilar y comprar depende de los costes que generan cada una de las opciones. Siguiendo a *San Martín (2000)*, y utilizando cifras de la segunda mitad de la década de los noventa, un alquiler anual se suele situar entorno al 5% del precio de la vivienda, lo que unido a unos tipos de interés fijos del mercado hipotecario entorno al 5.5%, los incentivos fiscales a la propiedad y las expectativas de revalorización de la vivienda, dejan poca opción al alquiler, opción que contemplan, básicamente, los individuos que no se pueden permitir la propiedad por su renta actual, la inseguridad de sus ingresos futuros o porque prevén que su estancia en la zona será muy corta. Para justificar la posibilidad de un cambio de escenario en donde el régimen de alquiler fuera el más atractivo, *San Martín (2000)* compara las elecciones de los consumidores bajo diversos escenarios en función del precio de la vivienda, el alquiler, el periodo de estancia, el tipo de interés, la rentabilidad del

ahorro, la fiscalidad de la vivienda y las expectativas de crecimiento de precios. Evidentemente, un mayor alquiler, un menor precio de la vivienda actual, un mayor periodo de estancia, un menor tipo de interés, una menor rentabilidad del ahorro, un mayor sesgo fiscal a favor de la propiedad y unas mayores expectativas de crecimiento de los precios de la vivienda favorecen la opción de la propiedad.

Como recomendaciones, para alcanzar un mayor equilibrio entre los principales regímenes de tenencia en España, *San Martín (2000)* aboga por un cambio en la normativa y la orientación del sector público respecto al mercado del alquiler ya que si en un próximo periodo, debido al crecimiento de los precios de la propiedad, el alquiler es la opción más elegida, es necesario fomentar la oferta de viviendas en alquiler ya que, en caso contrario, el aumento de la demanda de vivienda en este régimen de tenencia conduciría a un aumento del alquiler perjudicando el acceso a un segmento de la población. Además, esta política reduciría en un cierto porcentaje el paro estructural de la economía española producto de la ausencia de movilidad laboral a la que contribuyen los altos porcentajes de propiedad comentados y reduciría los recursos públicos necesarios para la política de la vivienda, especialmente a la hora de atender a los colectivos con menores ingresos. Por último, y en una misma línea, se trataría de introducir desgravaciones fiscales al alquiler en una cuantía similar a las existentes en la compra.

Hemos visto que, en el caso de España, por tanto, la evolución de los factores que influyen dicha decisión individual parecen haber conducido a un estado en el que la opción de alquilar es minoritaria, situación que parece difícil de invertir y cuyo desequilibrio genera algunos efectos perversos para la economía. Así, de lo anterior se desprende la necesidad de indagar en el conocimiento de la decisión de tenencia de los individuos así como de los elementos que la influyen y el peso que tiene cada uno de ellos en la decisión. En buena lógica, el estudio de la decisión entre alquiler y propiedad está en estrecha relación, en ocasiones, con el ciclo vital del individuo y, consecuentemente, constituye uno de los marcos más reiterados en la literatura que gira entorno al mercado de la vivienda. Así, se inicia el tratamiento de dicha decisión mediante la utilización de los llamados más adelante modelos clásicos de tenencia. En estos modelos se caracterizan los status de propietario o inquilino. A partir de muestras de sección cruzada, se estima cómo diversas características socioeconómicas del individuo como su renta, edad, situación laboral o estado civil afectan al hecho de ser propietario o inquilino. En este tipo de modelos se trabaja con un individuo que no se haya en equilibrio respecto a la decisión de estudio, es decir,

un individuo que hace tiempo que tomó la decisión de tenencia y, por tanto, el hecho de que sea propietario o inquilino en este momento responde, principalmente a decisiones y situaciones anteriores.

Pero la decisión de interés no es el hecho de ser propietario o no en un determinado momento. *Kan (2000)* reconoce que las estimaciones de los modelos de tenencia clásicos son sesgadas, sobretodo si no se controla por la tenencia previa. Esta idea es la que subyace a la utilización de una cadena de Markov de grado uno - esto es, incorporar como regresor la tenencia en el periodo anterior- para el estudio de la decisión de tenencia del individuo. Este tipo de modelos que introducen un cierto componente dinámico al estudio de la decisión de tenencia son muy utilizados en otros campos. De todas formas, con el objetivo de estudiar la decisión de tenencia para los individuos que se hallan entorno al equilibrio, aparecen los modelos para *recent-movers (Ihlanfeldt, 1981 y Painter, 2000)*. En estos modelos, cuyo objetivo es estudiar la relación entre la decisión de tenencia y la de movilidad, se trata de escoger una muestra de individuos que hayan cambiado de vivienda recientemente y, por tanto, que se les estudie en el momento en el cual toman la decisión.

Goodman (2003) proporciona un procedimiento que aporta un cierto grado de dinamicidad al estudio de la decisión de tenencia. A resultas de su modelo teórico, el autor propone realizar el seguimiento de un panel de hogares que continúan en su vivienda. Así, estima modelos probit bivariantes secuenciales en los que la ecuación de tenencia en un momento dado viene acompañada de la ecuación en la que el hogar decide permanecer o cambiar de vivienda. Los hogares que deciden cambiar de vivienda salen del panel, no figurando, así, en la estimación del siguiente periodo. La necesidad de ciertos elementos longitudinales queda patente en esta metodología.

Ahora bien, los anteriores modelos, a excepción de la cadena de Markov, no dejan de ser estáticos. Es decir, se utilizan datos y modelos anclados en un cierto momento temporal para estudiar una decisión que, a todas luces, parece dinámica. Seguramente, si un individuo era propietario en periodos anteriores, en buena lógica debería de continuar siéndolo, ya que así ha manifestado sus preferencias, siendo además, los coste de ajuste elevados, a no ser que se haya producido algún cambio en su estado civil, laboral o económico, por ejemplo, que así lo justifique. Expresado, de otra forma, el objeto de interés son las transiciones de régimen de tenencia que realiza un individuo y las variables por las cuales han acontecido. Para ello necesitamos datos longitudinales y un método de estimación acorde este marco: los

modelos de duración (*Di Savio y Ermisch, 1997 y Ahn, 2001*). Por otra parte, *Zorn (1988)*, en un estudio de movilidad y tenencia, sugiere la obtención de una muestra *choice-based* en la que se sobreponderan las decisiones con menor peso en la muestral. Este muestreo no aleatorio motiva algunas ligeras modificaciones en el procedimiento de estimación. Como, en buena lógica la presencia de transiciones será ocasional y, por lo tanto, su importancia cuantitativa dentro de una muestra procedente de una serie longitudinal no muy larga será menor, se puede aplicar esta técnica. El análisis comparativo de estas distintas aproximaciones surgidas de una revisión de la literatura relativa a la decisión de tenencia constituye un objetivo básico de esta segunda parte del estudio.

Por otra parte, además de la función legislativa que el sector público aplica sobre el sector inmobiliario mediante los planes de vivienda, las leyes del suelo y la Ley de Arrendamientos Urbanos, el sector público también interviene en dicho sector mediante sus medidas presupuestarias. Estas medidas agrupan las ayudas indirectas y las ayudas directas. Las ayudas directas aparecen en los sucesivos planes de viviendas y se materializan en subsidios de tipos de interés, acceso a préstamos cualificados y subvenciones personales. Las ayudas indirectas son las que proceden del tratamiento fiscal que se realiza a la vivienda habitual en el sistema impositivo español afectando así el principio de neutralidad impositiva³⁶.

De entre estas ayudas indirectas la de mayor repercusión social y cuantitativa es la que subyace al impuesto sobre la renta. El tratamiento favorable de la vivienda se manifiesta a través de desgravar tanto el capital como los intereses generados por su adquisición. Desde 1985 a 1989 estas desgravaciones favorecían tanto al propietario de una vivienda habitual como al de una secundaria. Con posterioridad, únicamente resulta beneficiario de las mismas el propietario de una vivienda habitual. Además, hasta 1999 la posesión de una vivienda daba a lugar a un rendimiento implícito (un porcentaje del valor catastral) que desapareció para la vivienda habitual a partir de esa fecha. Esta reforma también modificó el límite conjunto de las deducciones por inversión en vivienda, estableciéndose un límite fijo con

³⁶ Las actuaciones del sector público español en términos de política de la vivienda se describen de forma completa en *Rodríguez López (1990)*, *López García (1992)*, *Pareja y San Martín (1999)* o *García Montalvo y Mas (2000)*. En particular, en *Pareja y San Martín (2002)* se describen las actuaciones del sector público español que afectan a la decisión del régimen de tenencia a adoptar por parte de los individuos.

independencia de la renta que sustituía al límite del 30% de la base imponible. Paralelamente, se trasladó la deducción de los intereses del préstamo hipotecario, de la base a la cuota. Ambas acciones apuntan hacia un aumento de la progresividad de estas deducciones ya que las desgravaciones dejan de ser mayores para los tramos más altos de renta. Por último, el IRPF desde 1992 contempló una deducción en la cuota para los inquilinos, que fue eliminada en 1999.

Se observa como, la ley del IRPF de 1998 ofrece medidas con efectos contradictorios para la decisión individual de tenencia. Por una parte, al fijar un límite independiente de la renta para la deducción en la cuota por adquisición de vivienda habitual, reduce significativamente el subsidio efectivo a la adquisición de vivienda habitual para muchos niveles de renta, perjudicando la opción propietaria. Por otra parte, la eliminación del rendimiento inmobiliario y de la deducción en la cuota destinada al alquiler favoreciendo, así, la opción propietaria en términos relativos. El efecto neto sobre los compradores de vivienda habitual se evalúa en el trabajo de *Onrubia y Sanz (1999)* obteniéndose como resultado que los contribuyentes de rentas medias y bajas salen beneficiados, mientras que los contribuyentes de rentas altas salen perjudicados por la reforma³⁷.

Estas intervenciones del sector público abaratan la compra de vivienda habitual así como presentan un coste presupuestario. La valoración de este coste aporta una medida de la importancia relativa de la fiscalidad en el sector de la vivienda. Según estimaciones de *García-Montalvo y Mas (2000)* el subsidio efectivo³⁸ a la adquisición de vivienda habitual es, a partir de 1999, de un 21% para las rentas bajas y un 10% para las mayores³⁹. El coste de la política presupuestaria de la

³⁷ De todas formas, la ley del IRPF de 1998 contempla una compensación para los contribuyentes que han comprado la vivienda antes de la entrada en vigor de la ley y salen perjudicados con la aplicación de la misma.

³⁸ El cálculo de dicho subsidio incorpora el subsidio implícito en los precios máximos en las viviendas de protección oficial (VPO), el subsidio del tipo de interés, las ayudas a fondo perdido, la desgravación fiscal, el rendimiento inmobiliario imputado y los pagos por el impuesto de bienes inmuebles menos su deducción en el IRPF

³⁹ En periodos anteriores este subsidio era superior pero la entrada en vigor de los Planes de vivienda 1998-2001 que redujeron los subsidios de intereses y a fondo perdido, así como la reducción del tipo de interés explican la deducción del subsidio efectivo. Asimismo, la relación de este subsidio con la renta de

vivienda en términos de PIB también calculado por *García-Montalvo y Mas (2000)* ascendía a un 2% para la primera mitad de los 90. Recientemente, el Banco Central Europeo (BCE) ha realizado un cálculo similar y sitúa al gasto en política de la vivienda en España junto con el de Dinamarca al frente de los países de la Unión Europea con un gasto del 1,4% del PIB (Tabla 1).

Tabla 1: Gasto en política de la vivienda en la UE

Países	% Gasto público en políticas de financiación de la vivienda
Dinamarca	1,4
Bélgica	1
Alemania	0,9
Grecia	0,2
España	1,4
Francia	1,1
Irlanda	---
Italia	0,1
Luxemburgo	0,6
Austria	1,3
Países Bajos	0,7
Portugal	0,8
Finlandia	1,2
Suecia	0,4
Reino Unido	0,6

Fuente: Banco Central Europeo (2003)

El segundo objetivo, por tanto, de esta segunda parte del estudio es analizar la influencia de las diversas políticas del sector público en la decisión de tenencia de los individuos, mediante el impuesto de mayor influencia política, social y económica: el impuesto sobre la renta de las personas físicas (IRPF). En concreto, de sus dos últimas reformas de mayor relevancia: la reforma de 1991 y la reforma de 1998.

los individuos presentaba forma de U debido al papel que jugaba el tipo marginal en la deducción en la base por intereses.

Esta segunda parte de la tesis se estructura como sigue. En el capítulo IV, se presentan las distintas aproximaciones tanto estáticas como dinámicas que la literatura ha utilizado para analizar la decisión de tenencia. Mediante las estimaciones de cada uno de los modelos para el caso español se pretende realizar un análisis comparativo con el objetivo de decantarse por alguno de los modelos presentados. Finalmente, en el capítulo V, se realizará una valoración del efecto de la fiscalidad en la decisión de tenencia tanto en la vivienda habitual como en la vivienda secundaria.

Capítulo IV: Análisis comparativo de distintas modelizaciones del régimen de tenencia de la vivienda.

En tanto en cuanto influencia o está íntimamente ligada a otras decisiones vitales de gran importancia individual para el sujeto y agregada para el país en el que reside, resulta de interés inmediato el estudio de la decisión del régimen de tenencia de vivienda por parte de los individuos. Valgan dos ejemplos para ilustrar esta afirmación. En primer lugar, la mezcla de una cultura propietaria, un mercado de alquiler escaso y elevados precios de la vivienda conduce a un retraso en la emancipación de los jóvenes en la sociedad española, como pone de manifiesto a lo largo del informe del Consejo Económico y Social del año 2002. Adicionalmente, este fenómeno puede afectar a los patrones de estado civil y natalidad de una sociedad. De forma paralela, ser propietario conlleva unos costes mayores de movilidad y, por tanto, a una menor disponibilidad a la movilidad geográfica. En este sentido, un país con un mayor porcentaje de propietarios presenta un riesgo más elevado de paro estructural y, con ello, un crecimiento potencial más reducido.

Diversos son los factores que influyen en la decisión del régimen de tenencia de la vivienda de los individuos. No obstante, como en la mayoría de las decisiones económicas, intervienen básicamente dos variables: la utilidad y los costes inherentes a cada una de las alternativas. Ahora bien, mientras que la utilidad es un aspecto básicamente endógeno del individuo que refleja sus preferencias y que estará influenciado por algunas de sus características socioeconómicas como su renta, edad, situación familiar, nivel de estudios, tamaño familiar o estado civil, la mayoría de componentes del coste relativo de cada una de las alternativas de tenencia son exógenos al individuo y vienen determinados por las condiciones económicas del momento y el lugar que vive el individuo. Estas condiciones económicas son principalmente el nivel de alquileres, el tipo de interés y el tratamiento legal y fiscal que otorgue el sector público a cada alternativa.

En el presente capítulo se pretende estimar, con unos mismos datos y para el caso español, los distintos modelos que se han utilizado en la literatura económica de la vivienda para describir la decisión del régimen de tenencia de vivienda de los individuos. Este recorrido nos conducirá desde los modelos de elección binaria clásicos a los modelos de duración. El estudio comparativo de los resultados de las

estimaciones de dichos modelos ilustrará las diferencias de resultados que se producen según la especificación utilizada.

El capítulo se estructura como sigue. En la primera sección, se presenta un análisis detallado de la literatura económica sobre las decisiones relativas al régimen de tenencia de la vivienda y su evolución dedicándole especial atención a la problemática econométrica. A continuación, se presentará el modelo empírico así como los datos en los que se basará el estudio comparativo. En la tercera sección, se presentarán los resultados de las distintas estimaciones y, por último, se realizará un estudio comparativo de los resultados de los distintos modelos para acabar con unas conclusiones finales.

IV.1 Revisión de la literatura

Uno de los aspectos que distinguen a la vivienda respecto a otros bienes es la presencia de dos formas básicas de tenencia de elevada presencia en el mercado: alquiler y propiedad⁴⁰. La vivienda es seguramente el bien con mayor mercado de alquiler entre aquellos a los que tienen acceso las economías domésticas, y esto es así por la combinación de su elevado coste y necesidad. A partir de aquí tenemos una extensa literatura económica que gira entorno a los modelos de tenencia de vivienda que conecta con el análisis de demanda de servicios de vivienda.

Los primeros modelos de tenencia siguen la línea iniciada por *King (1980)*, que modeliza conjuntamente mediante un modelo empírico, la tenencia de vivienda y la demanda de servicios de vivienda, ya que ambas proceden de la misma ordenación de preferencias. La decisión de tenencia procede de asumir que la utilidad de una determinada alternativa procede un índice de utilidad indirecta lineal en parámetros en el que los costes de cada alternativa aparecen como variables explicativas. A partir de aquí encontramos trabajos similares de los que únicamente cabe añadir que en gran parte de ellos adquiere un papel central la discusión de los costes de uso asociados a cada alternativa, es decir, cuánto cuesta utilizar una vivienda en propiedad o en alquiler. Esta discusión parte de *Laidler (1969)* y es retomada por *Rosen (1979)*. Así, el régimen de tenencia escogido será aquél que suponga un coste menor al individuo.

⁴⁰ En las estadísticas siempre hay un remanente, bajo la denominación de "otras formas de tenencia" bajo cuya denominación se incluyen: cooperativas diversas, alquileres gratuitos, alquileres sociales, subalquiler y viviendas vacías o libres.

Mientras el coste de uso de una vivienda en régimen de alquiler es prácticamente el alquiler pagado al arrendador, el coste de la propiedad se ve influenciado por diversos aspectos económicos y fiscales. De esta forma, y con carácter general, el coste de uso de una vivienda en propiedad es:

$$cu = (k * t_{irpf} * a(1 - t_{ibi}) * V - t_{irpf} * r * WM + \delta - \pi - d(1 - w) * V. \quad (IV.1)$$

En donde cu es el coste de uso, k es porcentaje que representa el valor catastral sobre el valor de mercado, t_{irpf} es el tipo marginal de IRPF del individuo, a es el porcentaje de imputación de la vivienda en propiedad como renta presunta en dicho impuesto, t_{ibi} es el tipo del impuesto sobre la propiedad aplicable, el cual depende del ayuntamiento, r es el tipo de interés real, w es el porcentaje que representan los intereses del pago hipotecario total del ejercicio, M es el pago hipotecario del ejercicio, δ es la tasa de depreciación del inmueble (que en la literatura se presume entorno al 2.25% anual), π es la tasa de inflación nominal esperada de la vivienda, V es el valor de mercado de la vivienda y d es el porcentaje de deducción en la cuota en caso de existir.

En cuanto a un soporte teórico algo más sofisticado de este tipo de modelos, en *Henderson y Ioannides (1985)* se encuentra una primera tentativa donde se presenta por primera vez un modelo diseñado para ilustrar los dos roles del bien duradero vivienda: el rol de consumo y el de inversión. En el trabajo se presenta la decisión de tenencia como un problema del consumidor clásico en el que el individuo será propietario si su utilidad como tal es superior a su utilidad en régimen de alquiler. Así, si $V_p - V_a > 0$ (donde V es una función de utilidad indirecta cuyos componentes son la renta, los costes, la menor o mayor aversión al riesgo, la utilización de la vivienda y variables sociodemográficas), observaremos a un propietario.

De todas formas, el anterior trabajo no concede a la decisión de tenencia la dimensión intertemporal, que cualquier decisión instalada en el ciclo vital de los individuos merece. Esta dimensión dinámica no tardó en aparecer en la literatura económica de la vivienda. Así, por ejemplo, en los modelos de *Zorn (1988)*, *Goodman (1995)* o *Ioannides y Kan (1996)*, podemos obtener la elección de tenencia que realiza cada individuo en cada periodo, y no únicamente en un periodo concreto, siempre dentro de un modelo cuyo objetivo es explicar la demanda de servicios de vivienda que realiza el consumidor.

En el trabajo de *Ioannides y Kan (1996)*, se presenta un modelo de consumo intertemporal en el entorno de elección del consumidor clásico, donde el individuo debe de decidir entre consumo de vivienda y del resto de bienes. Así el individuo maximiza la utilidad esperada:

$$\text{Max}U^e = \sum_{t=0}^{\infty} E_t \beta_t U(c_t, h_t, \theta_t) \quad (\text{IV.2})$$

$$\theta_t^l = \Theta^l(X_t) + \psi_t^l \quad (\text{IV.3})$$

donde h_t es el consumo de vivienda, β es un conjunto de parámetros y c_t es el consumo en el resto de bienes. Igualmente θ hace referencia a los gustos cambiantes del individuo que son descritos según un proceso estocástico que contempla las diferencias en las características socioeconómicas (X_t) y las características no observables Ψ_t^l . El superíndice l hace referencia a los dos modos de tenencia: propiedad o alquiler.

Dicha utilidad se maximiza sujeta a la restricción

$$\sum_{t=0}^{\infty} \frac{1}{(1+r_t)^t} (c_t + \Pi_t h_t) = A_0 \quad (\text{IV.4})$$

donde r_t es el tanto de descuento, A_0 es la dotación inicial y Π_t es el coste en el caso de alquilar mientras que el coste de la propiedad es el coste de oportunidad, r_t , menos la apreciación α .

Igualmente se introducen los costes de transición de vivienda que no se consideran para el resto de bienes. Dichos costes t se consideran distintos para la propiedad o el alquiler pero siempre como una función lineal de la cantidad que se consume en la actualidad más una constante

$$t = t_{11} h_{t-1} + t_{10} \quad (\text{IV.5})$$

La situación de tenencia S_t puede ser en régimen de propiedad o alquiler,

$$S_t \in \{ALQUILER, PROPIEDAD\}, D_t = D_t(S_{t-1}, X_t, \varepsilon_t) \quad (IV.6)$$

La decisión D_t será tomada en cada periodo y será una función de la situación anterior, de las variables socioeconómicas y de factores aleatorios. Las decisiones podrán ser, permanecer, moverse hacia el alquiler o moverse hacia la propiedad.

En cuanto a *Goodman (1995)*, la citada modelización considera un consumidor en el momento temporal 0 , que optimiza para T periodos el consumo en vivienda h_t con precio p_t y el consumo del resto de bienes c_t con precio 1. Los costes de transacción de moverse en cualquier periodo son t_t . Si el consumidor planea moverse cada periodo, asumiendo mercados de capital perfectos, renta anual, tipo de interés r y preferencia temporal ζ , maximizará:

$$\Lambda^* = \sum_{t=1}^{t=T} (1+\zeta)^{1-t} U^t(h_t, c_t) + \lambda \left[\sum_{t=1}^{t=T} \left(\frac{y_t}{(1+r)^{t-1}} - \frac{p_t h_t}{(1+r)^{t-1}} - \frac{c_t}{(1+r)^{t-1}} - \frac{t_t}{(1+r)^{t-1}} \right) \right] \quad (IV.7)$$

Permanecer en la misma unidad con \bar{h} para los primeros T periodos, permite al consumidor ahorrar los costes de transacción en los que se incurre al realizar un movimiento, aunque incurriendo en costes de inmovilidad, en términos de la utilidad perdida al no estar consumiendo la cantidad de h deseada. Esto implica:

$$\Lambda^* = \sum_{t=1}^{t=T} (1+\zeta)^{1-t} U^t(\bar{h}, c_t) + \lambda \left[\sum_{t=1}^{t=T} \left(\frac{y_t}{(1+r)^{t-1}} - \frac{p_t \bar{h}}{(1+r)^{t-1}} - \frac{c_t}{(1+r)^{t-1}} \right) \right] \quad (IV.8)$$

Dados los vectores multidimensionales de precios, rentas y preferencias, el consumidor resuelve el número de movimientos, la longitud de cada periodo durante el cual permanece en una misma vivienda, el consumo de vivienda durante cada estancia y el consumo del resto de bienes en cada periodo.

Cada estancia multiperiodo de equilibrio se resume en:

$$\sum_{t=1}^{t=Tm} MU_t^y (MRS_t - p_t) = 0 \quad (IV.9)$$

donde MU_i^y es la utilidad marginal de la renta y MRS_i la relación marginal de sustitución.

Problemática econométrica

En cuanto a la problemática econométrica, cronológicamente, uno de los primeros trabajos en el que se hace referencia a este tipo de modelos es el de *King (1980)* que modeliza conjuntamente la tenencia de vivienda con la demanda de servicios de vivienda ya que ambas proceden de la misma ordenación de preferencias. Dicho procedimiento implica restricciones en los parámetros y en la forma funcional del modelo que deben ser susceptibles de ser comprobadas ya que la literatura previa sólo contemplaba dichas ecuaciones de forma separada. En concreto, *King (1980)* parte de un vector de consumo de servicios de vivienda según el régimen de tenencia, v , que permite J tipos de tenencia

$$v = (x_1 y_1, \dots, x_J y_J) \tag{IV.10}$$

donde x_j es la cantidad de servicios de vivienda consumidos en el régimen j y y_j toma el valor 0 o 1 dependiendo de la elección de tenencia, siendo $\sum_{j=1}^J y_j = 1$. Se denota la probabilidad de observar a la familia i en el régimen de tenencia j como p_{ij} y la función de densidad de la demanda de servicios de vivienda condicionada a la elección de tenencia por $f_{ij}(\cdot)$. La función de verosimilitud (en logaritmos) para cualquier muestra aleatoria:

$$L(v) = \sum_i \sum_j y_{ij} \log p_{ij} + \sum_i \sum_j y_{ij} \log f_{ij}(x_{ij}) \tag{IV.11}$$

Para estimarse se necesita la elección de tenencia y_j y de consumo de servicios x_j , y_j y una teoría acerca de los determinantes de p_{ij} y $f_{ij}(\cdot)$. Ambos componentes de $L(v)$ dependen del valor de un índice de utilidad para la familia i en el régimen j y la elección de tenencia depende del valor del índice para las distintas alternativas. Se asume que dicho índice es lineal en los parámetros:

$$U_i(j) = x_{ij}\beta + \varepsilon_{ij} \quad (\text{IV.12})$$

donde x_{ij} es un vector de K variables⁴¹, β es el vector de parámetros y ε_{ij} es un término de error que recoge comportamientos aleatorios, variables inobservables y heterogeneidad entre individuos que se asume independientemente distribuido con media cero y varianza σ_{ij}^2

La probabilidad de que la familia i escoja la tenencia 1 (suponiendo sólo dos) procede de :

$$p_{ij} = \text{prob}[x'_{i1}\beta + \varepsilon_{i1} > x'_{i2}\beta + \varepsilon_{i2}] \quad (\text{IV.13})$$

Este tipo de modelos de tenencia, entre los que podemos citar a *Henderson y Ioannides (1986)*, *Goodman (1988)*, o *Bourassa (1995)*, se estiman mediante modelos de elección discreta que al utilizar a todos los individuos de una muestra de corte transversal están captando comportamientos de consumo en base a precios, costes y rentas pasadas (no observables). En palabras de *Goodman (1995)*, el mercado que se observa está lejos del equilibrio. Es decir, lejos del momento en el cual se tomó la decisión de interés.

Así, las estimaciones econométricas de estos modelos de tenencia, a los que nos referiremos a partir de ahora como *modelos clásicos de tenencia*, se pueden considerar sesgadas ya que no captan la influencia de las variables explicativas en la elección de tenencia sino más bien describen cuál es el perfil del propietario o inquilino. Esto es así, especialmente, si no se introduce ningún control por el régimen de tenencia previo. La consideración de la tenencia previa, parece obvio que incorpora cierta dinamicidad en la decisión de tenencia. La tenencia previa tiene un impacto evidente en la movilidad y en la tenencia actual. Así, la tenencia previa resulta, por tanto, un buen indicador de las preferencias en cuanto al régimen de tenencia, así como de la financiación entre otros aspectos. Es más probable que un

⁴¹ En los sucesivos trabajos se irán observando las distintas variables que se incluyen dentro de este vector. Basta adelantar que, aunque se citarán variables que intenten captar efectos migratorios, duraciones esperadas en el inmueble y efectos institucionales, lo común es especificar los precios de los regímenes, la renta del individuo y algunas variables que intentan captar sus preferencias (sexo, edad, etc). En algunos estudios se incorporan características de la vivienda.

individuo sea propietario en el periodo actual si lo era en el periodo anterior entre otros motivos porque muestra su preferencia por la propiedad, por los elevados costes de ajuste del propietario y porque, *ceteris paribus*, la obtención de financiación es más probable. Con lo que ser propietario en el periodo previo resulta un factor explicativo clave para explicar la probabilidad de serlo en el periodo actual. Kan (2000), en su modelo multiecuacional de tenencia y movilidad pone de relieve estos aspectos.

Como resultado, las estimaciones sin controlar por la tenencia previa para una muestra no seleccionada en base a su movilidad, resultan inconsistentes al no medir el efecto de las distintas variables en la decisión de tenencia sino describir el perfil del propietario. Así, si se dispone de datos longitudinales para un conjunto de hogares, se puede modelizar la tenencia de vivienda a partir de una cadena de Markov de primer orden⁴².

Una cadena de Markov de primer orden se caracteriza completamente si especificamos la probabilidad de transición definida por la probabilidad de que el individuo i esté en el estado k en el momento temporal t si estaba en el estado j en el momento $t-1$ ($P_{jk}^i(t)$).⁴³

En el caso de un modelo de Markov con dos estados (propiedad y alquiler, por ejemplo) y variables exógenas, que controlan la heterogeneidad de los datos, el modelo puede ser expresado:

$$P(y_{it} = 1 | y_{i,t-1}) = F(X'_{it} \beta + X'_{it} y'_{i,t-1} \alpha) = F_{it} \quad (\text{IV.14})$$

donde F es una cierta función de distribución, X_{it} son variables sociodemográficas del individuo i en el momento t y y_{it} es lo mismo que $y_j^i(t)$, tomando el valor 1 si el individuo está en el estado 1 en t y 0 en caso contrario.

⁴² Esquemas autorregresivos superiores, no sólo tienen un coste informativo no despreciable en series longitudinales cortas, como son los datos existentes de vivienda, sino que no están justificados por la literatura económica conocida.

⁴³ Véase Amemiya (1985) para una descripción de estos modelos.

Así, podemos notar la función de verosimilitud del modelo condicionada a $y_{i,0}$ como:

$$L = \prod_i \prod_t F_{it}^{y_{it}} [1 - F_{it}]^{1-y_{it}} \quad (\text{IV.15})$$

Es fácil constatar la similitud entre esta expresión y su homónima en los modelos de respuesta cualitativa. Si tratamos (i,t) como un único índice esta expresión difiere de la de un modelo de respuesta cualitativa binario en la presencia de $y_{i,t-1}$ en el argumento de F . Pero esta presencia, no causa mayores dificultades que las que proporciona en un modelo autorregresivo donde la variable dependiente es continua. Es decir, en lo que respecta a los resultados asintóticos, podemos tratar $y_{i,t-1}$ como una variable exógena más⁴⁴.

Sin embargo, ante un panel de datos, y siguiendo a *Jiménez et al (1996)* para un modelo explicativo de la decisión de huelga, el modelo a estimar con presencia de la variable endógena retardada para el criterio latente (y^*) de decisión de tenencia (y) es el siguiente:

$$y_{it} = \gamma_{it-1} + \alpha x_{it} + f_i + \varepsilon_{it} \quad (\text{IV.16})$$

$$y_{it} = 1 \quad (y_{it}^* \geq 0) \quad (\text{IV.17})$$

donde x es el vector de condicionantes que influyen sobre el criterio latente, ε es el término de error, α y β son los vectores de parámetros y f_i es un efecto individual. Si la dinámica y los efectos individuales son factores relevantes en la explicación de la decisión de tenencia, los estimadores obtenidos en un modelo logit son inconsistentes, por el problema de correlación entre la variable endógena retardada y el efecto individual no observable. En este modelo, la variable endógena retardada no puede ser considerada de una forma simple como regresor (*Maddala, 1987*). Bajo estas premisas, la alternativa más simple para aplicar a paneles de datos (otras

⁴⁴ El modelo de independencia es el submodelo de cadena de Markov en el que $p_{0,1} = p_{1,1} = p_1$ (la cadena contempla el estado 1 con probabilidad p_1 independientemente del estado de la etapa anterior. Con la reparametrización la hipótesis de independencia se convierte en $\beta = 0$)

alternativas menos óptimas para este caso son el modelo logit con efectos específicos no observables o el modelo Probit de efectos aleatorios) es el modelo de probabilidad lineal. Esta alternativa, aunque tiene algunas deficiencias bien conocidas, permite introducir la variable endógena retardada como factor explicativo y utilizar métodos de variables instrumentales para obtener estimadores consistentes (*Arellano y Honoré, 2001*). Adicionalmente, podemos controlar los efectos específicos, tomando primeras diferencias en (IV.16):

$$\Delta y_{it} = \gamma \Delta y_{it-1} + \alpha \Delta x_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (\text{IV.18})$$

Los parámetros de (IV.18) pueden ser estimados por el método generalizado de momentos (MGM, *Arellano y Bond, 1991*). Dicho procedimiento controla por el hecho de que $\Delta \varepsilon_{it}$ es heterocedástico y está serialmente correlacionado. Además, el análisis empírico permite el contraste de la importancia de los efectos específicos (contraste de diferencia del estadístico de Sargan, *Arellano, 1993*). Este contraste es muy útil cuando el vector de variables explicativas incluye la variable endógena retardada. Por construcción, dicha variable está correlacionada con los efectos individuales con lo que el modelo en niveles, en principio, no permite obtener estimaciones consistentes. Sin embargo, bajo la hipótesis nula de que dichos efectos son irrelevantes, los dos modelos proporcionan estimadores consistentes. Para ello, se compara el estadístico de Sargan bajo la hipótesis nula de que ambas estimaciones son consistentes y la alternativa de que sólo las obtenidas en el modelo en primeras diferencias lo son. La diferencia entre ambos estadísticos se distribuye como una χ_r^2 , siendo r el número de restricciones adicionales de ortogonalidad del modelo en niveles respecto al modelo en primeras diferencias.

De todas formas, ya contremos o no por el régimen de tenencia previo, seguimos observando a los individuos lejos de su equilibrio. En cambio, el mercado se observa en equilibrio para los individuos que acaban de realizar un movimiento, un cambio de vivienda. *Henderson y Ioannides (1985)*, que parten de la modelización conjunta de King de tenencia y consumo, distinguen dos tipos de especificaciones. La primera de ellas se acerca a King pero utiliza una muestra de “*recent-movers*” (de familias que han cambiado recientemente de residencia) en lugar de una muestra de todas las familias de la encuesta. Por tanto, están estudiando la decisión de tenencia únicamente para los individuos que se comportan en base a rentas, costes de transición y precios actuales.

El problema ahora es un problema de sesgo de selección muestral porque la elección de tenencia sólo se observa en este caso si la familia se mueve. Así lo contempla *Painter (2000)*. El autor parte de una variable latente y^* que se regresa con un vector de variables demográficas y económicas.

$$y^* = \beta X_i + \varepsilon_{1i} \quad (IV.19)$$

Dado que uno observa sólo el output binario, $y=1$ si $y^*>0$ o $y=0$ en caso contrario. Sin embargo, sólo se observa y si el individuo se ha movido, es decir, $m=1$, donde m^* procede de la relación subyacente

$$m^* = \gamma z_i + \varepsilon_{2i} \quad (IV.20)$$

donde se observa $m=1$ si $m^*>0$ y 0 en caso contrario y donde z_i son variables demográficas y económicas que no tienen por qué coincidir con X_i . Se asume que ε_{1i} y ε_{2i} se distribuyen conjuntamente con coeficiente de correlación ρ . Todo ello permite una estimación de máxima verosimilitud de:

$$\sum_{i \in S} \ln[\Phi_2(x_i, \beta, z_i, \gamma, \rho)] + \sum_{i \in B} \ln[\Phi_2(-x_i, \beta, z_i, \gamma, \rho)] + \sum_{i \in B} \ln[1 - \Phi_1(z_i, \gamma)] \quad (IV.21)$$

Donde S es el conjunto de “*recent movers*” y con subíndices 1 y 2 es la función de distribución normal acumulada y bivalente respectivamente

Ahora bien, y tal como vimos en los modelos teóricos de *Ioannides y Kan (1996)* y *Goodman (1995)*, podemos entender la decisión de tenencia de vivienda como una de esas decisiones de ciclo vital del individuo cuya comprensión y estudio precisa observar al individuo durante un conjunto de periodos. Así, cuando un individuo decide realizar un cambio en su régimen de tenencia lo hace porque, respecto a su anterior elección, ha habido algún cambio en su situación socioeconómica y familiar. Por ejemplo, un individuo que alquiló una determinada vivienda hace unos años puede decidir en un cierto momento tenerla en propiedad debido a que su renta ha aumentado. En este contexto, donde el objetivo es captar los motivos por los cuales un individuo realiza una transición a un determinado

régimen de tenencia, es decir, entendiendo la decisión de tenencia desde un punto de vista dinámico, se necesitan unos datos longitudinales y utilizar como metodología los modelos que incorporen alguna consideración dinámica, consideración, que por otra parte, ha estado ausente de las especificaciones anteriores a excepción de la cadena de Markov.

Una primera tentativa, en cuanto a su formulación, que no en cuanto a su aparición cronológica, es el seguimiento de un panel de hogares que permanecen en su vivienda, el trabajo de referencia es *Goodman (2003)*. El método de estimación se considera una aproximación econométrica al modelo multiperiodo derivado por el propio autor, *Goodman (1995)*, que muestra las condiciones de equilibrio. Periodo a periodo, el individuo compara el coste de permanecer en su vivienda (en términos de la utilidad que pierde en relación a la vivienda que desea) con los costes de moverse. Análogamente, compara los costes de ser propietario con los de ser inquilino. El objetivo final es obtener el impacto en las elasticidades tanto de los que permanecen en su vivienda durante el periodo (*stayers*) como de los que no (*movers*). La literatura, hasta el momento, había obtenido elasticidades parciales ya sea de los *stayers* (modelos clásicos) o de los *movers* (modelos de *recent-movers*).

Para validar su modelo teórico, *Goodman (2003)* necesita seguir a un panel de hogares durante un tiempo, viendo algunos hogares que se mueven y otros que permanecen. Aunque el modelo teórico no modeliza explícitamente la elección de tenencia, *Goodman (2003)* entiende que cualquier modelo empírico debe hacerlo debido a la diferencia de costes de transacción entre ser propietario o alquilar.

A partir de una base de datos que cubre a las familias en el área metropolitana de Detroit en 1981, 1985, 1989 y 1993 y entre otras ecuaciones más o menos instrumentales, en este trabajo se pretende recoger dos que caminan directamente hacia nuestro objetivo: la estimación conjunta de la decisión de tenencia y el estatus *mover-stayer*. Nótese que la decisión mover-stayer procede de comparar, tal y como hacía el modelo teórico, los costes de permanecer en una vivienda (en términos de utilidad perdida) y los costes de moverse. Ambas decisiones están relacionadas y por ello se establecen tres modelos probits bivariantes secuenciales. Son: (i) ecuación de tenencia para 1981 y status de stayer en 1985, (ii) ecuación de tenencia para 1985 y status de stayer en 1989 y (iii) ecuación de tenencia para 1989 y status de stayer en 1993. Todas las familias en 1993 permanecen en su vivienda (son *stayers*), con lo que la ecuación final es un probit convencional. A partir de aquí, como se ha obtenido

información tanto de los *movers* como de los *stayers*, se pueden estimar ecuaciones de demanda de servicios que dan cuenta de todos los colectivos.

Concluimos, por tanto, que el seguimiento de un panel de hogares que permanecen en su vivienda durante un cierto número de periodos nos ayuda a extraer conclusiones sobre el entorno dinámico de la decisión de tenencia. *Goodman (2003)* proporciona un marco teórico y empírico para el estudio del mismo a través de la estimación de modelos probit bivariantes secuenciales. Con ello realiza un seguimiento en el tiempo de las decisiones de los hogares en cuanto a tenencia y movilidad. No obstante, el modelo empírico de *Goodman (2003)*, únicamente capta la decisión de tenencia en el momento en el que se da para los individuos que se mueven, que son los individuos que van abandonando la muestra (*movers*). Los *stayers* decidieron su tenencia en algún periodo anterior.

Ahora bien, para modelizar el régimen de tenencia del individuo en cada momento t , o más concretamente la probabilidad de no continuar en un determinado régimen de tenencia en el que el individuo lleva t periodos a partir de un conjunto de variables socioeconómicas o cambios en las mismas, entonces, la metodología más adecuada son los modelos de supervivencia o modelos de duración en tiempo discreto. Estos modelos resultan útiles para abordar decisiones dinámicas, y, en ellos, se realiza un seguimiento del individuo hasta el momento en el cual realiza una transición de régimen de tenencia. En este tipo de modelos, se mide el tiempo en intervalos discretos. O sea, se observa el estado de una persona i desde el año $t=1$ hasta el año $t=T_i$. Para el caso que nos ocupa, se observa, desde el año $t=1$ hasta el año $t=T_i$, si el individuo es propietario o inquilino. En T_i , si no se ha dejado de observar al individuo en algún momento, el suceso se ha completado, obteniendo así, una secuencia de estados para ese periodo. El tiempo de supervivencia en un determinado estado- propiedad o alquiler- T_i es una variable aleatoria discreta. La función de riesgo (hazard function) que recoge la probabilidad de abandonar un estado en el periodo t condicionado a llevar t periodos en dicho estado (h_{it}) es :

$$h_{it} = \Pr(T_i = t \mid T_i \geq t) \quad (\text{IV.22})$$

Así, la contribución a la función de verosimilitud del suceso censurado viene dada por la función de supervivencia en tiempo discreto. Dicha función, que recoge la probabilidad de no abandonar un estado durante t_i periodos, es:

$$\Pr(T_i > t_i) = S(t_i) = \prod_{j=1}^{t_i} (1 - h_{ij}) \quad (IV.23)$$

y la contribución para el suceso completo viene dada por la "densidad" en tiempo discreto

Con lo que la función de verosimilitud para la muestra completa:

$$L = \prod_{i=1}^n [\Pr(T_i = t_i)]^{c_i} [\Pr(T_i > t_i)]^{1-c_i} = \prod_{i=1}^n [(h_{iu} / 1 - h_{iu}) \Pr(T_i > t_i)]^{c_i} [\Pr(T_i > t_i)]^{1-c_i} \quad (IV.24)$$

$$L = \prod_{i=1}^n \left[(h_{iu} / 1 - h_{iu})^{c_i} \prod_{j=1}^{t_i} (1 - h_{ij}) \right]$$

$$\log L = \sum_{i=1}^n c_i \log(h_{iu} / 1 - h_{iu}) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} \log(1 - h_{ij}) \quad (IV.25)$$

A continuación, se define una nueva variable binaria $y_{it}=1$ si la persona i alcanza la situación de éxito (completa el suceso) en el año t y $y_{it}=0$ en caso contrario. A partir de aquí se puede escribir:

$$\begin{aligned} \log L &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} y_{ij} \log(h_{ij} / 1 - h_{ij}) + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} \log(1 - h_{ij}) \\ &- \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} [y_{ij} \log h_{ij} + (1 - y_{ij}) \log(1 - h_{ij})] \end{aligned} \quad (IV.26)$$

La anterior expresión tiene exactamente la misma forma que la función de verosimilitud standard para un modelo de elección binaria en el que y_{it} es la variable dependiente y en el cual los datos han sido reorganizados de tener un dato para cada individuo a tener un dato para cada año en el cual el individuo puede realizar una transición. Este tipo de datos recibe el nombre de datos persona-periodo. De todo ello resulta que hay una sencilla forma de estimar estos modelos de probabilidad en tiempo discreto siguiendo a *Jenkins (1995)*. Se trata de reorganizar los datos en el formato persona-periodo, escoger la forma funcional h_{it} , y estimar el modelo utilizando cualquiera de los modelos de elección binaria conocidos cuando la variable dependiente es discreta, como por el ejemplo un logit para el modelo logístico.

Una vez realizada la anterior descripción, y en la línea de *Henderson y Ioannides (1989)*, *Di Savio y Ermisch (1997)* y *Ahn (2001)* como los principales modelos de duración estimados para vivienda, la especificación econométrica de la función h_{it} - que simboliza la probabilidad de ser propietario cada año condicionada a no haberlo efectuado con anterioridad- para nuestro caso concreto, es la función logística siguiente⁴⁵:

$$h_{it} = \Pr(T_i = t | T_i \geq t) = \left[\frac{\exp(\alpha x_i + \beta i_{it} + \delta r_{it})}{1 + \exp(\alpha x_i + \beta p_{it} + \delta r_{it})} \right] \quad (\text{IV.27})$$

Donde la probabilidad de ser propietario para cada individuo i en cada periodo t depende de x_i , que son las características temporalmente fijas para cada individuo (el sexo, la renta permanente,...), p_{it} son características del individuo que tienen variación temporal (cambios en el número de miembros o en el estado civil del individuo durante el periodo) y, finalmente, r_{it} incluye las características de la región con variación temporal (la evolución del precio de la vivienda o los cambios fiscales...)

Una característica común de los modelos de duración anteriores es el escaso peso en una muestra aleatoria de la variable endógena de interés, es decir, de transiciones de estados, en nuestro caso, de las transiciones de regímenes de tenencia. Por último, y para solucionar ello, *Zorn (1988)* sobre una muestra longitudinal ideada para el estudio de las transiciones de unos regímenes de tenencia a otros, sugiere elaborar un muestreo basado en la elección, en la variable endógena, dotando a la misma de mayor presencia en la muestra. El objetivo es conseguir que dichas transiciones, por ejemplo la transición del régimen de alquiler al de propiedad, cuya presencia en una muestra aleatoria de series longitudinales no excesivamente largas es menor, adquieran un mayor peso dentro de la muestra utilizadas en las estimaciones. Evidentemente, este procedimiento conduce a muestras no aleatorias con ciertos efectos en las estimaciones que se realicen a partir de ellas, efectos que siguiendo a *Coslett (1978)*, en el caso de utilizar un modelo logit, y debido a su forma funcional, únicamente afectan al término constante, que además, puede ser fácilmente estimado de forma consistente.

⁴⁵ Procede directamente de su definición: $\log\left[\frac{h_{it}}{1-h_{it}}\right] = \alpha x_i + \beta p_{it} + \delta r_{it}$.

Para el caso español existe una incipiente literatura empírica basada en algunas de las líneas metodológica anteriormente apuntadas. Como modelos de tenencia clásicos, destacan *Jaen y Molina (1994)*, *Duce (1995)*, *Sanroman (2000)* y *Manrique y Ojah (2003)*. En el primero, además de dicho objetivo se pretende precisar cuáles son los parámetros, elasticidades precio y renta⁴⁶ de la demanda de vivienda en España. Adicionalmente, se trata de conocer cuál es el exceso de gravamen resultante del régimen fiscal vigente y realizar un pequeño experimento de simulación los potenciales cambios en el gasto de vivienda en el caso de cambios en las leyes impositivas. Las principales conclusiones que se alcanzan hacen referencia a la importancia de la renta y otros factores socioeconómicos en la decisión de tenencia, la no importancia del precio- debido a la escasa variabilidad en la forma de recoger esta variable- y el cálculo de una repercusión sobre el gasto de vivienda que oscilaría entre el 16 y 21% en el caso de que se eliminaran los privilegios fiscales al propietario contenidos en la legislación española.

En *Duce (1995)* se presenta evidencia sobre los factores que llevan a los individuos a decidirse por un determinado tipo de tenencia mediante un modelo multinomial con cuatro tipos de tenencia que se estima por máxima verosimilitud. Estos cuatro tipos de tenencia son: vivienda de protección oficial, alquiler de renta antigua, propiedad libre y alquiler libre. Los resultados ilustran la existencia de racionamiento en el régimen de alquiler de renta antigua que se traduce en una oferta insuficiente, aspecto que no sucede en un, igualmente racionado, régimen de protección oficial. Se recomienda descongelar del todo el parque de alquileres de renta antigua, un mayor desarrollo de los alquileres subvencionados y una mayor proliferación de las viviendas de protección oficial o de los subsidios directos.

Sanromán (2000) analiza de forma conjunta los determinantes de la decisión de tenencia, los condicionantes del ahorro fiscal derivado de la tenencia en propiedad y los de la probabilidad de que los límites legales a las deducciones fiscales sean vinculantes para el agente. Para ello se implementa, al igual que ya se hacía en el trabajo de *Jaen y Molina (1994)*, aunque utilizando datos del panel de declarantes del

⁴⁶ En algunos trabajos el objetivo es la obtención de las elasticidades precio y renta procedentes de las estimaciones. Como ejemplo, el trabajo de *Polinsky (1977)* pone de manifiesto las menores elasticidades-renta obtenidas al utilizar datos micro con respecto a cuando se utilizan datos macro. Este se hecho se explica por el efecto eliminador que tienen los datos macro de la renta transitoria, de menor repercusión que la permanente, y por la mala especificación o no incorporación de la variable precio en la ecuación de demanda. Esta variable precio siempre resulta de difícil medición.

IRPF en lugar de datos procedentes de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF), una estimación bietápica siguiendo el procedimiento propuesto por Heckman donde se incluyen factores de corrección del sesgo de selección. Los resultados aducen a una ausencia de efecto de la estructura fiscal en la decisión de tenencia aunque sí afectan a la magnitud gasto de la vivienda habitual.

Manrique y Ojah (2003), consideran que la demanda de vivienda principal y secundaria están relacionadas y que ambas se consideran necesidades, con lo que su consumo se debe modelizar como una decisión conjunta. El primer paso para determinar la demanda es la modelización de la decisión de comprar vivienda principal y secundaria mediante un modelo probit bivariante. *Manrique y Ojah (2003)* confirman que ambas decisiones están correlacionadas, aunque los determinantes de la tenencia y la demanda de vivienda afectan a la vivienda principal y a la secundaria de forma distinta. Así, concluyen que el gobernante debe considerar la vivienda secundaria como parte de las necesidades familiares.

Finalmente, *Barrios y Rodríguez (2003)*, se analiza, con datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1991, la decisión entre viviendas en propiedad o alquiler bien sea en el mercado libre o de protección oficial, en la comunidad autónoma de Canarias. *Barrios y Rodríguez (2003)* comparan los efectos marginales de un modelo logit mixto (un modelo logit con parámetros aleatorios) con un modelo logit multinomial decantándose por el primero. La principal ventaja del modelo probit mixto frente al logit multinomial reside en su mayor flexibilidad para adaptarse a patrones más complejos de sustitución entre alternativas permitiendo tratar situaciones que no se encuentran bajo la hipótesis de las alternativas irrelevantes y de homocedasticidad. Adicionalmente, el modelo logit mixto aproxima cualquier modelo de maximización de la utilidad aleatoria mediante una selección adecuada de la especificación aleatoria.

En cuanto a los modelos de “recent-movers” el trabajo más destacable es el de *Colom y Molés (2003)*. En el estudio se pretenden analizar las decisiones de tenencia, movilidad y demanda de servicios, considerando las dos primeras como endógenas dado que el régimen de tenencia que elija un hogar depende de la decisión futura de movilidad y, a su vez, la movilidad futura esperada depende de la decisión de tenencia actual. Los resultados son similares a los obtenidos en otros estudios pero en el caso español se ha encontrado que tanto la elasticidad precio como renta son algo más elevadas.

Finalmente, y para el caso de los modelos de duración, *Ahn (2001)* constata, en primer lugar, la relación de la decisión de compra de vivienda con otras importantes decisiones que pertenecen al ciclo vital del individuo como son la emancipación, los matrimonios o la paternidad. Se fija, igualmente, en las implicaciones que tiene la citada decisión en la movilidad geográfica y en el compromiso en el mercado de trabajo. Considerando el elevado porcentaje de propietarios en Europa y utilizando los datos retrospectivos de la Encuesta Sociodemográfica Española estima, como hacían *Di Savio y Ermisch (1997)*, un modelo de duración multivariante. Como resultados, se observa la simultaneidad de las decisiones de vivienda y matrimonio e importantes diferencias en cuanto a la probabilidad de ser propietario según el tipo de situación laboral y empleo para los hombres pero no para las mujeres. Por último, se destaca que el acceso a régimen de tenencia en propiedad también depende del régimen de tenencia previo. De esta forma, se contempla como el citado primer acceso a propiedad se da con mayor probabilidad en los que con anterioridad vivían con sus padres en régimen de propiedad respecto a cualquier otro caso a diferencia de lo que ocurre en UK, por ejemplo, donde ese primer acceso se da con mayor probabilidad en los individuos que partían de un régimen de alquiler. Esta discrepancia parece ser debida al menor desarrollo del mercado del alquiler en el caso español.

IV.2 Especificaciones empíricas para los diferentes modelos

En el presente capítulo se van a realizar estimaciones de seis procedimientos utilizados en la literatura para analizar la decisión de tenencia llevada a cabo por los individuos con el objetivo de comparar sus resultados. En concreto, la relación de modelos a estimar es: el modelo de tenencia clásico (*modelo clásico*) que sigue de (IV.11) en el que se describe la probabilidad de ser propietario en un momento dado en función de sus características sociodemográficas; el modelo que controla la tenencia previa, basado en una cadena de Markov de primer orden con efectos individuales cuya especificación procede de (IV.18) (*modelo de Markov*); el modelo estimado únicamente para aquellos individuos que están en equilibrio, es decir, que acaban de moverse y, por tanto, de decidir su régimen de tenencia, que sigue de (IV.21) (*modelo de "recent-movers"*); el modelo probit bivalente secuencial en el que se estima de forma conjunta la decisión de tenencia y el status mover-stayer (*modelo secuencial*); el modelo de duración que sigue de (IV.26) en el que se refleja la

decisión de realizar una transición de un régimen a otro de tenencia en un determinado momento del tiempo condicionada a no haberla realizado anteriormente (*modelo de duración*); y, finalmente, el modelo de transición que utiliza un muestreo basado en la elección de tenencia dotándola de mayor presencia en la muestra, (*modelo choice-based*).

Los datos empleados en este capítulo proceden del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). Se trata éste de un panel fijo en el cual se va siguiendo a un conjunto de familias europeas (y sus miembros) año a año. La base de datos consta de información sobre vivienda y de características socioeconómicas del hogar y sus componentes. Así descrita, parece la base de datos longitudinal ideal para realizar un estudio sobre vivienda y, de hecho, prácticamente así lo sería, si el PHOGUE no fuera una base de datos de reciente creación. Hasta el momento de completar este capítulo se disponían de seis ciclos que abarcan el periodo comprendido entre 1994 y 1999. En resumen, se trata de un panel fijo⁴⁷, es decir, se realiza un seguimiento de todos los hogares que pertenecen a la muestra durante todos los ciclos que dure la encuesta, a pesar de que los hogares cambien de residencia, a diferencia de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) que es un panel rotatorio, donde a un hogar, como máximo, se le observa durante ocho periodos (trimestres).

Centrándonos ya en el tipo de modelos que se pretenden analizar seguidamente, evidentemente el Panel de Hogares no presenta problema alguno de cara a confeccionar un modelo clásico de tenencia, un modelo de Markov, un modelo de "recent-movers" o un modelo secuencial. Eso sí, parecen escasos seis periodos para confeccionar un modelo de duración. Ahora bien, una de las cuestiones del PHOGUE resulta clave con vistas a obtener información retrospectiva: "año desde el cual reside en la actual vivienda". Esta pregunta nos permite extender el modelo de duración. De esta forma, introduciendo únicamente el inevitable supuesto de que durante el tiempo "extra-muestral" en el cual se ha permanecido en el inmueble no se ha cambiado de régimen de tenencia se puede obtener el tiempo que ha permanecido un individuo en un determinado estado (propiedad o alquiler) hasta producirse el

⁴⁷ Aunque en una proporción reducida; entorno al 12%, existe una cierta renovación dentro del PHOGUE. Es decir, cada ciclo hay algún hogar que desaparece y alguno que entra.

suceso, caso de producirse, de la transición⁴⁸. Análogamente, una vez extendido el modelo de duración, la estimación de un modelo choice-based, será, ahora, plenamente factible.

Con carácter general se ha elaborado una muestra con los hogares españoles que han permanecido en el panel más de un periodo, para la cual se han eliminado algunos hogares que no presentaban información para alguna de las variables más relevantes.

La muestra consta de 6778 hogares, de los cuales casi un 82% (87% si se consideran únicamente los regímenes de propiedad y alquiler) son propietarios, porcentaje muy cercano al 83% oficial comentado en la introducción a esta tesis, un 40,36% han realizado algún cambio de vivienda durante alguno de los cinco periodos observados, ya sea manteniendo el régimen de tenencia o realizando algún tipo de transición y se les observa, en promedio 3.64 periodos. Por último, la transición que será objeto de estudio, la transición de inquilino a propietario, ha sido efectuada por un 5,85% de los hogares durante el periodo.

A continuación nos disponemos a definir las variables que forman parte del conjunto de los modelos.

En cuanto a la definición de la variable dependiente, tanto para el modelo clásico, como para la ecuación principal de modelo de “recent-movers”, la del modelo de Markov y la de la ecuación principal del modelo secuencial, es la siguiente:

Régimen de tenencia: Se trata de una variable que toma el valor 1 si el individuo es propietario y cero en caso contrario. En el caso del *modelo clásico* el régimen de tenencia es el observado en el periodo del corte transversal, 1995,

⁴⁸ Dos matizaciones análogas. En primer lugar, el dato del año desde el cual se vive en el inmueble actual presenta una censura en 1979. O sea, si se empezó a vivir en el mismo con anterioridad observamos 1979. En segundo lugar, notar que un cambio durante el periodo 1994-1999 en el régimen de tenencia por parte de un hogar que ha permanecido en el mismo inmueble, sí es observado, dando a lugar, por tanto a una transición. En este sentido 155 hogares (un 1.96% de los hogares) realizan alguna transición de alquiler a propiedad durante el periodo permaneciendo en la misma vivienda, mientras que 123 (1.55% de los hogares) realizan una transición en sentido contrario.

mientras que en el caso del modelo de "recent-movers" el régimen de tenencia es el observado después de la transición.

Para la ecuación de selección del modelo de "recent-movers", que mide si un hogar cambia o no de residencia y que sirve para seleccionar los hogares sobre los que se estudiará la decisión de tenencia, es necesario definir:

Movimiento: toma el valor unitario si el individuo ha realizado algún movimiento o cambio de residencia durante el periodo de cinco años en el que como máximo ha podido permanecer en la muestra y el valor nulo en caso contrario. Estos movimientos o cambios de residencia pueden dar a lugar o no cambios en el régimen de tenencia.

Mientras que para la segunda ecuación del modelo secuencial, la ecuación de permanecer (*stayer*) o no en una determinada vivienda, se define:

Estático: toma el valor unitario si el individuo continúa en la misma vivienda en el periodo siguiente en el cual se le observa el régimen de tenencia y 0 en caso contrario.

Por último, la variable dependiente del modelo de duración en tiempo discreto, así como del modelo choice-based, se define como:

Transición: se trata de una variable que toma el valor 1 para los individuos que realizan la transición del régimen de alquiler al de propiedad y únicamente en el momento temporal en el que se produce. Toma un valor nulo en cualquier otro caso.

Por otra parte, las variables explicativas incluidas en los distintos modelos estimados son las siguientes:

Régimen de tenencia en el periodo anterior: es el componente autorregresivo que da a lugar a la cadena de Markov de primer orden.

Renta: siguiendo a *Goodman (1988)*⁴⁹, se ha estimado la “renta permanente” y “la renta transitoria” del hogar a partir de los ingresos monetarios corrientes del cabeza de familia. La variable está expresada en millones de pesetas.

Sexo: variable dicotómica que toma el valor 1 en el caso de que el sustentador principal de dicha familia sea hombre y 0 en el caso de que el sustentador principal de dicha familia sea mujer.

Edad: la edad en años cumplida por parte del sustentador principal de dicha unidad familiar. Se especifican habitualmente perfiles cuadráticos.

Miembros de la unidad familiar: número de personas que consumen en el hogar. Siguiendo a *Kan (2000)*, y para captar si una transición en t es debida o sucede como respuesta a un cambio reciente en algunas de las características del hogar, se especifica igualmente esta variable como el cambio en el número de miembros (si este ha sido positivo) que ha sufrido la unidad familiar durante los cinco años anteriores a la transición. Esta definición se hará servir en los modelos de duración y choice-based.

Estado civil: se definen cinco variables ficticias para los cinco estados establecidos en el PHOGUE para el sustentador principal: casado, separado, divorciado, viudo y soltero. De forma parecida al caso anterior, se especifica también como una variable dicotómica tomando el valor 1 si el individuo ha cambiado de estado civil durante los últimos cinco años y 0 en caso contrario.

Situación laboral: se especifica en forma de cinco variables ficticias correspondientes a las cinco categorías que presenta dicha variable en la encuesta. La primera categoría es si trabajó al menos quince horas semanales, la segunda categoría contempla las observaciones que trabajan menos de quince horas

⁴⁹ El procedimiento es el que sigue: en primer lugar se estima el modelo de regresión que relaciona los ingresos monetarios totales con la edad, la edad al cuadrado, el sexo, el número de miembros, el estado civil, la situación laboral, el nivel de estudios, el hecho de que el individuo trabaje o no por cuenta propia, obtenga o no rentas del capital y posea o no una vivienda secundaria. Esta especificación es similar a la estimada por *Barrios y Rodríguez (2004)*. Se considera como renta permanente la suma de la predicción de dicha estimación y la media de los errores de la misma. Como renta transitoria se consideran los errores de la estimación menos su media. La regresión, que se presenta en el Anexo A.IV.1, y los coeficientes obtenidos en ella son significativos y del signo esperado.

semanales, siendo las observaciones de la tercera categoría las correspondientes a los parados, las de la cuarta a los parados desanimados y la quinta y última la correspondiente a los inactivos. En una línea similar a los casos anteriores se presenta también dicha variable definida como una variable dummy que presenta valor 1 si el individuo ha pasado de estar en una de las tres últimas categorías anteriores a estar en una de las dos primeras durante el período anterior a la transición o, en su defecto, durante el último período y 0 en caso contrario.

Nivel de estudios: nivel educativo más elevado que el individuo ha completado. Se presenta con una única especificación en tres variables ficticias definidas a través de las tres categorías de nivel educativo que contempla en panel: universitario o equivalente, estudios secundarios y estudios primarios o inferiores.

Precio relativo: es la diferencia en miles de pesetas entre los pagos anuales por propiedad (en términos de amortización de préstamo hipotecario) y por alquiler en el período previo a la transición o movimiento. Nótese, que, para cada individuo sólo observamos uno de estos dos precios. La amortización en caso de ser propietario y el alquiler en caso de ser inquilino, ambas, variables flujo. Debido a ello, para estimar el otro precio se ha utilizado el procedimiento bietápico de Heckman. La primera etapa consiste en la estimación de una ecuación de selección donde la variable dependiente (régimen de tenencia) depende de un conjunto de características socioeconómicas del individuo. En la segunda etapa, una vez tenida en cuenta la selección, y, por tanto, únicamente para los propietarios para obtener el alquiler y únicamente para los inquilinos para obtener la amortización, se regresa el precio sobre un conjunto de características de la vivienda presentes en el PHOGUE, tales como el número de habitaciones, el tipo de vivienda, la antigüedad, la disponibilidad de un conjunto de características como la terraza, el disponer de baño o de calefacción y la percepción del hogar de un conjunto de aspectos del entorno como la delincuencia, el ruido o la contaminación medidos en variables ficticias. Adicionalmente, se controla por el tipo de arrendador del inmueble. Esta segunda ecuación es, por tanto, una regresión hedónica convencional. La predicción puntual de la variable dependiente de esta regresión, presentada en la Tabla A.IV.2 del Anexo para la obtención de la amortización en uno de los períodos a modo de ejemplo, nos ofrece, para cada individuo, el precio que nos faltaba con vistas a obtener la diferencia de precios definitiva que constituye la variable de interés.

Duración: para los hogares que han realizado una transición, esta variable tomará el valor que procede de la diferencia, en términos de número de años, entre el momento temporal en el cual la observación ha realizado la transición de régimen de tenencia observada y el momento en el cual el individuo comenzó a residir en el inmueble del que vivía en alquiler. En cambio, a los hogares que no se les ha observado transición alguna, la variable duración toma el valor de la diferencia, nuevamente en términos de número de años, entre el momento en el cual el individuo comenzó a residir en el inmueble y el momento en el cual se ha observado al individuo por última vez. Dicha variable constituye en sí misma una aproximación a los costes de transacción entre otros aspectos. Se supone que cuanto más tiempo lleva un hogar en un inmueble, más costoso le resulta abandonarlo.

Número de habitaciones: variable que trata de aproximar los costes de transacción, (Zorn, 1988). El número de habitaciones de la vivienda anterior pretende aproximar el tamaño de la misma.

La estadística descriptiva de todas estas variables se presenta en la Tabla IV.1. En ella se diferencia la media y la desviación típica de cada variable para los datos individuales y para los datos en los que para cada hogar se tienen tantas observaciones como valor tenga la variable duración (datos persona-periodo).

IV.3 Resultados

A continuación se presentan los resultados para cada uno de los modelos presentados. En primer lugar, comentaremos los resultados de los modelos en los que la variable dependiente es el hecho de ser propietario o inquilino en un determinado periodo (régimen de tenencia) para posteriormente comentar los modelos que explican la probabilidad de realizar una transición del régimen de alquiler al de propietario (transición) .

Modelo clásico

La Tabla IV.2 presenta los resultados de la estimación que corresponde al modelo clásico para el que se utiliza un modelo de elección discreta. En este modelo se trata de evaluar que factores afectan a la probabilidad de ser propietario en un

momento dado, en nuestro caso en 1995. Recordemos que no sabemos si el propietario ha tomado la decisión de serlo en ese periodo, y, por tanto, el hecho de ser propietario responde a una decisión anterior en unas determinadas condiciones.

Tabla IV.1: Estadística descriptiva

<i>Variables</i>	<i>Datos individuales</i>		<i>Datos persona-periodo</i>	
	<i>Media</i>	<i>Desv.Std</i>	<i>Media</i>	<i>Desv.Std</i>
Transición	0.404	0.491	0.354	0.478
Régimen de tenencia	0.877	0.329	0.902	0.297
Estático	0.968	0.174		
Movimiento	0.524	0.499		
Régimen de tenencia _{t-1}	0.872	0.334		
Sexo	0.780	0.414	0.787	0.410
Renta permanente	2.655	1.111	2.638	1.110
Edad	56.011	16.529	59.941	14.968
Habitaciones	5.183	1.163	5.259	1.168
Precio relativo	5335.192	21996.10	6213.349	24907.55
<i>Nivel de estudios</i>				
Estudios universitarios	0.160	0.367	0.134	0.341
Estudios secundarios	0.123	0.328	0.102	0.303
Estudios primarios	0.717	0.451	0.763	0.425
Miembros de la unidad familiar	3.195	1.532	3.056	1.326
Cambio en número de miembros	0.033	0.516	0.061	0.520
<i>Situación laboral</i>				
Cambio en situación laboral			0.027	0.161
Jornada laboral >15h	0.478	0.492		
Jornada laboral <15h	0.009	0.093		
Parado	0.041	0.198		
Parado desanimado	0.003	0.050		
Inactivo	0.461	0.498		
<i>Estado civil</i>				
Cambio estado civil			0.002	0.049
Casado	0.712	0.472		
Separado	0.022	0.146		
Divorciado	0.014	0.116		
Viudo	0.160	0.366		
Soltero	0.083	0.277		
Duración	14.269	6.313	16.984	4.256

Es inmediato notar como un aumento en la renta permanente⁵⁰ hace aumentar la probabilidad de ser propietario de forma significativa al igual que lo hace la edad, aunque de forma decreciente dado el signo negativo del efecto cuadrático (la edad para la cual la probabilidad de ser propietario es máxima es de 58.56 años), mientras que aumento del precio de los servicios de la propiedad en relación al precio de los servicios del alquiler, disminuye la probabilidad de ser propietario.

Tabla IV.2: Modelo clásico		
<i>VARIABLES</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.172	3.58
Sexo	0.061	0.39
Edad	0.120	5.59
Edad ²	-0.001	-4.56
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios)</i>		
Estudios secundarios	0.130	1.13
Estudios primarios	0.337	2.01
<i>Situación laboral (ref: jornada semanal > 15h)</i>		
Jornada semanal < 15h	-1.125	-2.47
Parado	-0.639	-2.91
Parado desanimado	-1.023	-1.21
Inactivo	-0.311	-1.79
<i>Estado civil (ref: casado)</i>		
Separado	-1.234	-4.51
Divorciado	-0.837	-2.37
Viudo	-0.457	-2.34
Soltero	-0.536	-2.89
Miembros	0.055	1.02
Precio relativo	-0.012	-5.84
Constante	-1.907	-3.25
R ²	0.134	
N	4026	

⁵⁰ De manera recurrente la renta transitoria aparece como no significativa en los distintos modelos estimados. Es por ello que se ha procedido a su no incorporación en las especificaciones presentadas. Asimismo se realiza en *Barrios y Rodríguez (2004)*. Por otra parte, los resultados tampoco se alejan significativamente de los obtenidos incorporando la renta corriente.

Por el contrario, se observa como estar en cualquier situación laboral en la que no se trabaje a tiempo completo reduce la probabilidad de ser propietario respecto a la situación de referencia que es la de trabajar a tiempo completo. De igual forma, estar separado, divorciado, viudo o soltero reduce la probabilidad de ser propietario respecto a estar casado.

Por último, el tener estudios primarios en relación a estudios universitarios aumenta la probabilidad de ser propietario. Este efecto (que aparecerá de forma reiterada en todos los modelos) parece en principio el efecto más discutible ya que la interpretación directa nos indica que, a medida que disminuye el nivel de estudios aumenta la probabilidad de ser propietario o, como veremos más adelante, realizar una transición.

Ahondando algo más en este aspecto, este resultado únicamente nos indica que controlando por otras variables, un individuo idéntico a otro salvo en que presenta un nivel de estudios inferior, tiene una mayor probabilidad de ser propietario o de realizar una transición de alquiler a propiedad. Y ello es así, debido al fuerte arraigo de la cultura de la propiedad en España alentada principalmente por el continuo crecimiento del precio de la propiedad a tasas eminentemente superiores a las de la inflación general, así como por la actuación del sector público a favor de este régimen de tenencia. Fuerte arraigo que conduce a que, en nuestro país, la propiedad sea para la inmensa mayoría de la población, sobretodo, para aquella con niveles de estudios medios e inferiores, la mejor inversión posible y de hecho constituya el único patrimonio de muchos hogares. Es más, el alquiler es considerado en muchas ocasiones como una opción sólo válida en caso de ser inevitable. Un individuo con nivel de estudios y renta elevados ya no ve a la propiedad como la única opción inversora y su cartera suele estar más diversificada. Las elevadas tasas de propietarios ya comentadas corroboran los esfuerzos que realizan los hogares españoles para lograr satisfacer esa preferencia por la propiedad. En *Colom y Molés (2003)*, se explica esta preferencia por la propiedad del caso español argumentando que cuando el sustentador principal tiene estudios universitarios, tiene unas expectativas futuras de mayores ingresos futuros que les permita acceder a un mayor consumo de vivienda, con lo que estos hogares optan de forma transitoria por el alquiler. De hecho, este aspecto, como veremos más adelante, está muy relacionado con la movilidad laboral de los individuos. Un individuo con mayor nivel de estudios tiende a presentar una mayor movilidad laboral, movilidad que se ve facilitada si se opta por un régimen de tenencia en alquiler. Finalmente, las variables que hacen

referencia al sexo o el número de miembros no aparecen como significativas en la estimación.

Modelo de Markov

En relación al modelo de Markov, nos referiremos a los resultados de la Tabla IV.3. En ella se recoge en la columna 1 los resultados del modelo en niveles (en la que se utiliza como instrumento para el primer retardo del régimen de tenencia el segundo retardo del mismo) y en la columna 2 los del modelo en diferencias. El número de observaciones del panel son 24739 (6778 hogares que se observan en promedio 3.64 periodos), si consideramos que únicamente nos interesan las observaciones para las cuales se pueda obtener dos retardos en la variable endógena, disponemos, finalmente, de 13329 observaciones. Igualmente, se presenta el contraste sobre la presencia de efectos individuales, (contraste de Sargan). El resultado del contraste rechaza la hipótesis nula de que los efectos individuales son irrelevantes ya que el valor del estadístico es netamente superior al valor de la χ^2_9 en tablas. Por lo tanto, las estimaciones del modelo en niveles no son consistentes.

La importancia de la dinámica queda patente en la significatividad que dicho término tiene tanto en el modelo en niveles como en diferencias, lo que apoya el supuesto de que un hogar que fue propietario en un periodo reciente es más probable que lo siga siendo. Estos resultados son similares a los obtenidos por *Kan (2000)* en su ecuación de tenencia. Además de la tenencia previa, únicamente la renta mantiene la significación en el modelo en diferencias respecto al modelo en niveles. El resto de variables significativas en el modelo en niveles- la edad, el nivel de estudios primarios, el estado civil y el precio relativo de los dos regímenes de tenencia- ven reducida ostensiblemente su significación al pasar al modelo en diferencias, la escasa variabilidad temporal de la muestra (las individuos se observan, como máximo, durante 5 años), justifica que la significación de dichas variables se elimine una vez controlada por la heterogeneidad no observable.

Tabla IV.3: Modelo de Markov

Variables	Modelo en niveles		Modelo en diferencias	
	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente	Estad. t
Renta	0.008	4.54	0.010	2.26
Sexo	-0.008	-0.96	-	-
Edad	0.009	7.70	-0.033	-0.59
Edad ²	0.0002	-7.12	0.0001	1.98
<i>Estado civil (ref: casado)</i>				
Separado	-0.104	-5.95	-0.327	-3.46
Divorciado	-0.070	-3.39	-0.087	-0.74
Viudo	-0.028	-2.93	0.027	0.33
Soltero	-0.035	-3.36	-0.148	-1.42
<i>Sit.laboral (ref: jornada>15h)</i>				
Jornada semanal<15h	0.006	0.23	0.105	1.01
Parado	-0.030	-2.55	-0.009	-0.34
Parado desanimado	-0.037	-0.91	0.019	0.23
Inactivo	-0.008	-1.01	-0.010	-0.36
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios)</i>				
Estudios secundarios	0.007	0.78	0.010	0.20
Estudios primarios	0.014	1.65	0.012	0.98
Miembros de la unidad familiar	-0.002	-1.21	-0.041	-3.38
Habitaciones	0.011	5.49	0.003	0.54
Precio relativo	-0.001	-6.51	0.027	0.08
Régimen de tenencia _{t-1}	0.584	72.44	0.784	9.10
Constante	0.027	0.87	-0.033	-0.62
N	13329		13329	
Estadístico de Sargan			90.16	

Modelos de "recent-movers"

En la Tabla IV.4 se pueden observar la especificación para el modelo de "recent-movers". En la estimación bietápica de dichos modelos coexisten dos ecuaciones: la ecuación de selección y la ecuación principal. En nuestro caso, la variable dependiente de la ecuación de selección es el hecho de haber efectuado algún tipo de movimiento. La estimación se lleva a cabo mediante una extensión del método de estimación bietápico de Heckman de un modelo de regresión con selección muestral (Heckman, 1979), debido a que, como vimos en la revisión de la literatura, únicamente se observa el régimen de tenencia en el caso de que el individuo se haya movido. La extensión es debido a que se aplica no a un modelo de regresión sino a un modelo probit (heckprobit). El factor de corrección o término que da cuenta de la selección (λ) es la razón inversa de Mill. Donde esta variable $\lambda = f(I_j^*)/F(I_j^*)$ y I_j^* es un indicador inobservable de la decisión de movilidad. El coeficiente de dicha variable incorporada en la ecuación principal es el valor de la

covarianza entre los términos de error de la ecuación de selección y de la ecuación de tenencia. Su significación indica que existe correlación entre ambos términos de error por lo que la estimación probit de la ecuación de tenencia conduciría a estimadores sesgados e inconsistentes.

Tabla IV.4: Modelo de recent-movers

<i>Variables</i>	<i>Ec.Principal</i>		<i>Ec.Selección</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.243	3.72	0.037	1.36
Sexo	-0.144	-1.49	-0.275	-2.81
Edad	0.058	2.13	-0.093	-3.61
Edad ²	0.000	-1.61	0.001	3.85
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios.)</i>				
Estudios secundarios	0.134	1.25	-0.187	-1.83
Estudios primarios	0.368	2.22	-0.329	-2.61
<i>Sit.laboral (ref: jornada>15h)</i>				
Jornada semanal<15h	-0.785	-2.76	-0.628	-2.30
Parado	-0.338	-2.62	-0.109	-0.93
Parado desanimado	-0.179	-0.26	-0.451	-0.90
Inactivo	0.143	1.25	-0.041	-0.50
Miembros	-0.015	-0.24	-0.047	-0.88
<i>Estado civil (ref: casado)</i>				
Separado	-0.622	-3.71	0.337	1.97
Divorciado	-0.625	-2.92	0.184	0.91
Viudo	-0.256	-1.43	-0.197	-1.45
Soltero	-0.528	-4.81	-0.073	-0.65
Precio relativo	-0.000	-0.14	0.049	26.43
Habitaciones			-0.072	-3.03
Duración			-0.058	-10.74
Constante	-0.969	-1.82	3.907	7.07
λ	-0.278	0.04		
N	2072		4026	

En la ecuación de selección de la regresión básica, se detecta como la renta y el número de miembros no resultan significativas. Por otra parte, a medida que disminuye el nivel de estudios disminuye la probabilidad de moverse, lo cual demuestra la elevada predisposición a moverse que se tiene cuando se poseen

estudios universitarios, por la elevada correlación de estos con la movilidad laboral. En idéntica línea, los jóvenes y las mujeres tienden más a moverse al igual que hacer frente a unos menores costes de transacción expresados mediante el número de habitaciones. También se mueven con mayor facilidad aquellos individuos separados en relación a aquellos casados. Por último, si por un lado un mayor coste de la vivienda conduce a una menor movilidad, y por otro lado los individuos que más cambian de residencia son los que viven en alquiler, a medida que aumenta el coste de la propiedad frente al del alquiler, aumentará la probabilidad de moverse.

En la ecuación principal se presenta la elección de tenencia para quien se ha mudado. En ella, la renta permanente, el hecho de ser hombre, un nivel de estudios inferior, un mayor coste del alquiler frente al de la propiedad, y haberse casado en relación a si está separado, divorciado o soltero, aumentan la probabilidad de gozar de la calificación de propietario. Estar empleado a tiempo parcial o estar en el paro disminuye la probabilidad de ser propietario con respecto a estar empleado a tiempo completo. El resto de variables no aparecen como significativas. Los resultados son similares a los obtenidos por *Colom y Molés (2003)* con datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990/91 a excepción de la no significación del término que da cuenta de la selección (λ).

Modelo secuencial

En lo que hace referencia a la aproximación de Goodman, y teniendo en cuenta el periodo cubierto por los datos, se han estimado cuatro⁵¹ modelos probit bivariantes secuenciales y un probit convencional. Así, en las Tablas IV.5a y IV.5b se presentan las estimaciones de: ecuación de tenencia para 1995 y status de stayer en 1996 (ecuación 1), ecuación de tenencia para 1996 y status de stayer en 1997 (ecuación 2), ecuación de tenencia para 1997 y status de stayer en 1998 (ecuación 3), ecuación de tenencia para 1998 y status de stayer en 1999 (ecuación 4) y, finalmente, la ecuación de tenencia para 1999.

Antes de comentar el resultado de las estimaciones realizaremos un breve comentario descriptivo del seguimiento de las transiciones en el panel de los hogares.

⁵¹ Notar que aunque el PHOGUE está disponible desde 1994, el número de hogares disponibles en 1995 es muy superior que en el de 1994 (4026 respecto 2640).

Así, de una muestra de 4026 hogares en 1995, únicamente permanecen 2541 en 1999. De ellos un 80.82% (3252) son propietarios mientras que dicho porcentaje alcanza el 86.08% (2196) en 1999. De los 4026 hogares originales en 1995, en 1996 quedan todos excepto los propietarios que se han movido, los inquilinos que se han movido y los hogares que no han permanecido en la muestra del PHOGUE. Mientras que las reposiciones que realiza el PHOGUE mantienen de forma aproximada los porcentajes iniciales, las pérdidas que se van produciendo debido a la eliminación de los que se mueven (los inquilinos gozan de una considerablemente mayor movilidad en términos proporcionales⁵²) crean un posible problema de atrición⁵³ muestral en las últimas estimaciones, aunque, como veremos no parece afectar cualitativamente a los resultados.

Respecto a la ecuación de tenencia, la variable precios relativos siempre resulta significativa y con el signo adecuado. Cuanto mayor es el precio de la propiedad en relación al del alquiler menor es la probabilidad de ser propietario. También constatamos que cuando aumenta la renta, mayor es la probabilidad de ser propietario así como que tener un estado civil diferente de estar casado disminuye la probabilidad de ser propietario. Por último, el nivel de estudios primarios también resulta significativo en gran parte de las estimaciones indicando que poseer estudios primarios respecto a poseer universitarios, aumenta la probabilidad de ser propietario.

La segunda parte del análisis bivalente examina los determinantes de permanecer o no en una vivienda. La edad, tiene un comportamiento similar al de la ecuación de tenencia y se mantiene constante a lo largo del periodo⁵⁴. El resto de variables no aparecen como significativas en la mayoría de regresiones. Las correlaciones del modelo son positivas y significativas para todos los años con valores entorno a 0.35, mostrando la conocida asociación entre permanecer en una vivienda y la probabilidad de ser propietario.

⁵² Aproximadamente entre un 30% y un 45% de los movimientos anuales realizados son de inquilinos que, recordemos sólo representan un 19% de la muestra inicial.

⁵³ Para un tratamiento de este fenómeno, véase *Jiménez y Peracchi (2002)*.

⁵⁴ En *Goodman (2003)* se observa un cambio de patrón debido a que el intervalo temporal con el que se trabaja es más amplio, participando más de una generación.

Tabla IV.5a: Modelos secuenciales. Variables dependientes: Régimen de tenencia y Estático

Variables	1995: tenencia		1995: estático		1996: tenencia		1996: estático	
	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t	Coefficiente	t
Renta	0.154	4.92	-0.062	-2.36	0.125	4.51	-0.025	-0.84
Sexo	-0.023	-0.27	-0.115	-0.8	-0.020	-0.21	-0.121	-0.75
Edad	0.067	6.28	0.093	4.86	0.043	3.24	0.041	1.93
Edad ²	-0.001	-5.77	-0.001	-3.54	-0.0003	-2.76	-0.0003	-1.73
<i>Sit. laboral (ref: jornada > 15h)</i>								
Jornada semanal < 15h	0.304	1.38	0.275	0.64	-0.295	-1.21	-0.341	-0.96
Parado	-0.180	-1.9	0.133	0.76	-0.164	-1.47	-0.113	-0.62
Parado desanimado	-0.232	-0.6	0.502	0.05	-0.235	-0.60	-0.212	-0.51
Inactivo	-0.104	-1.26	-0.197	-1.28	-0.126	-1.35	0.0044	0.03
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios)</i>								
Secundarios	-0.003	-0.04	0.174	1.14	-0.012	-0.11	0.075	0.46
Primarios	0.139	1.78	-0.027	-0.22	0.125	1.61	0.095	0.69
<i>Estado civil (ref: casado)</i>								
Separado	-0.710	-4.64	-0.844	-4.05	-0.543	-2.9	-0.053	-0.15
Divorciado	-0.859	-4.19	-0.478	-1.52	-0.917	-3.98	-0.329	-0.86
Viudo	-0.240	-2.36	-0.179	-0.9	-0.222	-1.92	-0.081	-0.4
Soltero	-0.204	-2.17	-0.062	-0.39	-0.250	-2.22	-0.457	-2.76
Miembros de la unidad familiar	0.0002	-0.01	0.032	0.87	-0.022	-0.97	-0.012	-0.33
Precio relativo	-0.046	-7.09	-0.003	-0.28	-0.016	-4.35	0.001	0.26
Constante	0.440	1.06	-0.580	-0.79	-0.699	-2.03	0.507	0.94
Log Likelihood	-2263.126				-1743.99			
N	4026		4026		3205		3205	
p	0.39	6.54			0.48	7.29		

Tabla IV.5b: Modelos secuenciales. Variables dependientes: Régimen de tenencia y Estático

Variables	1997: tenencia		1997: estático		1998: tenencia		1998: estático		1999: tenencia	
	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente	Estad. t	Coefficiente	Estad. t
Renta	0.168	5.62	-0.019	-0.68	0.178	3.93	0.019	0.58	0.107	4.09
Sexo	0.086	0.80	-0.303	-1.43	0.073	0.63	0.136	0.72	0.184	1.60
Edad	0.0434	2.93	0.058	2.13	0.048	2.95	0.011	0.41	0.049	2.97
Edad ²	-0.0003	-2.83	-0.0004	-1.70	-0.0004	-3.00	-0.00001	-0.06	-0.0004	-3.09
<i>Sit.laboral (ref: jornada>15h)</i>										
Jornada semanal<15h	0.536	1.39	0.509	0.73	0.485	0.83	0.508	0.01	0.722	1.44
Parado	-0.225	-1.73	-0.278	-1.36	-0.050	-0.32	-0.110	-0.49	0.178	0.99
Parado desanimado	-0.309	-0.80	-0.481	-0.50	-0.637	-0.83	-0.630	-1.12	-0.290	-0.41
Inactivo	-0.037	-0.36	-0.038	-0.19	-0.038	-0.34	-0.016	-0.09	-0.024	-0.23
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios)</i>										
Estudios secundarios	-0.102	-0.87	0.191	1.01	0.065	0.52	0.297	1.64	0.036	0.28
Estudios primarios	0.167	1.73	0.241	1.56	0.200	1.91	0.366	2.36	0.166	1.51
<i>Estado civil (ref: casado)</i>										
Separado	-0.474	-2.3	-0.413	-1.13	-0.828	-3.59	-0.155	-0.40	-0.777	-3.38
Divorciado	-0.308	-1.26	-0.570	-1.52	-0.384	-1.53	-0.090	-0.23	-0.403	-1.66
Viudo	-0.179	-1.43	-0.254	-1.02	-0.246	-1.84	-0.006	-0.03	-0.205	-1.54
Soltero	-0.209	-1.62	0.136	0.50	-0.348	-2.49	-0.079	-0.35	-0.287	-2.05
Miembros de la unidad familiar	-0.030	-1.16	0.013	0.28	-0.088	-3.02	-0.032	-0.7	-0.070	-2.41
Precio relativo	-0.008	-2.57	-0.005	-0.82	-0.017	-4.46	-0.010	-1.65	-0.016	-4.72
Constante	-0.767	-2.03	0.103	0.16	-0.856	-1.99	0.786	1.12	-0.856	-1.93
Log Likelihood	1427.00				-1255.36				-946.46	
N	2830		2830		2551		2551		2541	
p	0.36	4.73			0.36	4.82				

Modelo de duración

En la Tabla IV.6 se presentan los resultados para el modelo de duración. La variable dependiente es la probabilidad de realizar en un determinado periodo una compra de vivienda principal, estando el individuo en régimen de alquiler. Un 5.85% de los hogares ha realizado alguna transición de alquiler a propiedad durante el periodo.

Tabla IV.6: Modelo de duración		
<i>Variables</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.236	2.17
Sexo	-0.121	-0.70
Edad	-0.216	-4.38
Edad ²	0.002	3.53
<i>Nivel de estudios (ref: estudios univertarios)</i>		
Secundarios	0.105	0.42
Primarios	0.543	1.99
Situación laboral	0.035	-0.11
Miembros de la unidad familiar	0.431	3.89
Estado civil	0.886	5.57
Habitaciones	-0.248	-3.96
Duración	-0.370	-11.69
Precio relativo	-0.008	-2.68
Constante	0.982	2.19
R ²	0.15	
N	44472	

Observamos como todas las variables presentan el signo esperado y son, en su mayoría significativas. Así, un aumento en la renta permanente del individuo, conduce a una mayor probabilidad de realizar una transición de inquilino a propietario. Idéntico efecto es producido por un aumento en el número de miembros o haberse casado durante los cinco periodos anteriores, mostrando este último caso la enorme relación y coexistencia temporal entre ambas decisiones en el ciclo vital de individuo (Ahn, 2001). Por otra parte, el hecho de ser mujer o un empeoramiento en la situación

laboral del sustentador principal no presentan efectos significativos. Provoca un efecto negativo en la probabilidad de que un inquilino se convierta en propietario hacer frente a un alquiler elevado en relación al coste de la propiedad (amortización) en el periodo previo a la posible transición. De la misma manera, a medida que aumenta el tiempo que el hogar lleva habitando un cierto inmueble, disminuye la probabilidad de realizar una transición al igual que ocurre a medida que el tamaño de la vivienda de la cual el hogar pretende marcharse es mayor. Por último, la edad parece tener un efecto negativo sobre la probabilidad de realizar una transición pero el signo positivo de la edad al cuadrado nos hace pensar en un efecto de “U” invertida. La bondad el ajuste es algo superior al 15% muy similar a la obtenida en otros modelos de duración de la literatura como en *Ahn (2001)*.

Modelo “choice-based”

En la Tabla IV.7 se presentan la estimaciones del modelo choice-based, donde, para aumentar la variabilidad de la variable dependiente, la muestra de observaciones persona-periodo del modelo de duración ha sido estratificada a partir de la variable dependiente dotando de un peso superior en la muestra a las observaciones que realizan la transición a la propiedad a partir de un régimen previo de alquiler. En concreto, se han mantenido las 278 observaciones individuo-periodo en las que se produjo alguna transición y se han eliminado un 90% de las 44472 restantes. Así, las observaciones que representan una transición dentro de la muestra han pasado de suponer un 0,60% de la muestra a representar un 5,89% de la misma⁵⁵.

En cuanto a los resultados, se observa como, a pesar de mantenerse la bondad del ajuste, la mayoría de variables han visto ligeramente reducida su significación respecto al modelo de duración. De todas formas, los resultados y su interpretación son cualitativamente idénticos a los del modelo de duración.

⁵⁵ De todas formas, en las estimaciones se realiza una ponderación que da cuenta de este muestreo. Así, se pondera cada observación por el inverso de la probabilidad de que dicha información haya sido incluida en la muestra. Es decir las observaciones cuyo valor de la variable transición es 0, han sido ponderadas por 10, mientras que las observaciones cuya variable transición vale 1 han sido ponderadas por 1.

Tabla IV.7: Modelo choice-based

<i>Variables</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.184	1.75
Sexo	-0.018	-0.08
Edad	-0.219	-3.95
Edad ²	0.002	3.20
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios.)</i>		
Secundarios	0.069	0.30
Primarios	0.502	1.64
Situación laboral	0.075	0.21
Miembros de la unidad familiar	0.266	2.07
Estado civil	1.019	5.19
Habitaciones	-0.258	-3.44
Duración	-0.373	-9.14
Precio relativo	-0.009	-2.91
Constante ⁵⁶	1.86	-1.61
R ²	0.15	
N	4726	

IV.4 Comparación de modelos

Una vez presentados los distintos modelos empíricos utilizados en la literatura para explicar la decisión del régimen de tenencia de la vivienda principal del individuo, resulta de interés realizar una comparativa de los mismos. Se trata de un ejercicio relativamente novedoso en la literatura económica de la vivienda hasta el momento ya que en contadas ocasiones se ha hecho referencia a modelos anteriores y se han comparado unas aproximaciones con otras. La única comparativa que se realiza de

⁵⁶ Siguiendo a *Coslett (1978)*, la estimación del modelo logit para la muestra "choice-based" permite obtener estimaciones consistentes de todos los parámetros a excepción de la constante que tiene que ser recalculada

de la siguiente forma: $d' = d + \ln\left(\sum_{s=1}^S n_{is} \lambda(s)\right)$ donde d' es la nueva constante, d es la antigua constante, S

es el número de alternativas, n_{is} es una variable ficticia que toma el valor uno para la alternativa i y 0 en caso contrario y $\lambda(s)$ es el cociente entre la proporción de casos para cada alternativa en la muestra y la proporción de casos para cada alternativa en el total de la población.

forma reiterada es la bondad del modelo de “recent-movers” con el modelo clásico⁵⁷. A excepción de esta comparativa, el resto de reseñas ya son escuetas y esporádicas. A título ilustrativo, en *Kan (2000)*, dentro de su modelo multiecuacional, se defiende la idea de controlar por la tenencia previa, en una aproximación a la ideal del modelo de Markov, en lugar del modelo clásico o el modelo de “recent-movers” y en *Goodman (2003)* se defiende la bondad de las elasticidades obtenidas mediante el modelo secuencial frente a las obtenidas mediante el modelo clásico o el modelo de “recent-movers”. Así, para obtener una visión comparativa detallada de los modelos presentados durante este capítulo, en primer lugar, realizaremos una comparación en términos de objetivos. Como resultado, dividiremos los seis modelos en dos grupos en base a su variable a explicar. A continuación, y dentro de cada uno de los grupos, realizaremos una comparación intuitiva de las estimaciones en base a la significación de sus coeficientes así como una comparación posterior más robusta en términos de capacidad predictiva y efectos marginales.

En términos de objetivos y a partir de la definición de la variable dependiente, nuestro mejor indicador de objetivos, los modelos clásicos, la cadena de Markov, los modelos de “recent-movers” y la aproximación de Goodman a partir de probits bivariantes, son modelos que versan sobre el hecho de ser propietario en relación al hecho de vivir de alquiler. Por tanto, nos explican cuáles son las características que nos describen al propietario. En cambio, tanto el modelo de duración como el modelo de “choice-based” se centran en la transición que realiza un individuo, en un determinado momento, del alquiler a la propiedad. Por tanto, dichos modelos nos explican las razones de este cambio. Entendemos que este último caso es más interesante, sobretudo, porque la literatura de tenencia siempre hace referencia a que su objetivo es el estudio de la decisión entre tenencia en propiedad y en alquiler y es en estos modelos donde se capta esta decisión con más claridad en el momento de la transición. A partir de este momento, realizaremos comparaciones homogéneas, es decir, comparaciones entre los modelos dentro de cada uno de estos grandes grupos. Únicamente al final ofreceremos una visión intuitiva de las diferencias que se perciben entre los dos grandes grupos.

En términos de la significación de los coeficientes, comparando los modelos en los que la variable dependiente es el hecho de ser propietario, en todos ellos resulta significativa la renta permanente, en todos menos en el modelo de Markov, la edad, y

⁵⁷ Ver, por ejemplo, *Painter (2000)*.

el estado civil así como el nivel de estudios primarios en relación al nivel de estudios universitarios. El precio relativo, además de en el modelo de Markov, no resulta significativo en la ecuación principal del modelo de “recent-movers” (aunque sí en la ecuación de selección). La explicación parece ser distinta para cada caso. En el caso del modelo de Markov parece que la introducción de la tenencia previa ha captado el efecto del resto de variables, mientras que el caso del modelo de “recent-movers” parece indicar que el precio de la propiedad respecto al alquiler únicamente afecta a la elección de la tenencia de forma indirecta, a partir de la movilidad. La situación laboral únicamente aparece como significativa en el modelo clásico y en el modelo de “recent-movers” mientras que el número de miembros únicamente aparece como significativo en el modelo clásico. El efecto de la variable régimen de tenencia anterior aparece como significativo en el modelo que lo incorpora. A modo de resumen, parece que la pauta de significación viene marcada por el modelo secuencial⁵⁸ procedente de la aproximación de Goodman.

En cuanto a la significación del segundo grupo de modelos, en los cuales la variable dependiente es la transición del régimen de alquiler al régimen de propiedad, tanto en el modelo de duración como en el modelo “choice-based” aparecen prácticamente las mismas variables como significativas. Se trata de: la renta, la edad, el estado civil, el número de miembros, el precio relativo, la duración y el número de habitaciones.

En la Tabla IV.8 se presenta un resumen de lo comentado en cuanto a las significaciones de las variables en cada modelo. Se presenta únicamente la ecuación cuya variable dependiente es el régimen de tenencia y se reporta como “+” si la variable es significativa, “0” si la variable no es significativa y “-” si la variable no está incluida en el modelo.

Pasando a comentar la capacidad predictiva de los modelos cuya variable dependiente es el régimen de tenencia, notar que, en todos los casos, el porcentaje de propietarios es el mismo dado que utilizamos una misma muestra. Observamos en la Tabla IV.9a que, para un umbral de 0.5- esto es, asignando un 1 cuando la predicción es mayor a 0.5 y un 0 en caso contrario- el modelo clásico, el modelo de “recent-movers” y el modelo secuencial aciertan entre un 80% y un 88% de las

⁵⁸ Notar que hemos utilizado para realizar comparaciones el probit bivariante con mayor número de observaciones, que, por otra parte, es bastante representativo de los aspectos más generales.

ocasiones, aunque presentan un porcentaje de aciertos menor al 15% (4% en el caso del modelo de “recent-movers” y 5% para el caso del modelo clásico) en el caso de los individuos que eligen el régimen de tenencia de alquiler. En cambio, el modelo de Markov presenta el mayor porcentaje de aciertos totales (96%) elevando de forma considerable el número de aciertos en régimen de alquiler (77%). Por último, el porcentaje de aciertos para propietarios, aunque sea algo superior en el modelo de Markov, es elevado en todos los modelos.

Tabla IV.8: Significación de los coeficientes en los distintos modelos

	<i>Clásico</i>	<i>Markov</i>	<i>Recent-movers</i>	<i>Secuencial</i>	<i>Duración</i>	<i>Choice-based</i>
Renta	+	+	+	+	+	+
Tenencia _{t-1}	-	+	-	-	-	-
Sexo	0	-	0	0	0	0
Edad	+	0	+	+	+	+
Edad ²	+	+	0	+	+	+
Nivel de estudios	0	0	0	0	0	0
Sit.laboral	+	0	+	0	0	0
Miembros de la unidad familiar	0	+	0	0	+	+
Estado civil	+	0	+	+	+	+
Precio relativo	+	0	0	+	+	+
Habitaciones	-	-	-	-	+	+
Duración	-	-	-	-	+	+

En cuanto a los modelos en los que la variable dependiente es la transición en un determinado periodo del régimen de alquiler al régimen de propiedad, el objetivo será predecir la probabilidad de que el individuo realice la citada transición en alguno de los periodos observados. Así, con un umbral del 0.05, como se observa en la Tabla IV.9b , la capacidad predictiva del modelo de duración es inferior (61.5%) a la del modelo choice-based (68.3%). No obstante, el modelo de duración predice razonablemente bien ambos colectivos. Acierta en un 62.5% de los casos en los que los hogares no realizan ninguna transición y en un 55.5% de los casos en los que los hogares realizan la transición. En cambio, el modelo choice-based acierta en un 68.5% de los casos en los que el hogar no realiza ninguna transición y en un 65.1% de los hogares que realizan la transición. ' .

Tabla IV.9a: Capacidad predictiva de los modelos de variable dependiente el régimen de tenencia

	<i>Modelo clásico</i>	<i>Modelo de Markov</i>	<i>Modelo "recent-movers"</i>	<i>Modelo secuencial</i>
Alquiler	0.05	0.76	0.04	0.15
Propiedad	0.99	0.98	0.99	0.98
Total	0.88	0.96	0.87	0.80

Tabla IV.9b: Capacidad predictiva de los modelos de variable dependiente la transición de alquiler a propiedad

	<i>Modelo de duración</i>	<i>Modelo "choice-based"</i>
No transición	0.62	0.68
Transición	0.56	0.65
Total	0.62	0.68

En términos de capacidad predictiva concluimos, por tanto, que de los modelos en los que la variable dependiente es el régimen de tenencia destaca la capacidad predictiva del modelo de Markov. En cambio cuando el objetivo es predecir si el hogar realizará una transición del régimen de alquiler al de propietario en un determinado momento temporal, objetivo cuya predicción se nos antoja más complicada desde un punto de vista intuitivo, los dos modelos presentan tasas razonablemente elevadas de acierto (únicamente algo por debajo de las que obteníamos en el caso del modelo de Markov), siendo además éstas muy equilibradas entre los hogares en los que no se decide realizar ninguna transición y en los que se decide realizarla.

Por último, vamos a proceder a una comparación de los resultados de los modelos en función de sus efectos marginales. Entendemos por efecto marginal el cambio en el valor esperado de la variable dependiente, en este caso una probabilidad, al realizar un cambio marginal en la variable explicativa. O análogamente, la derivada de y (variable dependiente) en función de x (variable explicativa), (dy/dx) . En los modelos de elección discreta, los efectos marginales no son constantes y dependen del punto de la variable explicativa donde son evaluados. En este caso, serán evaluados en la media de las variables explicativas, excepto para las variables dicotómicas cuyos efectos marginales representarán el cambio en la variable dependiente cuando la variable explicativa cambia de valer 0 a valer 1. Como siempre dividiremos los comentarios en dos bloques, comparando modelos con

variables dependientes homogéneas. En las Tablas IV.10a y IV.10b se muestra una comparativa de los efectos marginales de cada una de las variables independientes medida en sus valores medios. A la derecha de cada coeficiente vemos el porcentaje que cada uno de ellos representa sobre la probabilidad de que su variable endógena, el régimen de tenencia, tome el valor uno medida en el valor medio de las variables exógenas. Los comentarios que realizaremos harán referencia a estos valores.

En cuanto a los modelos en los cuales la variable dependiente es el régimen de tenencia, destacamos el estado civil como la variable cuyo cambio produce un mayor efecto en el régimen de tenencia. Las categorías que más disminuyen la probabilidad de ser propietario son las de separado y las de divorciado con porcentajes entre el 8 y el 18% en el caso de los modelos clásicos y de "recent-movers", del 24 y 27% en el caso del modelo secuencial y del 38 y el 10% en el caso del modelo de Markov. En este último modelo destaca el efecto de haber sido propietario en el periodo anterior respecto a no haberlo sido, este hecho aumenta la probabilidad en un 78% de volver a serlo. Comentar que el efecto de un cambio marginal en la renta permanente oscila entre el 1.43% del modelo clásico y la cadena de Markov al 4.67% que muestra el modelo de "recent-movers", el efecto de un cambio marginal en el precio relativo oscila alrededor de un 1% y un cambio de tener estudios de nivel superior a tener estudios primarios aumenta la probabilidad de ser propietario entre un 0.5% (modelo cadena de Markov) a casi un 7% (modelo de "recent movers").

Comparando los efectos marginales de los distintos modelos, observamos, en general, efectos marginales algo superiores para la mayoría de las variables en el modelo de "recent-movers" y en el modelo secuencial y más concentrados en pocas variables en el modelo de Markov, lo que es consecuencia de la estimación. La presencia del régimen de tenencia en el periodo anterior parece que está reduciendo algo los efectos marginales del resto de variables a excepción del estado civil y la situación laboral.

Comentando los efectos marginales en los modelos donde la variable dependiente es la transición en un determinado periodo del régimen de alquiler al de propiedad (Tabla IV.10b), notar, en primer lugar, que éstos- en términos del valor medio de la de la probabilidad de ser propietario- aparecen como más elevados respecto a los modelos anteriores. A nuestro entender esto es una muestra de que en estos modelos se está captando verdaderamente el momento de la elección y el efecto de las distintas variables que la influyen. De todos estos efectos destacamos el efecto del estado

civil (entre un 73% y un 127%) como el de mayor importancia. Esto nos viene a constatar la coincidencia temporal de ambas decisiones dentro del ciclo vital del individuo y su elevada correlación con el concepto de la emancipación del individuo justifican un resultado ya expresado por *Ahn (2001)*. Ello deja de ser así cuando el estudio se realiza en el ámbito de la vivienda secundaria como se mostrará en el siguiente capítulo. Del resto de efectos marginales de las variables significativas, destaca el efecto de la renta con un efecto marginal de entre 17% y el 24% y el efecto del número de miembros entre el 21% y el 40%. Por otra parte, los efectos marginales son muy similares en los modelos de duración y “choice-based” aunque ligeramente superiores en casi todos los casos en el modelo de duración.

A la luz de las tablas anteriores es sencillo constatar mayores significaciones y efectos marginales en los modelos en los que la variable dependiente es la transición del régimen de tenencia en propiedad al régimen de alquiler. Adicionalmente, estos modelos presentan una buena capacidad predictiva únicamente superada en términos de aciertos por un modelo con componente dinámico como es el modelo de Markov. No obstante, el modelo de Markov presenta unos efectos marginales y significaciones más reducidos. Además, la capacidad predictiva de los modelos de ambos grupos no es estrictamente comparable, dado que la variable explicativa es distinta, siendo, a priori e intuitivamente, más complicado predecir una transición del régimen de propiedad al de alquiler que la situación de ser o no propietario.

En este sentido, los efectos marginales de los modelos en los que la variable a explicar es la transición del régimen de alquiler al régimen de propiedad sugieren una mayor importancia del efecto de la renta, el número de miembros y el estado civil. En cuanto a las significaciones, en el modelo de duración y en el modelo “choice-based” se certifica la significación del número de miembros o el precio relativo, variables cuya significación es irregular en los modelos cuya variable dependiente es el régimen de tenencia, así como de las variables que se introducen en dicho modelo: el número de habitaciones de la vivienda anterior y la duración. En cuanto a las implicaciones de política económica, la gran asociación detectada entre las decisiones relativas al estado civil (o el número de miembros) y el régimen de tenencia, fruto de su coincidencia temporal dentro del ciclo vital del individuo, invita a una reflexión del sector público sobretodo si se tiene en cuenta el decrecimiento del peso de la familia tradicional en España. El aumento del peso de los colectivos de solteros, divorciados y separados en la sociedad española, disminuirá la probabilidad de las transiciones de alquiler a propiedad, generando la necesidad de un mayor volumen de viviendas en

Tabla IV.10a: Efectos marginales en modelos donde la variable dependiente es régimen de tenencia

Variables	Modelo clásico		Modelo de Markov		Modelo "recent-movers		Modelo secuencial	
	Efecto marginal	%	Efecto marginal	%	Efecto marginal	%	Efecto marginal	%
<i>Probabilidad (régimen de tenencia=1)</i>	0.902		0.860		0.841		0.815	
Renta	1.48	1.64	1.23	1.43	3.93	4.67	2.30	2.82
Sexo	0.53	0.59	-	-	-3.48	-4.14	-0.89	-1.09
Edad	1.06	1.17	-3.28	-3.82	1.40	1.66	1.93	2.37
Edad ²	-0.01	-0.01	0.02	0.02	-0.01	-0.01	-0.02	-0.02
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios)</i>								
Estudios secundarios	0.62	0.68	0.65	0.75	1.92	2.29	0.41	0.50
Estudios primarios	3.53	3.92	2.14	2.48	5.81	6.90	3.38	4.14
<i>Situación laboral (ref: jornada sem > 15h)</i>								
Jornada semanal < 15h	-9.93	-11.01	10.48	12.19	-19.00	-22.59	8.33	10.21
Parado	-5.64	-6.25	-0.94	-1.09	-8.18	-9.72	-4.09	-5.01
Parado desanimado	-9.17	-10.17	1.91	2.23	-4.33	-5.16	8.58	10.51
Inactivo	-2.74	-3.04	-1.04	-1.22	3.46	4.11	-3.14	-3.85
<i>Estado civil (ref: casado)</i>								
Separado	-10.90	-12.08	-32.69	-38.02	-15.06	-17.91	-20.01	-24.54
Divorciado	-7.39	-8.19	-8.74	-10.16	-15.13	-17.99	-22.65	-27.77
Viudo	-4.03	-4.47	2.70	3.14	-6.18	-7.35	-6.46	-7.92
Soltero	-4.73	-5.24	-14.80	-17.21	-12.77	-15.18	-5.23	-6.41
Miembros de la unidad familiar	0.46	0.51	-4.08	-4.75	-0.36	-0.43	0.09	0.10
Precio relativo	0.11	0.12	-0.03	-0.03	0.01	0.01	-1.04	-1.28
Régimen de tenencia _{t-1}			78.42	91.20				
Nº hab. vivienda anterior			0.30	0.34				

Tabla IV.10b: efectos marginales en modelos donde la variable dependiente es la transición de régimen de tenencia (de alquilar a propiedad)

Variables	Modelo de duración		Modelo choice-based	
	Efectos Marginal (%)	%	Efectos Marginal (%)	%
<i>Probabilidad (transición=1)</i>	<i>0.0019</i>		<i>0.0019</i>	
Renta	0.05	24.36	0.03	17.10
Sexo	0.03	17.44	0.00	5.26
Edad	0.01	5.64	0.03	17.00
Edad ²	0.00	0.00	0.00	0.01
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios)</i>				
Estudios secundarios	0.05	24.63	0.00	6.53
Estudios primarios	0.05	27.70	0.01	36.84
Situación laboral	-0.01	-3.47	0.01	7.20
Miembros de la unidad familiar	0.08	43.08	0.04	21.05
Estado civil	0.25	126.57	0.15	73.68
Habitaciones	-0.01	-6.67	-0.04	-19.15
Duración	-0.01	-3.08	-0.05	-27.36
Precio relativo	0.00	0.75	0.00	0.93

alquiler. En la misma línea actuará una disminución del número de miembros que forman la familia.

IV.5 Conclusiones

En el presente capítulo se ha tratado de realizar una comparativa de las diferentes aproximaciones que han tenido lugar en la literatura económica relativa al análisis de la decisión del régimen de tenencia de la vivienda principal por parte de los individuos. Dichas aproximaciones se pueden agrupar según su variable dependiente y analizar a partir de sus seis formatos más relevantes: los modelos clásicos, el modelo de Markov, los modelos de “recent-movers”, el modelo secuencial (modelos en los que la variable dependiente es el régimen de tenencia), los modelos de duración y los modelos “choice-based” (modelos en los que la variable dependiente es el hecho de realizar una transición del régimen de alquiler al de propiedad).

Los resultados dejan constancia de la bondad de los modelos en los que la variable a explicar es la transición del régimen de tenencia de alquiler al régimen de tenencia en propiedad. La razón que acompaña a este hecho es que estos modelos parecen captar la decisión de interés a través de seguir todo el proceso del individuo y no únicamente un estado concreto (ya sea en el momento de una transición o en cualquier otro) sin conocer el pasado del mismo. El mayor realismo de estos modelos radica en el hecho de que captan el efecto de todos los factores explicativos sobre la decisión de tenencia y no sobre el hecho de ser o no propietario. Los modelos en los que la variable dependiente es el régimen de tenencia en un momento concreto del tiempo no explican la decisión de la propiedad y únicamente describen el perfil del propietario en un cierto momento del tiempo, momento que puede ser más cercano o lejano al momento de la verdadera decisión. No en vano, la evolución de la literatura va en ese sentido. Primero se especificaron los modelos clásicos, luego se intentó captar el momento de la decisión mediante los modelos de “recent-movers”, para, después de algún intento dinámico bajo el muestreo “choice-based”, empezar a analizar la decisión de tenencia mediante modelos de duración en donde se observa la transición que realiza un individuo de un régimen a otro de tenencia.

Además, este tipo de modelos permite la utilización de variables de alto contenido explicativo como la duración en un determinado de régimen de tenencia antes de realizar una transición. Por otra parte, al captar de forma adecuada la decisión de interés, se observa un aumento en las magnitudes de los efectos marginales respecto a la magnitud de los mismos en los modelos en los cuales la variable dependiente era el régimen de tenencia de la vivienda. En este sentido, cabe destacar el aumento en el efecto del estado civil, el número de miembros y la renta.

Por último, en la mayoría de especificaciones las variables muestran los signos y significaciones esperados, a excepción de la variable nivel de educación que parece dejar constancia del fuerte arraigo de la “cultura de la propiedad” en nuestro país. De entre todos los efectos, destacar el del estado civil, efecto que confirma la relación de ambas decisiones, la de la transición de régimen de tenencia y la del matrimonio, con la emancipación del individuo.

IV.6 Anexo

Tabla A.IV.1: Regresión para obtener la renta permanente. Variable dependiente: renta corriente

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Sexo	0.025	0.30
Edad	0.108	10.46
Edad al cuadrado	-0.001	-9.17
<i>Sit. laboral (ref: jornada sem>15h)</i>		
Jornada semanal<15h	-1.108	-3.72
Parado	-0.519	-4.29
Parado desanimado	-1.115	-2.57
Inactivo	-0.516	-6.45
<i>Estado civil (ref: casado)</i>		
Separado	-0.710	-4.02
Divorciado	-0.546	-2.45
Viudo	-0.325	-3.28
Soltero	-0.731	-7.51
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios)</i>		
Estudios secundarios	-1.119	-12.45
Estudios primarios	-1.189	-26.35
Miembros de la unidad familiar	0.470	26.25
Trabajador por cuenta propia	0.483	7.29
Tenencia de vivienda secundaria	0.934	14.12
Rentas del capital (1 si el individuo obtiene rentas del capital)	0.348	7.06
Constante	0.993	3.72
R ²	0.30	
N	6778	

Tabla A. IV.2: Regresión para la obtener la variable precio relativo

<i>Ec.principal. Variable dependiente: amortización</i>			<i>Ec.selección. Variable dependiente: reg.tenencia</i>		
<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Variable</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Edad	-284.521	-9.74	Renta	0.0880	4.48
Habitaciones	898.532	2.58	Sexo	-0.0242	-0.30
Baño	-1786.779	-0.48	Edad	0.0186	7.85
Terraza	1712.580	1.92	Miembros de la unidad familiar	0.0203	0.99
Calefacción	3614.714	4.29	<i>Nivel de estudios (ref: est. universitarios)</i>		
Ruido	-1391.753	-1.50	Estudios secundarios	-0.1787	-2.34
Delincuencia	-4565.325	-0.48	Estudios primarios	-0.1044	-1.32
Contaminación	6210.289	0.57	<i>Estado civil (ref: casado)</i>		
Luz	2688.256	2.56	Separado	-0.7593	-5.5
Antigüedad	-2233.918	-17.69	Divorciado	-0.6862	-3.41
Antigüedad mayor a 16	-29983.64	-21.62	Viudo	-0.2948	-3.00
<i>Tipo edificio (ref: indep)</i>			Soltero	-0.2897	-3.17
Adosada	6579.454	0.54	<i>Sit.laboral (ref: jornada>15h)</i>		
Edificio con menos 10	1822.966	1.36	Jornada<15h	-0.0337	-0.16
Edificio más 10	3184.726	2.82	Parado	-0.2144	-2.16
Otros	-6519.351	-0.63	Parado desanimado	-0.4207	-1.15
λ^1	-2966.203	2.55	Inactivo	-0.2621	-3.33
Constante	43860.160	9.89	Constante	0.1197	0.7
N	3757		N	4026	

¹Donde esta variable $\lambda = f(I_j^*) / F(I_j^*)$ y I^* es un indicador inobservable de la decisión de tenencia. El coeficiente de dicha variable incorporada en la ecuación principal es el valor de la covarianza entre los términos de error de la ecuación de tenencia y de la ecuación de la amortización. Su significación indica que existe correlación entre ambos términos de error por lo que la estimación por mínimos cuadrados de la ecuación de amortización conduciría a estimadores sesgados e inconsistentes.

Capítulo V: Efecto de la política fiscal sobre el régimen de tenencia de la vivienda

En el capítulo anterior hemos visto cómo la literatura ha analizado la decisión del régimen tenencia de la vivienda. Fruto de dicho análisis hemos constatado que, de acuerdo con los objetivos que persigue el mismo y la naturaleza del fenómeno, los modelos más apropiados son aquellos en los que la variable dependiente es la transición de un régimen de alquiler a un régimen de propiedad, en concreto, los modelos de duración.

Una vez establecido el marco econométrico más adecuado, de nuevo volvemos a analizar la problemática de partida. Recordemos, que España es, actualmente, uno de los países con mayor tasa propietarios de la OCDE. Uno de los factores que han contribuido de forma decisiva para explicar la situación actual (*San Martín, 2000*), es la intervención del sector público ya sea a partir de la legislación, las políticas de gasto público o las políticas impositivas.

En particular, y centrándonos en el tercero de los aspectos, las políticas impositivas, el subsidio fiscal implícito a través del IRPF que perciben los propietarios se aduce como uno de los motivos que explican la actual tasa de propietarios. En este sentido, para que el tratamiento de la renta presunta⁵⁹ del propietario fuera equivalente al del resto de rendimientos que percibe el individuo, la tributación debería limitarse a la incorporación de dicha renta presunta en la base imponible y la deducción en la misma de los gastos necesarios para su obtención (impuesto sobre bienes inmuebles, intereses de la hipoteca, etc...). Sin embargo, con carácter general, y en contraste con el resto de inversiones, se exige de tributación a la plusvalía obtenida a partir de la venta de la vivienda principal si es reinvertida y se incorpora una deducción en la cuota en concepto de las cantidades amortizadas de préstamo hipotecario o cantidades depositadas en cuentas vivienda. Este tratamiento favorable, incluso, se ha visto mejorado en los últimos tiempos con la eliminación de la base imponible de la tributación por la renta presunta de la vivienda principal. De lo anterior

⁵⁹ Concepto fiscal que se refiere a la valoración de los servicios procedentes de la vivienda que disfruta el propietario. Suele articularse como un porcentaje del valor catastral que determina la renta en especie imputada al capital inmobiliario y que será sujeta a gravamen, por tanto, en el IRPF.

se desprende que gran parte del tratamiento favorable, en concreto la deducción en la cuota y la eliminación de la tributación de la renta presunta, se concentra en la vivienda principal. Esto no siempre ha sido así, y durante algunos periodos de tiempo la vivienda secundaria también se ha visto beneficiada parcialmente de este tratamiento favorable. Por último, durante algunos años, la discriminación fiscal en contra del régimen de alquiler se ha visto reducida con la introducción de una deducción en la cuota por las cantidades pagadas en concepto de alquiler.

Este capítulo pretende analizar los efectos que las distintas legislaciones fiscales han tenido sobre el régimen de tenencia de la vivienda principal, así como sobre la compra de la vivienda secundaria, al final de la década de los ochenta y a lo largo de la década de los noventa. En este sentido, se someten a consideración las reformas fiscales de 1991 y 1998 así como el decreto fiscal de 1985.

El capítulo se estructura de la siguiente forma. En el primer punto, se repasa la literatura económica relacionada con la fiscalidad en el ámbito de la vivienda. A continuación, dividiremos nuestro análisis en dos partes, según se trate la primera vivienda (principal) o la segunda vivienda (secundaria). En cada una de estas partes definiremos la base de datos utilizada en el estudio así como las variables que formarán parte de las estimaciones. Por último se expondrán y comentarán los resultados de las estimaciones, finalizando con la exposición de las correspondientes conclusiones.

V.1 Revisión de la literatura sobre fiscalidad en el ámbito de la vivienda

La relación entre vivienda y fiscalidad se ha tratado en la literatura económica con diferentes enfoques. *Henderson y Ioannides (1983)*, tal y como se vio en el capítulo I, presentan por primera vez un modelo diseñado para iluminar los dos roles del bien duradero vivienda: el rol de consumo y el de inversión⁶⁰. El modelo se altera para predecir los efectos del impuesto sobre la renta- que con progresividad elevada

⁶⁰ Como hemos visto en el capítulo anterior, nos centraremos en modelos en los que se le otorga especial atención al rol consumo del bien vivienda. De todas formas, para un estudio empírico de los incentivos fiscales en España sobre la adquisición de la vivienda como bien de inversión, véase *Lasheras, et.al (1994)*.

puede llegar a eliminar el régimen de alquiler para los consumidores de mayor bienestar- y de imperfecciones en el mercado de capitales.

En general, los efectos en términos de eficiencia del tratamiento fiscal favorable de la vivienda en los distintos sistemas impositivos han sido tratados por *Nakagami y Pereira (1996)* y *Skinner (1996)*. Todos ellos trabajan en un entorno dinámico pero mientras en el primer caso se examina los efectos de políticas fiscales parciales como la eliminación de la deducción por intereses, en el segundo estudio se intenta medir el coste de eficiencia global del tratamiento fiscal en términos de bienestar, obteniéndose costes superiores a los que se observan en entornos estáticos y situados entorno al 2% del PNB. *López García (2003)* realiza un estudio similar para el caso español obteniendo costes anuales en términos del PIB del 0.19% si se considera el precio del suelo exógeno y del 0.12% del PIB si el precio del suelo se considera como endógeno.

Siguiendo con los análisis teóricos, *Poterba (1984)* desarrolla un modelo que proporciona un marco para el estudio de la evolución temporal del precio del activo vivienda y el stock de capital residencial. Un modelo similar se obtiene en *Meen (1990)* a partir del comportamiento maximizador en un modelo de elección intertemporal. Este tipo de modelos se utilizan para evaluar el impacto de los distintos sistemas fiscales en el propio *Poterba (1991)* o *López García (1996)*. Este último trabajo analiza, mediante este marco, el “boom inmobiliario español” en el periodo 1985-1990 y la influencia que tuvieron en él los incentivos al ahorro (como una desgravación por vivienda propia en el IRPF que puede aplicarse tanto a una vivienda nueva como a una ya construida) y a la inversión (como una desgravación más favorable a la vivienda nueva) resultado de los decretos de 1985 y 1988. En *López García (2000)* se realiza un estudio similar que analiza el impacto de la reforma impositiva de 1998.

Desde un punto de vista empírico, el trabajo de *King (1980)* que modeliza conjuntamente la tenencia de vivienda con la demanda de servicios⁶¹ de vivienda ya que ambas proceden de la misma ordenación de preferencias, ya está claramente dirigido hacia el análisis de la política pública introduciendo en el modelo la noción de

⁶¹ La distinción entre las abstracciones “servicios” y “stock” de vivienda se puede ver, por ejemplo, *Fallis (1985)*.

coste de uso⁶² de la vivienda ya presente en las aproximaciones de *Laidler (1969)* y también en la de *Rosen (1979)*⁶³. En este último trabajo, por ejemplo, se examinan los efectos del tratamiento de la vivienda en propiedad en el impuesto sobre la renta en la cantidad de vivienda consumida así como en la tenencia de varios grupos de individuos. Para ello, y una vez estimadas las regresiones donde el precio corregido por el tratamiento fiscal resulta estadísticamente significativo, se realizan simulaciones para diferentes escenarios fiscales del impuesto sobre la renta con el objetivo de obtener el impacto de cada una de estas medidas en el régimen de tenencia o la cantidad de servicios de vivienda demandados y extraer las implicaciones en términos de eficiencia y equidad⁶⁴.

Para el caso español, merece ser citado *Barceló (2001)*. Este trabajo se halla inmerso en la literatura que relaciona el mercado de la vivienda con el mercado de trabajo⁶⁵ y presenta un modelo clásico de los determinantes del status de tenencia de

⁶² Esta noción, ya comentada en el capítulo anterior, está muy presente en cualquier trabajo que quiera analizar las repercusiones de la política pública en el mercado de la vivienda, ya sea desde un punto de vista del régimen de tenencia como de la evolución del precio. En el marco de esta última literatura y dentro del panorama español se pueden nombrar los trabajos de *Bover (1993)* o *López García (1996)*. En *Taltavull (2000)* se utiliza el coste del uso en el marco de un trabajo que analiza la relación entre los condicionantes financieros y la inversión residencial. Comentario aparte merecen el trabajo de *Sanz (2000)* que profundiza directamente en los efectos de las ayudas fiscales a los inmuebles a través de la citada noción de coste de uso y el de *Onrubia y Sanz (1999)* en el que profundizan en las consecuencias de la reforma del IRPF de 1998 sobre los compradores de la vivienda habitual a partir del concepto de ahorro fiscal marginal. *Barrios y Rodríguez (2002)* desarrollan un modelo macroeconómico con el que evalúan empíricamente los efectos de las leyes del IRPF sobre la forma de tenencia de la vivienda a través de esta noción del coste de uso.

⁶³ En estos estudios empíricos se muestra que el mayor determinante de la preferencia por la propiedad es la fiscalidad, que hace que, a excepción de las familias que se sitúan en la cuartila de renta inferior, sea ventajoso el hecho de poseer en relación a alquilar la vivienda siempre que no se planea un movimiento inminente que generaría mayores costes de transacción a los propietarios.

⁶⁴ En este sentido, *Green y White (1997)*, ofrecen una interesante visión alternativa bajo la cual ser propietario tiene efectos positivos en la escolarización de los hijos. En este sentido recomiendan actuaciones para hacer que las personas que vivan en alquiler pasen a ser propietarios. Asimismo, critican las actuaciones de la administración americana con subsidios implícitos que favorecen al propietario de elevada renta, ya que este sería propietario en cualquier caso.

⁶⁵ Dentro de esta literatura merecen ser destacadas las aportaciones de *Green y Hendershott (2000)* y *Pinto (2002)*

vivienda estimado mediante un modelo probit, con dos especificaciones distintas que intentan abordar el efecto de las políticas impositivas de los diferentes países de la Unión Europea. La primera especificación intenta captar las diferentes políticas fiscales a través de variables ficticias institucionales y la segunda a través de variables que aproximan las diferentes características en la política de promoción de la vivienda realizada en los distintos países. La base de datos es el Panel de Hogares Europeo y las variables fiscales de la segunda especificación presentada en el trabajo surgen del papel de *Maclennan, et al. (1998)*.

En una línea similar, el ya mencionado en el capítulo IV trabajo de *Jaen y Molina (1994)* en el marco de los modelos de estimación conjunta, aquellos que determinan a la vez las decisiones de comprar o no y de cuánto gastar en ello, pretende precisar cuáles son los parámetros, elasticidades precio y renta⁶⁶ de la demanda de vivienda en España. Adicionalmente, se trata de conocer cuál es el exceso de gravamen resultante del régimen fiscal vigente y realizar un pequeño experimento de simulación, similar al realizado por *Rosen (1979)* de los potenciales cambios en el gasto de vivienda en el caso de cambios en las leyes impositivas. En el trabajo se sigue el modelo de *Lee y Trost (1978)* donde se rehuye del enfoque tradicional en el cual se separa el estudio de la demanda de servicios del de régimen de tenencia con especificaciones distintas incurriendo en estimaciones sesgadas para el caso de términos de perturbación no independientes. Las principales conclusiones que se alcanzan hacen referencia a la importancia de la renta y otros factores socioeconómicos en la decisión de tenencia, la no importancia del precio⁶⁷ y el cálculo de una repercusión sobre el gasto de vivienda que oscilaría entre el 16 y 21% en el caso de que se eliminaran los privilegios fiscales al propietario contenidos en la legislación española.

Sanromán (2000), aunque con datos procedentes de paneles de IRPF en lugar de datos cuyo origen era la EPF como ocurría en el trabajo anterior, realiza un análisis

⁶⁶ *Polinsky (1977)* pone de manifiesto las menores elasticidades-renta obtenidas al utilizar datos micro con respecto a cuando se utilizan datos macro. Este hecho se explica porque con datos macro se elimina por completo el efecto de la renta transitoria, de menor repercusión que la permanente, y por la mala especificación o no incorporación de la variable precio en la ecuación de demanda. Esta variable precio siempre resulta de difícil medición.

⁶⁷ Resultado motivado seguramente por utilizar una variable con variabilidad a nivel de CCAA y no individual, siendo además un índice, con lo cual el efecto precio es el efecto de una tasa de variación.

en la misma línea. En el trabajo, se analizan de forma conjunta los determinantes de la decisión de tenencia, los condicionantes del ahorro fiscal derivado de la tenencia en propiedad y los de la probabilidad de que los límites legales a las deducciones fiscales sean vinculantes para el agente. Para ello se implementa, al igual que ya se hacía en el trabajo de *Jaen y Molina (1994)*, una estimación bietápica siguiendo el procedimiento propuesto por Heckman donde se incluyen factores de corrección del sesgo de selección. *Sanromán (2000)* concluye que la estructura del impuesto no afecta a la decisión de tenencia aunque sí afecta a la magnitud del gasto en vivienda habitual.

Como hemos visto, existe una amplia cobertura empírica acerca de los efectos de la fiscalidad en la vivienda. No obstante, la práctica totalidad de estudios y simulaciones que evalúan las políticas fiscales se enmarcan en los modelos de estimación conjunta de tenencia y demanda de servicios. Recordemos, tal y como vimos en el capítulo IV, que este tipo de modelos son meros descriptores del propietario y, además, en general, observan a estos lejos del momento de su decisión. En dicho capítulo, concluimos que la decisión del régimen de tenencia del individuo se capta más adecuadamente con los modelos de duración, a fin de explicar las transiciones de alquiler a propietario.

Munch y Svarer (2002), especifican un modelo de duración cuyo objetivo es investigar en qué medida afectan los controles de alquileres a la movilidad, utilizando como referencia en el mercado de la vivienda danés. Para ello aplican un modelo de duración donde la variable dependiente es el tiempo que un individuo permanece en una vivienda de alquiler y ésta depende, entre otras variables, de una variable que cuantifica la presencia de un control de alquileres como la diferencia entre el alquiler de mercado y el que realmente paga. Así, muestra como la movilidad de régimen de tenencia es reducida de forma severa debido al control de alquileres.

Ahora bien, no existe ningún estudio que aproveche el marco de un modelo de duración para estudiar los efectos de la fiscalidad sobre la decisión de realizar una transición de régimen de tenencia. En este sentido, el trabajo que se presenta en este capítulo pretende ser una primera tentativa.

V. 2 Efectos de la fiscalidad en la compra de vivienda principal

En la presente sección se pretende analizar los efectos de las reformas fiscales del IRPF de 1991 y 1998 en la decisión de tenencia de la primera vivienda de los individuos en el entorno de un modelo de duración. El tratamiento de la vivienda en ambas leyes y en la situación anterior a la reforma de 1991 es el siguiente:

1. Situación anterior: se incluye dentro de la base imponible de los propietarios el rendimiento imputado como un 3% del valor catastral (que fue un 2% a partir de 1987). Se permite que los propietarios se deduzcan en la base imponible los intereses y también el impuesto sobre los bienes inmuebles (IBI). Adicionalmente, los propietarios pueden desgravarse, con carácter general, en la cuota un 15% de los pagos hipotecarios por amortización. Este 15% fue de un 17% para la vivienda nueva desde 1985 a 1987. Por último, los que viven en régimen de alquiler no disponen de deducción en la cuota alguna por los pagos por alquiler que realizan.

2. Ley del IRPF de 1991: se incluye dentro de la base imponible de los propietarios el rendimiento imputado como un 2% del valor catastral. Se permite que los propietarios se deduzcan en la base imponible los intereses, con un límite de 800.000 ptas., y también el impuesto sobre los bienes inmuebles (IBI). Adicionalmente, los propietarios pueden desgravarse en la cuota un 15%⁶⁸ de los pagos hipotecarios por amortización. Por último, los que viven en régimen de alquiler pueden deducirse en la cuota un 15% de los pagos por alquiler que realizan.

3. Ley del IRPF de 1998: los propietarios no tienen que declarar ningún rendimiento imputado en la base imponible, asimismo no pueden deducirse el impuesto de la propiedad. Eso sí, el propietario tiene derecho una desgravación en la cuota por los pagos hipotecarios anuales realizados tanto en términos de intereses como de amortización. En concreto se trata, como máximo, de un 20%⁶⁹ por las

⁶⁸ Con un límite conjunto para todas las deducciones en la cuota del 30% de la base liquidable.

⁶⁹ En realidad es un 25% si el individuo se halla en los dos primeros años de préstamo hipotecario pero en el PHOGUE, que es la base de datos utilizada en este capítulo, no figura dicha información.

primeras 750.000 ptas. y un 15% por las siguientes 750.000 ptas. Los pagos por alquiler no dan derecho a ningún tipo de deducción.

Modelo empírico

Los datos y variables utilizadas para analizar la influencia de la fiscalidad en la decisión del régimen de tenencia de la vivienda principal, se corresponden con los datos analizados en la sección IV.2 del capítulo anterior dedicado a la decisión de tenencia. Por tanto, utilizaremos el Panel de Hogares Europeo (PHOGUE), el modelo empírico procederá de (IV.26)⁷⁰ y definiremos como variables adicionales que pretender captar el efecto de la fiscalidad, las siguientes:

Reforma de 1991: aparece en dos posibles formatos. En primer lugar, se ha especificado, una variable ficticia que toma el valor 1 si la observación pertenece al periodo de vigencia de la misma (1992-1998). En segundo lugar, se define como la diferencia de ahorro fiscal en millones de ptas., según el individuo sea propietario o inquilino, que representa la fiscalidad de la vivienda para un hogar durante dicho periodo. Así, en el caso de la citada reforma un hogar en régimen de alquiler, se podía deducir un 15% del valor del mismo como deducción en la cuota. En cambio, si el hogar posee una vivienda en propiedad el ahorro sería la suma de la deducción por intereses en la base y la deducción por amortización en la cuota, menos el desahorro que representa hacer frente a una imputación del 2% del valor catastral como parte de la base imponible⁷¹. Finalmente, la variable se especifica como el ahorro del inquilino menos el ahorro del propietario

⁷⁰ Las estimaciones con la incorporación de variables fiscales para el resto de las aproximaciones examinadas en el capítulo IV se presentan en las Tablas A.V.1-A.V.4 del Anexo (V.4) a título meramente ilustrativo.

⁷¹ A dichos efectos se ha supuesto que el préstamo hipotecario al que hace frente el individuo se reparte en partes iguales en intereses e hipoteca. Aunque se conoce que es un porcentaje algo superior (entorno al 5%), se ha mantenido el espíritu fiscal considerando que el 2% del valor de mercado de la vivienda sería una aproximación del alquiler que tendría que pagar el individuo en el mercado y, por tanto, se ha aproximado este 2% del valor de mercado mediante el alquiler estimado. Por último, se ha considerado, que el valor catastral supone aproximadamente un 40% del valor de mercado. *Onrubia y Sanz (1999)*, sugieren un 50% teniendo en cuenta las directrices emanadas de la Dirección General del Catastro, aunque *González-Páramo y Onrubia (1992)* barajan un 0.24.

Reforma de 1998: nuevamente aparece en dos formatos. Como una variable ficticia que toma el valor 1 si la observación pertenece al periodo de vigencia de la misma (1999-2002) y como el ahorro en millones de ptas. que representa la fiscalidad de la vivienda para un hogar durante dicho periodo. De esta forma, un hogar en propiedad observa como un 20% de las primeras 750.000 que tiene que hacer frente como pago hipotecario (tanto en concepto de intereses como de amortización del préstamo) se las puede deducir en la cuota al igual que un 15% de las siguientes 750.000. Un hogar en régimen de alquiler no tiene derecho a deducción alguna. Al igual que en el caso anterior, la variable se especifica como el ahorro del propietario menos el ahorro del inquilino.

Resultados

En la Tabla V.1, se ofrecen tres especificaciones del modelo a estimar para captar el efecto de las distintas variables en la transición del régimen de alquiler al de propiedad. La primera especificación, se corresponde con la estimación presentada en la Tabla IV.6, es decir, se trata de una especificación sin variables fiscales. En las dos siguientes especificaciones, se introducen las variables fiscales que hacen referencia a las reformas del IRPF objeto de estudio. En la primera de ellas se introducen dichas reformas mediante variables ficticias. Ambas aparecen con signo negativo. Ello nos indica que dichos periodos de vigencia de ambas reformas disminuyen la probabilidad de realizar una transición a propietario en relación al periodo de referencia, periodo anterior.

Cabe notar que en el periodo inmediatamente anterior la ley impositiva había sido similar a la habida desde 1991 pero con deducciones del 10% en la cuota adicionales para la vivienda nueva aunque no fuera habitual y ausencia de deducciones para el inquilino. Evidentemente, este panorama de referencia era todavía más paternalista con el propietario. Ello no evita que el sistema siga favoreciendo al propietario como indica el signo de las variables que hacen referencia a las reformas impositivas en la siguiente especificación. Un mayor ahorro del propietario en referencia al del inquilino aumenta la probabilidad de una transición. El hecho de que para la reforma de 1998 no llegue a ser significativo radica seguramente en que sólo se posee información del PHOGUE para el primer año de vigencia de la misma.

Tabla V.1: Modelo de duración (efecto de la fiscalidad en la vivienda principal)

<i>Variables</i>	<i>Modelo 1</i>		<i>Modelo 2</i>		<i>Modelo 3</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.236	2.17	0.251	2.31	0.214	2.03
Sexo	-0.121	-0.7	-0.117	-0.68	-0.158	-0.92
Edad	-0.216	-4.38	-0.211	-4.24	-0.199	-4.02
Edad ²	0.002	3.53	0.002	3.43	0.002	3.18
<i>Nivel de estudios (ref: est. universitarios)</i>						
Estudios secundarios	0.105	0.42	0.132	0.53	0.139	0.56
Estudios primarios	0.543	1.99	0.555	2.05	0.565	2.09
Situación laboral	0.035	-0.11	-0.067	-0.21	-0.097	-0.3
Miembros de la unidad familiar	0.431	3.89	0.399	3.59	0.381	3.39
Estado civil	0.886	5.57	0.949	5.95	0.895	5.66
Habitaciones	-0.248	-3.96	-0.219	-3.47	-0.233	-3.68
Duración	-0.370	-11.69	-0.523	-14.22	-0.321	-11.14
Precio relativo	-0.008	-2.68	-0.001	-3.93	-0.016	-5.32
Reforma 1991 (variable ficticia)			-0.928	-4.19		
Reforma 1998 (variable ficticia)			-2.491	-7.58		
Reforma 1991 (ahorro)					0.019	9.27
Reforma 1998 (ahorro)					0.089	1.19
Constante	0.982	2.19	3.210	3.14	1.710	1.74
R ²	0.15		0.18		0.18	
N	44472		44472		44472	

Simulación

Por último, vamos a proceder a un ejercicio de simulación fiscal. Para ello vamos a ver los efectos en la probabilidad de transición del régimen de alquiler al régimen de propiedad en un determinado momento t , si introducimos diferentes regímenes fiscales. Todas ellas van a ser evaluadas durante un mismo periodo temporal, el periodo en el cual estuvo vigente la reforma de 1991 (1992-1998) y para cuatro tramos de renta⁷². El caso de referencia va a ser la ausencia de fiscalidad y, a partir de este vamos a considerar los efectos de los siguientes regímenes fiscales:

⁷² Los extremos de cada tramo se corresponden, aproximadamente, con los percentiles 10, 50 y 90 de la variable renta.

1. Ley de 1991.
2. Ley de 1998.
3. Introducir en la ley de 1998 la posibilidad de deducir en la cuota el 15% de las cantidades satisfechas como pagos por alquiler, tal y como existía en la ley de 1991.
4. Eliminar de la ley de 1991 la posibilidad de deducir en la cuota el 15% de las cantidades satisfechas como pagos por amortización.

Para ello se ha partido de la primera especificación de la Tabla V.1, el modelo sin considerar la fiscalidad, caso de referencia, y, a partir de la predicción de la probabilidad de realizar una transición del régimen de alquiler al de propiedad del modelo, se ha calculado la segunda columna de la Tabla V.2, donde dicha probabilidad aparece por tramos de renta. A continuación, se han reestimado dicho modelo cuatro veces incorporando, en cada una de las estimaciones, una variable que da cuenta del ahorro fiscal que obtendría el individuo en cada uno de los regímenes fiscales enumerados anteriormente. De nuevo, se han calculado las probabilidades de realizar una transición del régimen de alquiler al de propiedad para cada uno de los regímenes por tramos de renta. Dichas probabilidades aparecen, para cada régimen fiscal sujeto a estudio, en la tercera, cuarta, quinta y sexta columna respectivamente.

A continuación enunciamos los principales comentarios que se extraen de los resultados que se exponen en la Tabla V.2. En primer lugar, nótese que a pesar de que un aumento en la renta tenga un efecto positivo en la probabilidad de realizar la transición del régimen de alquiler al de propiedad, a medida que nos situamos en tramos de renta más elevados, menor es la probabilidad de realizar la transición. Esta aparente contradicción se explica recordando que el efecto que tiene la renta sobre la probabilidad de realizar una transición concentrado en el signo positivo del parámetro que le afecta, es un efecto neto, es decir, una vez controlado por el resto de las variables. En cambio, cuando medimos la probabilidad de realizar una transición en tramos consecutivos de renta, no estamos manteniendo el resto de variables

constantes. Por tanto, es probable que otras variables como la edad o el nivel de estudios estén cambiando el sentido del efecto de la renta⁷³.

Asimismo, procedemos al comentario de los efectos de la introducción de cada uno de los regímenes fiscales. Como primer aspecto destacable, cabe mencionar que, en todos los casos, los distintos regímenes fiscales benefician más a los tramos de mayor renta. Es decir, la probabilidad de realizar una transición aumenta en un mayor porcentaje en estos tramos en todos los casos.

Un segundo aspecto a resaltar es que, la introducción de cualquier régimen fiscal aumenta la probabilidad de realizar una transición para los individuos que tienen una renta mayor a 4.300.000 ptas. siempre entre el 8 y el 9%. Sin embargo, el aumento en la probabilidad de realizar una transición para los individuos con una renta inferior a 1.350.000 ptas. es muy distinta según el régimen fiscal adoptado. En particular, los aumentos en la probabilidad de realizar una transición que provocan los regímenes 2 y 3 (entre el 0 y el 1%) son muy inferiores a los que provocan los regímenes 1 y 4 (entorno al 3%).

Una conclusión inmediata de lo apuntado en el párrafo anterior es que la velocidad necesaria para que converjan de forma aproximada los aumentos en la probabilidad de realizar una transición en el último tramo es mayor en los regímenes 2 y 3 - velocidad que se concentra en el último tramo- que en los regímenes 1 y 4.

Tabla V.2: Simulación fiscal. Probabilidad de transición en el periodo t de los regímenes simulados

<i>Tramos</i>	<i>Ausencia de fiscalidad</i>	<i>Régimen 1</i>	<i>Régimen 2</i>	<i>Régimen 3</i>	<i>Régimen 4</i>
	<i>Probabilidad transición en t</i>				
0-1.350.000	0.00970	0.00999	0.00980	0.00970	0.00999
1.350.000-2.450.000	0.00602	0.00624	0.00622	0.00615	0.00625
2.450.000-4.300.000	0.00483	0.00508	0.00499	0.00496	0.00506
>4.300.000	0.00451	0.00490	0.00489	0.00487	0.00486
Total	0.00532	0.00560	0.00554	0.00550	0.00559

Por último, la probabilidad de transición del régimen de alquiler a propiedad es siempre algo superior, para todos los tramos, en los regímenes cuya base es la Ley

⁷³ De hecho si estimamos el modelo de duración únicamente con la variable renta y la variable fiscal, la variable renta resulta significativa y con signo negativo. En concreto, el coeficiente de la variable renta es de -0.18 con un estadístico t de -3.17 .

de 1991 (régimenes 1 y 4). Este hecho, se explica, como veremos a continuación, por el mayor ahorro que obtiene el contribuyente en estos regímenes fiscales.

En cuanto a la Tabla V.3, en ella se presenta el coste para la administración (o el aumento en los ingresos del contribuyente) que suponen cada uno de los regímenes fiscales simulados respecto a la situación de ausencia de fiscalidad. Los resultados están expresados en términos de coste por individuo y periodo. Nuevamente, los resultados se presentan por tramos de renta.

Se observa que el régimen 1 es el de mayor coste recaudatorio, suponiendo un coste medio de 37487 ptas. por persona y periodo, mientras que el régimen 2, es decir, el régimen actual, es el de menor coste recaudatorio. Así, los regímenes cuya base es la Ley de 1991 (régimenes 1 y 4) son los que suponen un mayor coste recaudatorio para la administración.

Por otra parte, los regímenes 1 y 4 son también los más regresivos, des del punto de vista del aumento de los ingresos del contribuyente. Así, estos regímenes suponen un aumento del ahorro del contribuyente mayor a medida que aumenta la renta del mismo. En cambio, en los regímenes 2 y 3, es decir, aquellos cuya base es la Ley de 1998, el ahorro del contribuyente es mayor en el primer y último de tramo de renta. Estos es así, porque en los regímenes cuya base es la Ley de 1991, los intereses del préstamo hipotecario se deducen en la base imponible. Ello conduce a que cuanto mayor sea el tipo marginal del individuo -y, por tanto, su renta-, mayor es la deducción en la base imponible que obtiene. En cambio, en los regímenes cuya base es la Ley de 1998 los intereses del préstamo hipotecario también se deducen de la cuota íntegra, siendo la deducción, así, independiente de la renta del individuo.

Tabla V.3: Simulación fiscal. Coste recaudatorio de los regímenes simulados

<i>Tramos</i>	<i>Ausencia de fiscalidad</i>	<i>Régimen 1</i>	<i>Régimen 2</i>	<i>Régimen 3</i>	<i>Régimen 4</i>
0-1.350.000	0	34065.87	19989.03	24424.22	23793.12
1.350.000-2.450.000	0	35121.45	16832.65	20475.89	26597.77
2.450.000-4.300.000	0	36567.91	16341.82	18490.40	28519.49
>4.300.000	0	45459.87	17775.70	20314.14	36968.04
Total	0	37487.35	16889.04	19599.66	29129.48

V. 3 Efectos de la fiscalidad en la compra de vivienda secundaria

Esta sección se pretende observar la influencia de la intervención estatal en la decisión de compra de vivienda secundaria por parte del individuo. En particular se examinan los efectos del Decreto de 1985. Mientras dicho decreto estuvo vigente, cualquier individuo obtenía una deducción del 15%⁷⁴ por la adquisición de una vivienda ya fuera habitual o secundaria.

Merece la pena notar que, la particularidad de la intervención estatal en la vivienda secundaria, es que deja de estar justificada desde el punto de vista de la necesidad del individuo a diferencia de lo que puede ocurrir en el caso de la vivienda principal. La intervención pública a favor de la compra de viviendas que no constituyan la vivienda habitual del individuo sólo obtiene justificación como fomento del sector de la construcción como forma de inversión.

Modelo empírico

Para la estimación del modelo empírico que procede de (IV.26), ya vimos que, el tipo de datos óptimo sería un panel de datos fijo. O sea, una base de datos longitudinal donde se siguiera a un conjunto de individuos, siempre los mismos, durante un cierto periodo de tiempo. Ahora bien, para el periodo temporal considerado, este tipo de datos con información acerca de la vivienda secundaria no existen en España. La fuente de datos utilizada en el estudio es la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF). Dicha encuesta constituye un panel rotatorio, es decir, los individuos permanecen como máximo ocho periodos en la muestra y luego son reemplazados por individuos de características similares. No obstante, y a pesar de su carácter rotatorio, se puede crear una buena aproximación a unos datos longitudinales idóneos. De hecho, la muestra final acaba siendo un conjunto de individuos claramente identificados a los cuales se les sigue durante como máximo ocho trimestres - unidad temporal fijada por la encuesta-. Es sencillo notar como se puede seguir a cada individuo o unidad durante los trimestres que permanece en la muestra y observar cómo se comporta y, sobretodo, cuáles son sus cambios con vistas a poder formular hipótesis explicativas. De esta forma, podemos concluir que

⁷⁴ De hecho, la deducción podía alcanzar un 17% si la vivienda era nueva. El problema es que en la ECPF no hay ninguna variable que identifique si la vivienda es nueva o usada con lo que se asume el 15% para toda la muestra como valor mínimo, asumiendo, así, que todas las viviendas son usadas.

tenemos diversos paneles fijos, eso sí de corta duración (si no se realiza algún supuesto adicional), que podemos agregar porque no olvidemos que las características de las unidades de dichos paneles son similares.

En particular, la muestra abarca el periodo 1985-1995, o sea, se trata de una primera etapa de la citada Encuesta Continua de Presupuestos Familiares que, con posterioridad sufriría modificaciones sustantivas. A partir de dicha muestra se han definido las variables que se presentan a continuación y que constituyen la base del presente estudio.

En un primer momento, se trata de definir las variables que van a definir el modelo de duración como tal. Como se ha mencionado con anterioridad, se trata de un modelo donde cada individuo presenta tantas observaciones como número de periodos han transcurrido hasta que el individuo accede a la situación de éxito, que, en nuestro caso, es realizar una compra de vivienda secundaria. Entre las variables presentes en la muestra está la edad del individuo. Con este dato se calcula el momento temporal en el que la edad del individuo era 16 años. A partir de aquí se generaran tantas observaciones como años han transcurrido desde que ese individuo tuvo los 16 años hasta la edad en la cual ha comprado el inmueble. En el caso de no haber comprado ningún inmueble se generan tantas observaciones como tiempo ha transcurrido desde que el individuo tenía 16 años hasta la edad máxima del individuo. Evidentemente, un supuesto subyace a esta forma de proceder: se supone que los individuos no han comprado vivienda secundaria durante un periodo en el que no se les observa esta decisión, el periodo anterior a la entrada del mismo en la muestra. O sea, que cuando se les observa la compra (en el caso de observarse) es la primera que se realiza. Para mitigar el efecto de dicha suposición se eliminan las observaciones anteriores a 1971⁷⁵. Dicho de otra forma, se generan tantas observaciones como la diferencia de años transcurridos entre la edad del individuo en 1971 (o los transcurridos desde que tiene 16 años en el caso de cumplirse con posterioridad a 1971) y la edad del mismo en el momento de la compra o, en su defecto, en el momento en el cual sale de la Encuesta.

Con esta información se define la variable endógena del modelo:

⁷⁵ De hecho, no se pierden muchas observaciones, se pasa de 112657 a 108110 observaciones persona-periodo y las estadísticas descriptivas de las variables son prácticamente idénticas a las que se comentarán adelante.

Compra de vivienda secundaria: se va a tratar de una variable ficticia que tomará el valor 1 si el individuo (unidad familiar) ha comprado una vivienda secundaria y 0 en caso contrario. Se trata, por lo tanto, de la variable que define el éxito o fracaso dentro del modelo.

En cuanto a las variables explicativas:

Duración: para las observaciones que toman el valor 1 en la variable anterior, esta variable tomará el valor que procede de la diferencia, en términos de número de años, entre el momento temporal en el cual la observación realizó la compra y el momento en el cual el individuo tenía 16 años. En cambio, para las observaciones cuyo valor de la variable “ compra de vivienda secundaria” es cero, la variable duración toma el valor de la diferencia, nuevamente en términos de número de años, entre el momento en el cual el individuo tenía 16 años y la edad actual del individuo. Por tanto, dicha variable se puede interpretar como el número de años transcurrido desde que el individuo tiene 16 años hasta que realiza la compra de vivienda secundaria. Es la variable que ha expandido los datos hasta presentarlos a modo de modelo de supervivencia.

Miembros de la unidad familiar: número de personas que consumen en el hogar. Se especifica esta variable como el cambio en el número de miembros que ha sufrido la unidad familiar durante los cinco años anteriores a la compra.

Estado civil: variable que toma el valor 1 si el individuo ha cambiado de estado civil durante los últimos cinco años.

Sexo: variable dicotómica que toma el valor 1 en el caso de que el sustentador principal de dicha familia sea hombre y 0 en el caso de que el sustentador principal de dicha familia sea mujer.

Edad: la edad en años cumplida por parte del sustentador principal de dicha unidad familiar. Se presenta también como variable la edad al cuadrado.

Nivel de estudios: estudios de más alto nivel terminados por el sustentador principal. A partir de las categorías presentes en la ECPF se han especificado siete variables categóricas en orden ascendente. Así al nivel educativo primero le corresponde las

observaciones analfabetas, al nivel dos las observaciones alfabetas pero sin estudios, al nivel tres la población con estudios de primarios, al cuarto nivel los individuos de estudios secundarios de primer ciclo, al quinto nivel los individuos con estudios secundarios de segundo ciclo, siendo el nivel seis el de la población con nivel universitario de primer ciclo y el último nivel el correspondiente a la población con nivel universitario de segundo y tercer ciclo. Para todas las variables cualquier caso contrario tomará el valor 0.

Situación laboral: se clasifican los individuos de acorde con su actividad durante la semana anterior al inicio de la entrevista. La definición procede de la clasificación que ofrece la encuesta. Se trata de un formato sin variación temporal. Como en el caso del nivel educativo se han definido cinco variables dicotómicas a partir de las cinco categorías presentes en la ECPF. Así, la situación laboral uno es la que se da si el individuo está trabajando al menos un tercio de la jornada laboral normal, la segunda situación laboral tiene su origen en los individuos que están trabajando menos de un tercio de la jornada laboral normal, la tercera categoría corresponde al parado que busca empleo, a la cuarta pertenecen los jubilados, retirados y pensionistas, y, por último, en la situación laboral cinco se hallan las personas dedicadas exclusivamente a las labores del hogar. De nuevo, para cada una de las dummies generadas el valor 0 corresponde a cualquier caso contrario.

Renta: los ingresos monetarios totales reales en millones de ptas. anuales del hogar. Nuevamente, siguiendo a *Goodman (1988)*, se ha estimado la “renta permanente” y “la renta transitoria” del hogar a partir de una regresión de los ingresos monetarios corrientes del hogar respecto al sexo, nivel de estudios, edad, el número de miembros, la situación laboral, el hecho de disponer o no de vivienda secundaria, de obtener o no rentas del capital y de trabajar o no por cuenta propia.

Decreto 1985: una variable dummy que toma el valor 1 durante el periodo de vigencia del Decreto fiscal de 1985. Ese periodo es el trienio 1986-1988. En cualquier otro periodo su valor es 0. De hecho, esta variable marca el periodo de la muestra durante el cual se produjo alguna variación en el coste de uso.

Ahorro fiscal: el decreto fiscal de 1985 otorgaba una deducción del 15% por los pagos relacionados con la adquisición de vivienda, ya fuera habitual o no. Eso incluía también la vivienda secundaria. De esta forma, se ha creado la presente variable que toma el valor 0 para cualquier momento en el que el decreto no es vigente. Para los

años de vigencia del decreto su valor es el 15% del alquiler estimado por el propietario que ha comprado la vivienda secundaria. Esta variable constituye la variación en el coste de uso⁷⁶ de la vivienda durante esos años de la muestra. Se entiende, por tanto, este alquiler anual estimado como análogo a los pagos anuales a realizar para la adquisición del inmueble.

Momento: variable que hace referencia al año al cual pertenece la observación.

En la Tabla V.4 se presenta la estadística descriptiva de estas variables. En ella se muestra la media y la desviación típica de las variables contenidas en las estimaciones posteriores. De cada variable se presentan dos medias y dos desviaciones típicas: la correspondiente a todo el periodo muestral y la correspondiente al periodo de vigencia del decreto fiscal. De la misma merece la pena destacar algunas cuestiones. A excepción de las variables fiscales, el resto de variables presentan valores muy próximos en el periodo de vigencia del decreto fiscal respecto al conjunto del periodo 1971-1995. Evidentemente tanto el ahorro fiscal como, obviamente, la variable ficticia que recoge su periodo de vigencia aumentan su media de forma considerable durante el periodo de vigencia del decreto fiscal, ya que el valor de ambas variables es nula fuera de los años de vigencia del decreto.

Con respecto a las variables que hacen referencia a la compra de vivienda secundaria se ofrecen dos: el porcentaje de individuos que compran vivienda secundaria y la variable que recoge el número de compras de vivienda secundaria durante el periodo. Obsérvese que, mientras la fracción de hogares que compran vivienda secundaria durante 1986-1988 es similar a la fracción de hogares que han comprado vivienda secundaria durante todo el periodo de estudio -entorno al 3,7%-,

⁷⁶ Cabe recordar que el coste de uso -siguiendo a *Lopez Garcia (1999)* o *Onrubia y Sanz (1998)*- para la vivienda secundaria (por unidad de capital residencial) sería: $cu = (1+k*t_{irpf}*(a-t_{ibi}) + \delta^* - \pi - d)$. En donde *cu* es el coste de uso, *k* es el porcentaje que representa el valor catastral sobre el valor de mercado (0.5 aproximadamente), *t_{irpf}* es el tipo marginal de IRPF del individuo, *a* es porcentaje de imputación de la vivienda en propiedad como renta presunta (0.02), *t_{ibi}* es el tipo de Impuesto sobre la propiedad el cual depende del ayuntamiento, δ es la tasa de depreciación del inmueble (que en la literatura se presume entorno al 5% anual), π es la tasa de inflación nominal esperada de la vivienda (que atendiendo al periodo estaría entorno al 135% en 10 años) y *d* es el porcentaje de deducción en la cuota que es de un 15% durante el periodo del decreto de 1985 y 0% para el resto de periodo. Se nota que no son deducibles los intereses de préstamos para el inmueble secundario y que la única diferencia que se produce durante el periodo es en la *d*. De ahí la especificación únicamente de este.

se evidencia, no obstante, como el número de compras (nuestra variable de estudio) se duplicaron durante estos tres años. Todo ello parece dejar constancia de que el decreto incentivó la compra de un bien del que en algunos casos ya se poseía (pasar de una a dos compras de viviendas secundarias por parte de un individuo no modifica la fracción de individuos que compran este bien y sí el número de compras observadas) y en otros se vendía para volver a comprar y aprovechar así, las plusvalías en años de boom inmobiliario y las ventajas fiscales de una nueva compra.

Tabla V.4: Estadística descriptiva

<i>Variables</i>	<i>1971 en adelante</i>		<i>1986-1988</i>	
	<i>Media</i>	<i>Desv.std</i>	<i>Media</i>	<i>Desv.std</i>
%Vivienda secund.	0.037	0.189	0.036	0.187
Compra	0.002	0.044	0.004	0.063
Renta	1488186	2185774	1111544	1812076
Sexo	0.821	0.350	0.812	0.391
Edad	53.982	15.041	52.911	15.6322
<i>Situación laboral</i>				
ref: >1/3 jornada	0.551	0.494	0.567	0.492
<1/3 jornada	0.006	0.075	0.005	0.070
Paro	0.043	0.198	0.044	0.199
Jubilado	0.383	0.484	0.367	0.480
Tareas hogar	0.011	0.098	0.010	0.097
Duración	28.984	15.685	33.152	15.814
<i>Nivel de estudios</i>				
(ref: analfabeto)	0.035	0.343	0.020	0.352
Sin estudios	0.214	0.407	0.203	0.400
Estudios primarios	0.463	0.496	0.450	0.495
Estudios secundarios (1)	0.104	0.304	0.113	0.314
Estudios secundarios (2)	0.103	0.303	0.114	0.316
Estudios universitarios (1)	0.045	0.207	0.047	0.212
Estudios universitarios (2)	0.043	0.202	0.046	0.208
Miembros de la unidad familiar	-0.051	0.521	-0.046	0.533
Variable fiscal: variable ficticia	0.128	0.334	1.000	0.000
Variable fiscal: ahorro	0.479	5.171	3.737	14.010
Estado civil	0.023	0.150	0.025	0.157
Momento	1981.289	6.289	1986.916	0.815
N	108110		13872	

Resultados

A partir de las diferentes especificaciones de la variable fiscalidad se han dispuesto tres especificaciones contenidas en la Tabla V.5. En la primera especificación, se ofrece la especificación sin variables fiscales, mientras que en la segunda especificación el efecto del decreto se capta mediante la variable dicotómica y en la tercera mediante el ahorro fiscal que produjo el decreto durante su vigencia. A

la luz de los resultados, y pasando a comentar la segunda especificación, se observa como la estimación responde a lo esperado. La renta permanente⁷⁷, muy significativa, aumenta la probabilidad de comprar cada año, al igual que lo hace el ser hombre. La edad no resulta significativa aunque parece recoger un efecto de “U” invertida, según el coeficiente de la edad al cuadrado. El efecto de la edad es fácil intuir que se halla recogido en la variable duración. Ceteris paribus, al avanzar un individuo en edad, es más probable que lleve más periodos de supervivencia, o sea, periodos sin comprar, lo cual hace más probable la compra. Este dato viene ratificado por la elevada correlación entre la edad y la duración (91%).

Se observa también como, a medida que aumenta el nivel de estudios, el efecto sobre la probabilidad de comprar vivienda secundaria es irregular. Eso sí, parece evidente que la significación de dicha variable es reducida, indicando, probablemente, que su efecto ha sido captado por la renta permanente del individuo.

Tabla V.5: modelo de duración (efecto de la fiscalidad en la compra de vivienda secundaria)						
<i>Variables</i>	<i>Modelo 1</i>		<i>Modelo 2</i>		<i>Modelo 3</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.346	9.45	0.333	9.27	0.349	9.56
Sexo	0.742	3.02	0.732	2.98	0.737	2.99
Edad	0.023	0.63	0.025	0.67	0.020	0.54
Edad ²	-0.001	-2.96	-0.001	-2.93	-0.001	-2.9
<i>Situación laboral (ref: >1/3 jornada)</i>						
<1/3 jornada	-0.272	-0.26	-0.245	-0.23	-0.257	-0.24
Paro	-0.789	-1.74	-0.786	-1.73	-0.777	-1.71
Jubilado	-0.601	-2.5	-0.599	-2.49	-0.590	-2.45
Tareas hogar	-0.299	-0.34	-0.289	-0.33	-0.269	-0.31
<i>Nivel de estudios (ref: analfabeto)</i>						
Sin estudios	0.092	0.23	0.093	0.24	0.114	0.29
Estudios primarios	0.039	0.1	0.055	0.15	0.055	0.15
Estudios secundarios (1)	-0.191	-0.46	-0.167	-0.4	-0.185	-0.44
Estudios secundarios (2)	0.139	0.34	0.157	0.38	0.133	0.32
Estudios universitarios (1)	0.146	0.32	0.157	0.34	0.087	0.19
Estudios universitarios (2)	-0.059	-0.12	-0.042	-0.09	-0.110	-0.22
Miembros de la unidad familiar	0.359	3.13	0.354	3.11	0.356	3.09
Decreto 1985			0.608	3.35		
Ahorro fiscal					0.019	3.63
Estado civil	-0.061	-0.11	-0.050	-0.09	-0.044	-0.08
Momento	0.320	13.67	0.341	13.48	0.325	13.72
Duración	0.112	9.74	0.110	9.35	0.113	9.82
Constante	-644.352	-13.85	-687.457	-13.64	-655.323	-13.89
R ²	0.20		0.21		0.21	
N	108110		108110		108110	

⁷⁷ La renta transitoria tampoco resulta significativa en esta ocasión.

En cuanto a las variables ficticias que hacen referencia a la situación laboral también parecen tener la evolución esperada. Así, disminuye la probabilidad de comprar una vivienda no habitual cuando se trabaja menos de un tercio de la jornada respecto al caso contrario. Estar parado, dedicarse a las tareas del hogar o estar jubilado, disminuye la probabilidad de hacer frente al gasto que supone la adquisición de una vivienda secundaria respecto a la situación de referencia en la que el individuo trabaja más de un tercio de la jornada.

De igual manera, la variable que hace referencia al periodo de vigencia del decreto de 1985 sí que aparece como significativa y con el signo esperado. O sea, durante el periodo del citado decreto aumenta la probabilidad de comprar una vivienda secundaria en cada trimestre. La variable momento⁷⁸ que identifica el año al cual pertenece la observación también aparece como significativa y con signo positivo indicando que observaciones más contemporáneas presentan una mayor probabilidad de aumentar la probabilidad de comprar una vivienda secundaria. Así, esta variable actúa a modo de tendencia temporal que, en ausencia de captar algún otro efecto no presentado en el modelo, podría captar el aumento de las preferencias del ciudadano español más contemporáneo por la inversión en vivienda (aumento quizás creado por las autoridades). La variable duración, también resulta fuertemente significativa aumentando así la probabilidad de efectuar una compra de vivienda secundaria a medida que transcurre tiempo sin realizar dicha compra. Por último, un cambio en el tamaño familiar hacia un mayor número de miembros en la misma conduce con claridad a un aumento en la probabilidad de la variable dependiente. Sin embargo, un cambio en el estado civil de no casado a casado no parece influenciar la probabilidad de realizar una compra de vivienda secundaria. La explicación a este efecto no esperado a priori, radicaría en que el estado civil parece una variable más asociada a la vivienda principal, por el hecho de que ambos acontecimientos suelen ser cercanos en el ciclo de vida del individuo, fenómeno que no ocurre en el caso de la vivienda secundaria.

Respecto a la segunda especificación, la tercera presenta la única novedad de la especificación de los efectos del decreto de 1985 a partir de la variable ahorro fiscal. Cualitativamente, los resultados son idénticos. Merece la pena resaltar únicamente la

⁷⁸ Si en lugar de incluir dicha variable, incluimos una variable ficticia por cada uno de los años, los resultados son prácticamente idénticos.

significación de la nueva variable fiscal, con idéntica interpretación que con anterioridad.

Ambas especificaciones resultan significativas con R^2 entorno al 0.21, del orden de los obtenidos en otros estudios similares como en *Ahn (2001)*.

Tomando como referencia la probabilidad de compra de vivienda secundaria que predice el modelo medida en la media de las variables explicativas, se han obtenido, igualmente los efectos marginales de las mismas sobre la probabilidad de comprar una vivienda secundaria. Los resultados se presentan en la Tabla V.6.

Tabla V.6: Efectos marginales. Variable dependiente: compra de vivienda secundaria				
<i>Probabilidad de compra</i> <i>VARIABLES</i>	<i>Modelo 2</i> <i>0.000122</i>		<i>Modelo 3</i> <i>0.000142</i>	
	<i>Coefficiente</i>	<i>%</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>%</i>
Renta	0.004	33.279	0.005	34.906
Sexo	0.007	59.526	0.009	59.858
Edad	0.000	2.494	0.000	1.991
Edad ²	0.000	-0.105	0.000	-0.104
<i>Situación laboral (ref: >1/3 jornada)</i>				
<1/3 jornada	-0.003	-24.448	-0.004	-25.724
Paro	-0.010	-78.659	-0.011	-77.732
Jubilado	-0.007	-59.853	-0.008	-58.947
Tareas hogar	-0.004	-28.945	-0.004	-26.915
<i>Nivel de estudios (ref: analfabeto)</i>				
Sin estudios	0.001	9.240	0.002	11.425
Estudios primarios	0.001	5.552	0.001	5.537
Estudios secundarios (1)	-0.002	-16.680	-0.003	-18.504
Estudios secundarios (2)	0.002	15.699	0.002	13.317
Estudios universitarios (1)	0.002	15.617	0.001	8.761
Estudios universitarios (2)	-0.001	-4.235	-0.002	-11.004
Miembros de la unidad familiar	0.004	35.405	0.005	35.607
Variable fiscal	0.009	77.351	0.000	19.63
Estado civil	-0.001	-4.832	-0.001	-4.332
Momento	0.004	34.096	0.005	32.523
Duración	0.001	10.957	0.002	11.285

*Para un aumento del ahorro fiscal de 1000 ptas.

Para los valores medios de las variables exógenas, la probabilidad de comprar una vivienda secundaria por parte de un individuo i en un momento t es de 0.000122 si la variable fiscal utilizada es la dummy y 0.000142 si es el ahorro. Para los Modelos 2 y 3, se presenta en una primera columna el efecto en términos absolutos y en una segunda el efecto marginal en términos relativos a la probabilidad de comprar una vivienda secundaria evaluada en la media de las variables explicativas. Obsérvese que, a pesar de parecer que los cambios marginales son menores, la mayoría ellos representan entre un 10 y un 80% de aumento, aproximadamente, de dicha

probabilidad ya mencionada. En este contexto, y pasando a comentar únicamente las variables significativas, cabe destacar, en primer lugar, que los efectos marginales en la regresión del Modelo 3 son similares a excepción del efecto fiscal, que debido al cambio en la especificación de la variable, es distinto. Destaca la disminución en la probabilidad de comprar una vivienda secundaria en un cierto momento si se está en paro y el aumento en dicha probabilidad que ocasiona el encontrarnos dentro del periodo del decreto fiscal, ambos efectos superiores al 77%. Por último, destacar que mientras que aumentar en un millón de pesetas la renta de un individuo aumenta la probabilidad de comprar una vivienda secundaria en casi un 35%, un aumento de mil pesetas en el ahorro fiscal lo hace en casi un 20%.

A partir de estas especificaciones procedentes de (IV.27) y sus predicciones, es fácil obtener la predicción logit de la probabilidad de compra de una vivienda secundaria para un individuo i en un momento t .

De la misma se define, igualmente, a partir de la función de supervivencia ya contenida en (IV.23), se puede obtener la predicción de la probabilidad de permanecer sin comprar vivienda secundaria para un individuo i en t . Dicha expresión (IV.23) se puede describir convenientemente como:

$$S(t_i) = \exp \left[\sum_{s=1}^{s=t} \ln(1 - h_{it}) \right] \quad (V.1)$$

donde el subíndice s hace referencia al tiempo que sobrevive hasta que alcanza la situación de éxito.

Para un caso dado, podemos comparar los valores de ambas funciones en el periodo de vigencia del decreto con los del periodo en el cual el decreto no estaba vigente. Dadas las características de nuestro ejercicio, se ha escogido como caso modelo a un hombre observado en 1987, de 45 años, analfabeto, que no ha cambiado su estado civil en los últimos cinco años, con renta permanente superior a 2000000, que trabaja más de un tercio de su jornada y que ha visto como el número de miembros de su unidad familiar se ha, como mínimo, mantenido. En la Tabla V.7, se ofrecen, para este caso, la media de la predicción de la función de probabilidad de los modelos 2 y 3 de la Tabla V.5. Se distinguen para cada modelo dos casos. Para el modelo 2 se distingue la probabilidad de compra en el periodo de vigencia del decreto de la del periodo en el que no está vigente el decreto y para el modelo 3 se distingue

entre la probabilidad de compra de poseer un ahorro fiscal positivo de no poseerlo. En ambos casos la información se presenta por tramos de renta

En dicha Tabla V.7 se observa como la introducción de la variable fiscal hace aumentar de forma clara la probabilidad de compra de una vivienda secundaria, en concreto y para personas de 45 años con las características antes mencionadas, el estar en uno de los años de vigencia de decreto hace aumentar la probabilidad de compra de vivienda secundaria en promedio de un 0.001 a un 0.011. En el caso de poseer un ahorro fiscal positivo, aumenta la probabilidad de compra de vivienda secundaria para este mismo colectivo de un 0.005 a un 0.014. En todos los casos, la probabilidad de comprar una vivienda secundaria aumenta con la renta. Ello, por un lado, da cuenta de la regresividad del decreto fiscal ya que la probabilidad de comprar una vivienda secundaria aumenta más cuando el individuo pertenece a un tramo de mayor renta. Por otro lado, este resultado contrasta con el obtenido para la vivienda principal, donde a medida que aumentaba la renta disminuía la probabilidad de realizar una transición del régimen de alquiler al de propiedad.

<i>Tramos</i>	<i>Probabilidad de compra (modelo 2)</i>		<i>Probabilidad de compra (modelo 3)</i>	
	<i>Decreto</i>	<i>No Decreto</i>	<i>Decreto</i>	<i>No Decreto</i>
0-1.350.000	0.005	0.001	0.005	0.002
1.350.000-2.450.000	0.005	0.001	0.006	0.002
2.450.000-4.300.000	0.013	0.001	0.008	0.003
>4.300.000	0.018	0.002	0.024	0.008
Total	0.011	0.001	0.014	0.005

Igualmente, se presentan en la Tabla V.8, la media de los valores predichos por la función de supervivencia para el mismo individuo tipo y los mismos modelos. Distinguiéndose de nuevo, para cada modelo, dos casos. Para el modelo 2 se distingue la probabilidad de supervivencia (sin comprar vivienda secundaria) en el periodo de vigencia del decreto de la del periodo en el que no está vigente el decreto y para el modelo 3 se distingue entre la probabilidad de supervivencia de poseer un ahorro fiscal positivo de no poseerlo.

De la Tabla V.8, se extrae que, evidentemente, la probabilidad de "sobrevivir" en un estado en el cual no se compra vivienda secundaria es siempre mayor en el caso de inexistencia de variable fiscal. De nuevo, para el colectivo de hombres de 45 años

de edad con las características mencionadas, la probabilidad de supervivencia desciende de 0.98 a 0.96 en el caso de los años de vigencia del decreto y de 0.99 a 0.97 en el caso de disfrutar el individuo de ahorro fiscal positivo. Análogamente al caso anterior, la probabilidad de supervivencia sin comprar vivienda secundaria disminuye a medida que el individuo pertenece a un tramo de renta superior.

Tabla V.8: Simulación fiscal. Comparativa de la probabilidad de supervivencia				
<i>Tramos</i>	<i>Probabilidad de supervivencia (Modelo 2)</i>		<i>Probabilidad de supervivencia (Modelo 3)</i>	
	<i>Decreto</i>	<i>No Decreto</i>	<i>Decreto</i>	<i>No Decreto</i>
0-1.350.000	0.987	0.994	0.990	0.995
1.350.000-2.450.000	0.985	0.994	0.988	0.997
2.450.000-4.300.000	0.979	0.990	0.979	0.994
>4.300.000	0.945	0.979	0.950	0.985
Total	0.967	0.986	0.970	0.990

Finalmente, en la Tabla V.9 se constata, sin embargo, que el tiempo medio que transcurre hasta que el individuo realiza la compra aumenta en presencia de periodo fiscal o ahorro fiscal favorable. En concreto, el tiempo medio en el cual el individuo sobrevive sin comprar vivienda secundaria parece aumentar de 31 a 35⁷⁹ años si estamos en el periodo de vigencia del decreto y de 31 a 33 años si el individuo pasa a disfrutar de un cierto ahorro fiscal. Las explicaciones para estas cifras pueden ser las siguientes. En primer lugar, cabe notar que el periodo de vigencia del decreto y, por tanto, de ahorro fiscal, está ubicado en la segunda parte del periodo muestral (1971-1995) con lo que un individuo que no pensara comprar y comprara durante dicho periodo es fácil que haya tenido un tiempo de supervivencia largo. En segundo lugar, es también posible que el conocimiento de la entrada en vigor del decreto haya motivado algún comportamiento en el cual el individuo, que ya tuviera pensado comprar o que como mínimo sea proclive a hacerlo, haya esperado la entrada en vigor del decreto y, retardando así su compra, para gozar del beneficio fiscal del mismo. Reiteramos en este momento, que esta posibilidad viene reforzada por el hecho de tratarse de años de boom inmobiliario.

⁷⁹ Es decir, si tenemos en cuenta que se empieza a contabilizar a partir de los 16 años, la compra de vivienda secundaria pasa de realizarse en promedio a los 47 años a realizarse a los 51 años.

Tabla V.9: Simulación fiscal. Comparativa del tiempo transcurrido hasta la compra

	<i>Decreto</i>	<i>No Decreto</i>
Tiempo transcurrido hasta la compra (modelo 2)	31	35
Tiempo transcurrido hasta la compra (modelo 3)	31	33

Conclusiones

En este capítulo, se ha utilizado el entorno de los modelos de duración aplicados a las decisiones del régimen de tenencia de la vivienda principal y la compra de la vivienda secundaria, con el objetivo de realizar un análisis de los efectos de algunas medidas de política fiscal sobre la vivienda. En cuanto a la vivienda principal se han analizado los efectos que las dos últimas reformas a la totalidad del IRPF (las leyes de 1991 y 1998) han tenido sobre la decisión de comprar o alquilar por parte de los individuos. Como es habitual, ambas leyes son paternalistas con el propietario, aunque el entorno más paternalista era el previo a 1991. Este último hecho queda reflejado en el signo negativo de las variables ficticias temporales que recogen el efecto sobre la probabilidad de realizar una transición a la propiedad de un individuo observado durante esos momentos temporales. Sin embargo, la acción paternalista queda patente con el efecto de la variable ahorro fiscal a favor del propietario durante la vigencia de cada una de las reformas fiscales. Por último, un ejercicio de simulación fiscal ha puesto a prueba diversas reformas alternativas del IRPF (las que se realizaron y algunas ficticias) en cuanto al aumento que generarían en la probabilidad de realizar una transición a la propiedad respecto a la situación de ausencia de fiscalidad.

Respecto a la vivienda secundaria, en concreto, se ha analizado los efectos del Decreto de 1985⁸⁰ a la hora de afectar a la decisión del individuo de compra de vivienda secundaria. Dicho instrumento legal supuso un momento máximo de la incentivación pública a la compra de vivienda en nuestro país. En él no sólo se reiteraba la tradicional deducción en la cuota del IRPF a la residencia habitual sino que se introducía una deducción similar para cualquier otra compra de vivienda. En las estimaciones presentadas se observa como la variable que recoge esta intervención aparece como significativa y con el signo adecuado en todo momento.

⁸⁰ *Lopez-García (1992)* aporta evidencia sobre el efecto en los precios de la vivienda del citado Decreto Ley.

Los coeficientes del resto de variables también presentan el signo esperado y son, en su mayoría significativos. Finalmente, en un ejercicio de simulación se ha concluido que la probabilidad de comprar una vivienda secundaria en el momento t aumenta tanto en el periodo de vigencia del decreto como en el caso de ahorro fiscal positivo. Igualmente, la probabilidad de supervivencia sin comprar vivienda secundaria disminuye durante el periodo de vigencia del decreto y en el caso de ahorro fiscal positivo. Ambos efectos aumentan a medida que el individuo se sitúa en tramos de renta más altos.

V. 4 Anexo

Tabla A.V.1: modelo clásico de tenencia de vivienda (efecto fiscal)

<i>Variables</i>	<i>Modelo clásico</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.133	2.04
Sexo	-0.003	-0.02
Edad	0.040	1.01
Edad ²	0.000	-0.93
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios.)</i>		
Estudios secundarios	0.012	0.23
Estudios primarios	0.384	2.42
<i>Situación laboral (ref: jornada semanal > 15h)</i>		
Jornada semanal < 15h	-0.007	-0.02
Paro	-0.247	-1.34
Paro desanimado	-0.865	-1.31
Inactivo	-0.267	-1.52
<i>Estado civil (ref: casado)</i>		
Separado	-1.176	-4.36
Divorciado	-1.325	-3.6
Viudo	-0.364	-1.38
Soltero	-0.235	-1.21
Miembros de la unidad familiar	0.043	1.92
Precio relativo	-0.155	-8.77
Reforma 1991	-0.026	-3.6
Constante	4.604	3.88
R ²	0.12	
N	4026	

Tabla A.V..2: Cadena de Markov

<i>Variables</i>	<i>Modelo en niveles</i>		<i>Modelo en diferencias</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.008	1.79	0.007	1.65
Sexo	-	-	-	-
Edad	-0.039	-0.71	-0.048	-0.88
Edad ²	0.000	2.33	0.000	2.89
<i>Estado civil (ref: casado)</i>				
Separado	-0.326	-3.47	-0.322	-3.44
Divorciado	-0.087	-0.74	-0.082	-0.71
Viudo	0.027	0.33	0.028	0.34
Soltero	-0.148	-1.43	-0.149	-1.45
<i>Sit.laboral (ref: jornada>15h)</i>				
Jornada semanal<15h	0.104	2.01	0.103	2
Paro	-0.010	-0.37	-0.010	-0.37
Paro desanimado	0.017	0.21	0.016	0.2
Inactivo	-0.008	-1.01	-0.010	-0.36
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios)</i>				
Estudios secundarios	0.007	0.22	0.008	0.24
Estudios primarios	-0.003	-0.09	-0.004	-0.12
Miembros de la unidad familiar	-0.041	-3.4	-0.041	-3.42
Habitaciones	0.003	0.51	0.003	0.48
Precio relativo	-0.000	-0.14	-0.000	-0.54
Reforma 91 (variable ficticia)	0.000	-1.63		
Reforma 98 (variable ficticia)	-0.002	-0.16		
Reforma 91 (ahorro)			0.000	-0.17
Reforma 98 (ahorro)			0.001	-0.82
Régimen de tenencia _{t-1}	0.772	9.04	0.768	9.01
Constante	-0.033	-0.13	-0.035	-0.13
N	13329		13329	
Contraste de Sargan (χ^2_9)	91.32		93.14	

Tabla A.V.3: Modelo de “recent-movers” (efecto de la fiscalidad)

<i>Variables</i>	<i>Ec.Principal</i>		<i>Ec.Selección</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.296	6.43	-0.028	-0.70
Sexo	0.045	0.53	-0.034	-4.37
Edad	0.017	0.65	-0.095	-3.76
Edad ²	0.000	0.14	0.001	-3.45
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios.)</i>				
Estudios secundarios	0.234	1.99	-0.106	-1.10
Estudios primarios	0.554	4.28	-0.248	-2.32
<i>Situación laboral (ref: jornada semanal > 15h)</i>				
Jornada semanal < 15h	-0.790	-2.92	-0.614	-2.39
Paro	-0.323	-2.45	-0.111	-0.95
Paro desanimado	-0.165	-0.56	-0.445	-0.98
Inactivo	0.168	1.29	-0.046	-0.56
<i>Estado civil (ref: casado)</i>				
Separado	-0.622	-3.71	0.337	1.97
Divorciado	-0.625	-2.92	0.184	0.91
Viudo	-0.256	-1.43	-0.197	-1.45
Soltero	0.143	1.25	-0.041	-0.50
Miembros de la unidad familiar	-0.015	-0.24	-0.047	-0.88
Precio relativo	-0.000	-0.14	0.049	26.43
Reforma91	-0.0016	-1.39	0.0047	2.95
Reforma98	-0.0034	-3.42	0.0033	2.33
Habitaciones			-0.071	-2.97
Duración			-0.058	-10.24
Constante	-1.310	-2.63	4.505	7.6
Rho	-0.154	-0.02		
N	2072		4026	

Tabla A.V.4: Modelo choice-based (efecto de la fiscalidad)

<i>Variables</i>	<i>Modelo choice-based1</i>		<i>Modelo choice-based2</i>	
	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>	<i>Coficiente</i>	<i>Estad. t</i>
Renta	0.184	1.70	0.172	1.72
Sexo	-0.018	-0.05	-0.019	-0.12
Edad	-0.225	-3.98	-0.222	-3.96
Edad ²	0.002	3.21	0.002	3.21
<i>Nivel de estudios (ref: estudios universitarios)</i>				
Estudios secundarios	0.070	0.45	0.054	0.55
Estudios primarios	0.507	1.68	0.523	1.72
Situación laboral	0.075	0.27	0.075	0.32
Miembros de la unidad familiar	0.266	2.09	0.22	2.08
Estado civil	1.021	5.20	1.025	5.19
Habitaciones	-0.258	-3.44	-0.258	-3.46
Duración	-0.373	-9.25	-0.375	-9.17
Precio relativo	-0.009	-2.93	-0.009	-2.94
Reforma 1991 (variable ficticia)	-0.745	-2.68		
Reforma 1998 (variable ficticia)	-2.409	-2.40		
Reforma 1998 (ahorro)			0.027	1.67
Reforma 1991 (ahorro)			0.022	3.49
Constante ⁸¹	3.764	1.19	2.832	0.92
R ²	0.17		0.20	
N	4712		4712	

⁸¹ Siguiendo a Coslett (1978), para su estimación consistente, la constante que tiene que se

recalculada de la siguiente forma: $d' = d + \ln\left(\frac{\sum_{s=1}^S n_{is} \lambda(s)}{\sum_{s=1}^S n_{is}}\right)$ donde d' es la nueva constante, d es la

antigua constante, S es el número de alternativas, n_{is} es una dummy que toma el valor uno para alternativa y 0 en caso contrario y $\lambda(s)$ es el cociente entre la proporción de casos para cada alternativa en la muestra y la proporción de casos para cada alternativa en el total de la población.

Conclusiones

La presente tesis ha pretendido profundizar en el conocimiento del mercado de la vivienda, y, en particular, en los determinantes del precio de la vivienda (primera parte) y del régimen de tenencia (segunda parte). En este apartado de conclusiones se pretende recopilar y sintetizar los principales resultados obtenidos a lo largo de los capítulos anteriores.

En la primera parte y bajo el marco teórico que proporcionan los modelos de precios hedónicos y con datos de la ciudad de Barcelona se ha indagado en el conocimiento de los determinantes del precio de la vivienda, entendidos tanto como características físicas como elementos del entorno. La síntesis de los principales resultados obtenidos es la siguiente:

- En primer lugar, la forma funcional que se ha adoptado para describir la relación entre el precio por metro cuadrado de la vivienda y la superficie, ha sido una forma funcional que proporciona una elasticidad no constante, en nuestro caso, decreciente. Si bien el beneficio en términos de bondad del ajuste respecto a las formas semilogarítmica, logarítmica y cuadrática es marginal, dicha forma funcional presenta un conjunto de ventajas. En primer lugar, se trata de una forma funcional que se adapta a los datos ya que recoge la intuición aportada por la forma cuadrática en la que el efecto mínimo de la superficie sobre el precio por metro cuadrado se obtiene para un tamaño de vivienda muy elevado. En segundo lugar, la relación no-lineal entre el precio y superficie (ni en niveles ni en logaritmos) viene apoyada por la literatura económica. Por último, se trata de una forma funcional flexible.
- A través de la estimación de una ecuación del precio de la vivienda que descuenta de dicho precio los efectos de las características, se obtiene la conclusión de que la elasticidad del precio por metro cuadrado con relación a la superficie es inferior a la unidad. Es decir, el precio por metro cuadrado, *ceteris paribus*, será más elevado cuanto más pequeña sea la dimensión de la vivienda. Este resultado es el contrario del que se encuentra cuando se realiza una comparación directa del precio de la vivienda por metro cuadrado, dividiendo el precio de la vivienda por su superficie. El motivo de la discrepancia es que los

pisos más grandes acostumbran a estar ubicados en las zonas más caras y también acostumbran a tener mejores acabados o estar en mejores condiciones de conservación. Cuando todos estos elementos se descuentan se encuentra que el aumento porcentual del precio de la vivienda responde menos que proporcionalmente al aumento de su superficie. El efecto del resto de características en el precio de la vivienda responde a lo esperado.

- En este estudio también se ha analizado la evolución de los precios ajustados por la calidad. Concretamente, se han calculado índices de inflación descontando la parte de esta inflación provocada por la mejora de las características de las viviendas. El resultado obtenido es que el crecimiento de precios corregidos por calidad es sólo ligeramente superior al crecimiento de los precios observados. Es decir, descontar la mejora de las características de las viviendas modifica ligeramente al alza el crecimiento observado de los precios de la vivienda. Este resultado se explica porque, en conjunto, las características de las viviendas tasadas no han variado de manera significativa en el periodo contemplado. Así, mientras alguna característica empeora (la edad o el estado de la vivienda) otras mejoran (la disponibilidad de calefacción o la planta).
- La estimación de cuáles son los determinantes de los precios de las viviendas permite ofrecer una explicación de la variabilidad de los precios por metro cuadrado. Así, si se le otorga el valor 100 a la variabilidad observada de los precios por metro cuadrado en la muestra analizada en un año determinado, concretamente en el año 2001, aproximadamente, más de una tercera parte de esta variabilidad observada vendría explicada por la localización de los pisos, alrededor de una tercera parte por las características de las viviendas, y una última tercera parte sería debida al resto de variables que no han sido directamente contempladas. En cualquier caso, la localización resulta como la variable con mayor capacidad explicativa de las diferencias de precios de las viviendas.
- Respecto a su capacidad predictiva, el modelo estimado es útil para realizar predicciones del valor de viviendas individuales condicionadas al conocimiento de sus características y de su ubicación en una determinada zona, pero su utilidad, entendida como la precisión de sus estimaciones, mejora cuando se destina a establecer predicciones para un conjunto de observaciones individuales (como, por ejemplo, el conjunto de viviendas de una zona).

- Para la obtención de las ecuaciones de demanda de las características cantidad, calidad y localización de vivienda, se han estimado las ecuaciones hedónicas para cada uno de los distritos de la ciudad de Barcelona. Los precios marginales obtenidos presentan la suficiente variabilidad como para estimar una sola ecuación de demanda por característica (cantidad, calidad y localización). Las elasticidades-renta clasifican la cantidad como un bien de lujo mientras que la calidad y la localización se consideran como bienes necesarios. Todas las elasticidades-precio aparecen con signo negativo. Por último, se observan patrones de sustitubilidad entre cantidad y calidad y de complementariedad entre calidad y localización así como entre cantidad y localización.
- Con anterioridad hemos comentado la importancia de la localización como factor determinante del precio de las viviendas. Ahora bien, ¿qué determina el precio de las diferentes zonas? Las diferentes pruebas en modelos en los que el precio de las zonas era constante en el periodo de tiempo analizado, efectuadas para determinar los condicionantes de los precios de las zonas así como la revisión de la literatura internacional tiende a mostrar que el precio de las zonas está fundamentalmente condicionado por el nivel educativo y/o renta de las familias que habitan en la propia zona. En nuestro caso la variable observada es el nivel de educación de cada zona, variable que presenta una correlación muy elevada con los precios de las zonas obtenidos en la estimación del modelo de precios hedónicos. Desde esta perspectiva, las zonas son más o menos caras porque en ellas se ubican familias con ciertos status, y el mercado asigna el precio a esta característica. El resto de características de la zona (superficie verde, infraestructuras educativas, nivel de seguridad o accesibilidad al transporte público) no aparecen como significativas de forma consistente. Este resultado está, creemos, fuertemente influenciado por el tipo de información del entorno disponible, información relativa a la zona a la que pertenece la vivienda y no a la vivienda propiamente dicha.
- Parece razonable que el sector público a través de sus intervenciones (mejorando la facilidad de comunicación o el grado de equipamiento, por ejemplo) pueda modificar los precios de las distintas zonas. Aunque estos efectos son difíciles de captar con precisión con la información disponible, en esta tesis se han obtenido unas primeras evidencias al respecto a partir de modelos que suponen una segunda tentativa de analizar los diferenciales de precios entre zonas. En estos

modelos se ha permitido variabilidad temporal en el precio de las zonas y la variable explicativa ha sido la inversión pública local para la cual se disponía de información presupuestada para cada uno de los años de la muestra. Estas evidencias constatan que la capitalización de la intervención presupuestaria del sector público local, si bien no es muy importante sí resulta estadísticamente significativa.

- Adicionalmente, se ha aplicado un análisis de desigualdad al mercado de la vivienda. Para la correcta descomposición del índice de Gini en la contribución de sus variables explicativas incorporando heterogeneidad individual, se han estimado regresiones cuantílicas. Los resultados parece que pertenecen a lo que se conoce como un *normal location model* excepto para el ascensor, la planta, la reforma, la calefacción y la edad. Los efectos de las anteriores características decrecen a medida que avanzamos a percentiles superiores (viviendas más caras).
- Se observa que el índice de Gini sufre una pequeña disminución en el periodo de estudio. Es decir, la distribución del precio por metro cuadrado se hace algo más equitativa. La contribución de las pendientes MCO a la inequidad observada, las que tratan los individuos como homogéneos, se sitúan entorno al 60%, sugiriendo así un alto grado de homogeneidad en la asociación del precio del metro cuadrado con las variables explicativas. La introducción de heterogeneidad, no obstante, reduce el índice de Gini entre un 7 y un 10% aproximadamente. Esta reducción viene motivada principalmente por la reducción que inducen la zona, la planta y el estado de conservación en sus contribuciones cuantílicas en relación a sus contribuciones MCO.

Como posibles extensiones de esta primera parte se pueden destacar las siguientes:

- En primer lugar, la variable dependiente que se ha utilizado es el precio de tasación, no el precio observado de las transacciones. Es decir, la variable dependiente se observa con error dado que el precio de tasación no siempre tiene que coincidir con el precio efectivo al que finalmente se realiza la transacción. Es cierto que bajo ciertas hipótesis, este error de observación en la variable dependiente no debe tener unos efectos muy acusados sobre los coeficientes estimados de las diferentes ecuaciones. No obstante, operar con precios observados sería más realista. En este sentido,

algunas de las características de las viviendas están sometidas a la valoración subjetiva del tasador. Conseguir una máxima objetividad al respecto sería altamente deseable para aumentar la fiabilidad de los resultados.

- Poder disponer de información individualizada de cada vivienda en cuanto a características específicas de entorno como el nivel de contaminación acústica, atmosférica, el grado de accesibilidad al transporte público, etc. podría contribuir a llevar a cabo una valoración más adecuada de estas características de las viviendas sobre su precio. Sin embargo, consideramos que la forma más conveniente de valorar los efectos de las intervenciones públicas (mejora de las comunicaciones, aumento del grado de equipamientos públicos como guarderías, hospitales...) sería disponer de la evolución temporal de los precios de unas viviendas en concreto conjuntamente con la evolución temporal del equipamiento público del cual han disfrutado estas viviendas. Es decir, disponer de datos de panel para la variable dependiente y explicativas sería la forma más conveniente de valorar si la política de inversión se traduce en una revalorización del patrimonio inmobiliario.
- Por otra parte, disponer de características sociodemográficas de los individuos que compran en una determinada vivienda (como la renta, el sexo, la edad o el nivel de estudios), además de las características físicas y del entorno de la misma, permite diferenciar a los individuos y su comportamiento. Estas variables son susceptibles de ser utilizadas tanto como instrumentos de los precios hedónicos para evitar el problema de endogeneidad de los mismos, como variables explicativas en las ecuaciones de demanda que permitan obtener estimaciones de las elasticidades que puedan ser comparadas con las ofrecidas en esta tesis.
- Por último, disponer de información fiscal de varios entes locales de una misma área metropolitana (como, por ejemplo, sus distintos tipos impositivos del Impuesto sobre Bienes Inmuebles) permitiría observar si estos diferenciales de tipos impositivos se capitalizan en el precio de la vivienda de estas poblaciones.

Una vez analizados los determinantes de los precios de la vivienda, en la segunda parte de la tesis, se ha analizado la decisión de comprar o alquilar vivienda por parte de los individuos, es decir, la decisión sobre el régimen de tenencia. Cabe recordar que ambos aspectos del mercado de la vivienda están íntimamente ligados,

ya que una fuerte elevación de los precios de la vivienda, tanto libre como de protección oficial, expulsa a los sectores de población de bajos ingresos, fundamentalmente jóvenes, del mercado de acceso a la propiedad de la vivienda habitual. Dicho fenómeno origina, entre otros efectos, una expansión de la demanda de viviendas en alquiler no siempre acompañada, de forma suficiente, de una paralela oferta.

España es uno de los países con mayor tasa de propietarios de la OCDE. Además de otros factores sociodemográficos, ha centrado nuestro interés en qué medida las intervenciones del sector público, y en particular, las impositivas han contribuidos a esta situación. Para ello se ha utilizado información procedente del PHOGUE y la ECPF. La síntesis de los principales resultados obtenidos es la siguiente:

- En primer lugar, se ha realizado una comparativa de las distintas formas en como la literatura económica ha analizado la problemática de la decisión de tenencia de la vivienda principal. Agrupados según su variable dependiente, por una parte tenemos modelos donde la variable dependiente es el régimen de tenencia (modelo clásico, modelo de Markov, modelo de “recent-movers” y modelo secuencial) y, por otra parte, modelos en los que la variable dependiente es la transición del régimen de alquiler al régimen de propiedad (modelo de duración y modelo “choice-based”). Los resultados dejan patente la bondad de los modelos con componente dinámico, en especial, el modelo de duración una vez valorados los siguientes aspectos: variable objetivo, capacidad predictiva, significaciones de las variables y efectos marginales.
- No obstante, en la mayoría de especificaciones las variables aparecen con los signos y significaciones esperados. De entre todos los efectos destaca el efecto del estado civil, efecto que confirma la estrecha relación de la decisión de tenencia y la del matrimonio con la decisión de emancipación del individuo.
- Bajo el marco econométrico de los modelos de duración se ha analizado la influencia de la fiscalidad en las decisiones del régimen de tenencia de la vivienda principal y compra de vivienda secundaria. Por lo que respecta a la vivienda principal, se han analizado los efectos de las dos últimas reformas del IRPF (leyes de 1991 y 1998). Aunque los resultados dejan patente que el periodo con

mayor discriminación fiscal a favor del propietario era el previo a la primera reforma, el ahorro fiscal que continúa recibiendo el propietario aparece altamente significativo en las estimaciones.

- Por otra parte, mediante un ejercicio de simulación fiscal, en el que el caso de referencia es la ausencia de fiscalidad, se observa como ambas leyes impositivas aumentan la probabilidad de realizar una transición de alquiler a propiedad. La ley de 1991 aumenta dicha probabilidad entre un 3% y casi un 9%, mientras que la ley de 1998 lo hace entre un 1% y casi un 9%. Este resultado demuestra que la ley de 1998 es algo más regresiva, des del punto de vista del cambio en la probabilidad de realizar una transición del régimen de tenencia de alquiler al de propiedad, que la ley de 1991, ya que, aunque para ambas aumenta la probabilidad de realizar una transición del régimen de alquiler al de propiedad si se pertenece a tramos de renta superiores, la velocidad a la que aumenta dicha probabilidad es mayor en el caso de la ley de 1998. También se someten a este ejercicio de simulación, dos escenarios fiscales adicionales más equitativos en el tratamiento del régimen de tenencia. Para los cuatro escenarios se calcula el coste recaudatorio. Este coste recaudatorio oscila entre 17.000 ptas. y 37.000 ptas. aproximadamente. Cuando se trata de un régimen cuya base es la Ley de 1991, el coste es mayor y más regresivo ya que, a medida que avanzamos hacia tramos de renta superiores, el coste recaudatorio es superior.
- Finalmente, se analizan los efectos de la fiscalidad en la compra de vivienda secundaria. A estos efectos se analiza el Decreto de 1985. Durante su vigencia, la deducción en la cuota del IRPF beneficiaba al comprador de una vivienda, ya fuera vivienda habitual o secundaria. Para un cierto colectivo, en los años en los que estuvo vigente el Decreto, la probabilidad de comprar una vivienda secundaria se multiplicó por diez y el hecho de poseer un ahorro fiscal positivo, es decir de gozar de la deducción a la que daba derecho el Decreto, la probabilidad de comprar una vivienda secundaria se multiplicó por 3.

Como posibles extensiones de esta segunda parte se pueden destacar las siguientes:

- Como hemos visto con anterioridad, en España, el porcentaje de población en regímenes de tenencia distintos a la propiedad y el alquiler privado es muy

reducido. De todas formas, y con vistas a ampliar el análisis a otros países en los que regímenes de tenencia como el alquiler social tienen un peso importante, se podrían estimar logits multinomiales, logits mixtos (*Barrios y Rodríguez, 2004*) o *competing risk models*.

- Con datos de la fiscalidad sobre la renta y su evolución en los países europeos, se podría utilizar el PHOGUE para expandir el análisis aquí realizado a los países de la Unión y así realizar una comparativa del efecto institucional en estos países.
- Por último, se podría extender el análisis aquí realizado para las políticas de ayuda indirecta a la vivienda (deducciones en la base o en la cuota del IRPF, etc) a las políticas de ayuda directa (subvenciones personales, subsidios de tipos de interés, mayor alquiler social, viviendas de protección oficial, etc.)

Bibliografía

AHN, N. (2001): "Age at first-time homeownership in Spain", *Documento de trabajo FEDEA 2001-23*.

AJUNTAMENT DE BARCELONA (1999): *Índex de capacitat econòmica familiar a la ciutat de Barcelona II*, Ajuntament de Barcelona.

AMEMIYA, T. (1985): *Advanced econometrics*. Harvard University Press.

ANDERSON, T. y HSIAO, C. (1981): "Estimation of Dynamic Models with Error Components", *Journal of the American Statistical Association* 76, 598-606.

ANGLIN, P.M y GENÇAY, R. (1996): "Semiparametric estimation of a hedonic price function", *Journal of Applied Econometrics* 11, 633-648.

ANDERSON, J. (1985): "On testing the convexity of hedonic price functions", *Journal of Urban Economics* 18, 334-337

ARELLANO, M. (1993): "On the testing of correlated effects with panel data", *Journal of Econometrics* 59, 87-97.

ARELLANO, M. y BOND, S. (1991): "Some tests of especification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies* 58, 277-297

ARELLANO, M. y HONORÉ, B. (2001): "Panel Data Models: some recent developments", *Handbook of Econometrics* 5, chapter 53.

ARÉVALO, R. (2003): "La vivienda como bien diferenciado y factor de desigualdad entre hogares: caso gallego", Trabajo presentado a *VI Encuentros de Economía Aplicada 2003*.

ARGUEA, N.M. y HSIAO, C. (2000): "Market values of environmental amenities: a latent variable approach", *Journal of Housing Economics* 9, 104-126.

AYUSO, J. (2005): "House Prices and Rents An Equilibrium Asset Pricing Approach", Trabajo presentado a *Reunión Científica de la Fundación Ramón Areces, 2005*.

AZZALINI, A. (1994): "Logistic regression for autocorrelated data with application to repeated measures", *Biométrica* 81, 767-775.

BAJIC, V. (1983): "The effects of a new subway line on housing prices in Metropolitan Toronto", *Urban Studies* 20, 147-158.

BANCO CENTRAL EUROPEO (2003): *Structural factors in the EU housing markets*.

BARCELÓ, C. (2001): "Estudio de las decisiones de tenencia de vivienda y de mercado de trabajo utilizando un panel de hogares europeo", *mimeo*

BARRIOS, J.A y RODRÍGUEZ, J. (2002): "Vivienda y bienestar: análisis de los incentivos del IRPF a la inversión en vivienda habitual". Trabajo presentado a *V Encuentros de Economía Aplicada 2002*.

BARRIOS, J.A y RODRÍGUEZ, J. (2003): "Un modelo logit mixto de tenencia de vivienda en Canarias". *Estudios de Economía Aplicada* 21, 175-193.

BARRIOS, J.A y RODRÍGUEZ, J. (2004): "Elección de tenencia y localización de la vivienda: un modelo logit mixto para España", *mimeo*.

BARTIK, T.J. (1987): "The estimation of demand parametres in hedonic price models", *Journal of Political Economy* 95, 81-88.

BBVA, (2005): *Situación inmobiliaria*.

BELL, M.E y MAN. J.Y. (1996): "The impact of local sales tax on the value of owner-occupied housing", *Journal of Urban Economics* 39, 114-131.

BENDER, B.; GRONBERG, T. y HWANG, H. (1980): "Choice of functional form and the demand for air quality", *The Review of Economics and Statistics* 62, 638-643.

BENDER, B. y HWANG, H. (1985): "Hedonic housing price indices and secondary employment centres", *Journal of Urban Economics* 17, 90-107.

BENGOECHEA, A. (2000): "Estimación de una función hedónica de precio de las viviendas", *mimeo*.

BILBAO, C. (2000): "El otro exceso de gravamen. Un análisis empírico aplicado a las políticas de vivienda directas", *Revista de Economía Aplicada* 27, 35-61.

BILBAO, C. (2002): "Efectos redistributivos del gasto público en vivienda protegida para el Principado de Asturias", Trabajo presentado a *V Encuentros de Economía Aplicada 2002*.

BLACKLEY, P. y ONDRICH, J. (1988): "A limiting joint-choice model for discrete and continuous housing characteristics", *The Review of Economics and Statistics* 70, 266-274.

BOGART, W.T. y CROMWELL, B. (2000): "How much is a neighbourhood school worth?", *Journal of Urban Economics* 47, 280-305.

BOURASSA, C. (1993): "A model of Tenure choice in Australia". *Journal of Urban Economics* 37, 161-175.

BOVER, O. (1993): "Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991)", *Investigaciones económicas* 17, 65-86.

BOVER, O. y VELILLA, P. (2001): "Hedonic house prices without characteristics: the case of new multiunit housing", *Banco de España, Estudios Económicos*, 73.

BOWES, D. y IHLANFELDT, K. (2001): "Identifying the impacts of rail transit stations on residential property values", *Journal of Urban Economics* 50, 1-25.

- BRANAS-GARZA, P.; RODERO, J. Y PRESLEY, J. (2002): "The North-South divide and house price islands: the case of Cordoba (Spain)", *European Journal of Housing Policy*, 2, 45-63.
- BRASINGTON, D. y HAURIN, D (1996): "School quality and real house prices: inter and intrametropolitan effects", *Journal of Housing Economics* 5, 351-368.
- BRIDGE, G. (1995): "The space for class? On class analysis in the study of gentrification", *Transactions of the Institute of British Geographers, new series*, 20, 236-247.
- BROWN, J.N. y ROSEN, H.S. (1982): "On the estimation of structural hedonic price models", *Econometrica* 50, 765-768.
- BURGESS, J.F y HARMON, O. (1991): "Specification tests in hedonic models", *Journal of Real State Finance and Economics* 4, 373-393.
- BUCHINSKY, M. (1998): "Recent Advances in Quantile Regression Models: A practical Guideline for Empirical Research", *Journal of Human Resources* 33, 88-126.
- CERVERO, R. y DUNCAN, M. (2002): "Benefits of proximity to rail on housing markets: experiences in Santa Clara County", *Journal of Public Transportation* 5, 1-18.
- CHESHIRE, P. y SHEPPARD, S. (1995): "On the price of land and the value of amenities", *Economica* 62, 247-267.
- CHUN, C.; HAURIN, D. y MALPEZZI, D. (1998): "New place to place housing price indexes for US metropolitan areas, and their determinants", *Real State Economics* 26,
- CLAPP, J.M. y GIACOTTO, C. (1998): "Residential Hedonic Models: A rational expectation approach to age effects", *Journal of urban economics* 44, 415-437.
- COLOM, M.C y MOLÉS, M.C. (2003): "Relación entre movilidad y tenencia de la vivienda", Trabajo presentado a VI Encuentros de Economía Aplicada 2003.
- CONFEDERACIÓN SINDICAL DE COMISIONES OBRERAS (2000): "Crece la riqueza, aumenta la desigualdad", *Gaceta Sindical* 49, 1.

CONSEJO ECONÓMICO Y SOCIAL (2002): "La emancipación de los jóvenes y la situación de la vivienda en España", *Colección Informes CES*.

COSLETT, S. (1978): "Efficient estimation of discrete-choice models", C.F Manski y D. McFadden (ed.), *Structural Análisis of discrete data with econometric application* (Cambridge, MITT Press), 51-111.

COURT, L.M. (1941): "Entrepreneurial and consumer demand theories for commodity spectra", *Econometrica* 9, 165-192, 241-297.

CUMMINGS, J.L.; DIPASQUALE, D y KAHN, M.E. (2002): "Measuring the consequences of promoting inner city homeownership", *Journal of Housing Economics* 11, 330-359.

DIAZ, C. (2003): "La vivienda en España, reflexiones sobre un desencuentro", *Revista electrónica de geografía y ciencias sociales* 146, 1-14.

DI SALVIO, P. y ERMISCH, J. (1997): "Analysis of the dynamics of housing tenure choice in Britain", *Journal of Urban Economics* 42, 1-17.

DOWNES, T.A. y ZABEL, J.E. (2002): "The impact of school characteristics on house prices: Chicago 1987–1991", *Journal of Urban Economics* 52, 1-25.

DUCE, R. (1995): "Un modelo de elección de tenencia de vivienda para España". *Moneda y Crédito* 201, 127-152.

EARNHART, D. (2002): "Combined stated and revealed data to examine housing decisions using discrete choice analysis", *Journal of Urban Economics* 51, 143-169.

ENGLUND, P.; QUIGLEY, J. y REDFEARN, C. (1999): "The choice of methodology for computing price indexes: comparisons of temporal aggregation and sample definition", *Journal of Real State Finance and Economics* 19, 171-196.

EPPLÉ, D. (1987): "Hedonic prices and implicit markets: estimating demand and supply functions for differentiated products", *Journal of Political Economy* 95, 59-80.

EREKSON, H.; SUMKA, H.J y WITTE, A.D (1979): "An Estimate of a structural hedonic prices model of the housing market: an application of Rosen's theory of implicit markets", *Econometrica* 47, 1151-1173.

FALLIS, G. (1985): *Housing economics*, Butterworths.

FORREST, D.; GLEN, J. y WARD, R. (1996): "The impact of a Light Rail system on the structure of house prices", *Journal of Transport Economics and Policy* 30, 15-29.

GARCIA, J.; HERNÁNDEZ, P.J. y LOPEZ, A. (2001): "How wide is the gap? An investigation of gender wage differences using Quantile Regression", *Empirical Economics* 26, 149-168.

GARCÍA, J.; MATAS, A.; RAYA, J. y RAYMOND, J. (2003): "Modelització dels determinants dels preus de l'habitatge a la ciutat de Barcelona a efectes de contrast amb els valors cadastrals", informe presentado a l'Ajuntament de Barcelona.

GARCÍA MONTALVO, J. y MAS, M. (2000): *La vivienda y el sector de la construcción en España*. Caja de Ahorros de Madrid.

GARCÍA-MONTALVO, J. (2003): "La vivienda en España: desgravaciones, burbujas y otras historias", *Perspectivas del Sistema Financiero* 78, 1-43.

GARCÍA-MONTALVO, J. (2005): "¿Son los precios actuales de la vivienda sostenibles?", *mimeo*.

GENÇAY, R. y YANG, X. (1996): "A forecast comparison of residential housing prices by parametric versus semiparametric conditional means estimations", *Economic Letters* 52, 129-135.

GIBBONS, S. y MACHIN, S. (2003): "Valuing primary schools", *Journal of Urban Economics* 53, 197-219.

GIBBONS, S. (2002): "The costs of urban property crime", *mimeo*.

GIBBONS, S. (2001): "Paying for good neighbours? Neighbourhood deprivation and the community benefits of education", *mimeo*.

GONZÁLEZ-PÁRAMO, J.M y ONRUBIA, J. (1992): "El gasto público en vivienda en España", *Hacienda Pública Española* 120/121, 189-231.

GOODMAN, C.A. (1978): "Hedonic prices, price indices and housing markets", *Journal of Urban Economics* 5, 471-484.

GOODMAN, C.A. y KAWAI, M. (1981): "Permanent income, hedonic prices, and demand for housing: new evidence", *Journal of Urban Economics* 12, 214-237.

GOODMAN, C.A. (1988): "An econometric model of housing price, permanent, tenure choice and housing demand", *Journal of Urban Economics* 23, 323-353.

GOODMAN, C.A. (1995): "A dynamic equilibrium model of housing demand and mobility with transactions costs", *Journal of Housing Economics* 4, 307-327.

GOODMAN, C.A. (1998): "Andrew Court and the invention of hedonic price analysis", *Journal of Urban Economics* 44, 291-298.

GOODMAN, C.A. (2002): "Estimating equilibrium housing demand for "stayers"", *Journal of Urban Economics* 51, 1-24.

GOODMAN, A.C. (2003): "Following a panel of stayers: length of stay, tenure choice, and housing demand", *Journal of Housing Economics* 12, 106-133 .

GREEN, R. y HENDERSHOTT, P. (2001): "Home-ownership and unemployment in US", *Urban Studies* 38, 1509-1520.

GREEN, R.K. y WHITE, M.J. (1997): "Measuring the benefits of homeownership: effects on children", *Journal of Urban Economics* 41, 441-461.

GRILICHES, Z. (1971): "Price indexes and quality change: studies in new methods of measurement", *Harvard University Press*.

GYOURKO, J. y LINNEMAN, P. (1995): "Analysis of the changing influences on traditional household's ownership patterns", *Journal of Urban Economics* 39, 318-341.

- HAIDER, M. y MILLER, E.J. (2000): "Effects of transportation Infrastructure and location on residential real estate values" *Transportation Research Record* 1722, 1-8.
- HARMON, O. (1988): "The income elasticity of demand for single-family owner-occupied housing: an empirical reconciliation", *Journal of Urban Economics* 24, 173-185.
- HARRINGTON, D. (1989): "An intertemporal model of housing demand: implications for the price elasticity", *Journal of Urban Economics* 25, 230-246.
- HARRISON, D. y RUBINFELD, D. (1978): "The air pollution and property value debate: some empirical evidence", *The Review of Economics and Statistics* 60, 635-638.
- HAUGHWOUT, A. F. (1997): "Central city infrastructure investment and suburban house values", *Regional Science and Urban Economics* 27, 199-215.
- HAURIN, D. y LEROY, H. (2002): "The impact of transaction costs and the expected length of stay on homeownership", *Journal of Urban Economics* 51, 563-584.
- HAURIN, D. y LEE, K. (1989): "A structural model of the demand of owner-occupied housing", *Journal of Urban Economics* 26, 348-360.
- HECKMAN, J.J. (1979): "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica* 47, 153-162.
- HENDERSON, J. y IOANNIDES, Y. (1985): "Tenure choice and the demand for housing", *Economica* 53, 231-246.
- HENDERSON, J. y IOANNIDES, Y. (1989): "Dynamic aspects of consumer decisions in housing markets", *Journal of Urban Economics* 26, 212-230.
- HORIOKA, C. (1988): "Tenure choice and housing demand in Japan". *Journal of Urban Economics* 24, 289-309.
- HUANG, J. y KERRY, V. (1995): "Can markets value air quality?. A Meta-analysis of hedonic property value models", *Journal of Political Economy* 3, 209-227.

IHLANFELDT, K.R. y MARTINEZ-VAZQUEZ, J. (1985): "Alternative value estimates of owner-occupied housing: evidence on sample selection bias and systematic errors", *Journal of Housing Economics* 20, 356-369.

IOANNIDES, Y.M. (1987): "Residential mobility and housing tenure choice", *Regional Science and Urban Economics* 17, 265-287.

IOANNIDES, Y. y KAN, K. (1996): "Residential Mobility and housing tenure choice", *Journal of Regional Science* 36, 335-364.

JAEN, M. y MOLINA, A. (1994): "Un análisis empírico de la tenencia y demanda de vivienda en Andalucía", *Investigaciones Económicas* 18, 143-164.

JENKINS, S. (1995): "Easy estimation methods for discrete time duration models", *Oxford bulletin of Economics and Statistics* 57, 129-138.

JIMENEZ, S.; LABEAGA, J.M. y MARCO, M. (1996): "Algunos factores explicativos de la existencia de huelgas durante la negociación colectiva en España", *Investigaciones Económicas* 20, 217-241.

JIMENEZ, S. y PERACCHI, F. (2002): "Sample attrition and labor force dynamics: evidence from the Spanish labor force survey", *Spanish Economic Review* 4, 79-102.

JONES, L. (1997): "The tenure transition decision for elderly homeowners", *Journal of Urban Economics* 41, 243-263.

JONES, A. y LOPEZ, A. (2004): "The importance of individual heterogeneity in the decomposition of measures of socioeconomic inequality in health: an approach based on quantile regression", *Health Economics* 13, 1015-1030.

JUD, G.D. y SEAKS, T.G. (1994): "Sample selection bias in estimating housing sales prices", *Journal of Real State Research* 9, 289-297.

KAN, K. (2000): "Dynamic modelling of housing tenure choice", *Journal of Urban Economics* 48, 46-69.

- KIM, S. (1992): "Search, hedonic prices and housing demand", *The Review of Economics and Statistics*, 503-508.
- KING, T.A. (1976): "The demand for housing: a Lancasterian approach", *Southern Economic Journal* 43, 1077-1087.
- KING, M. (1980): "An econometric model of tenure choice and demand for housing as a joint decision". *Journal of Public Economics* 14, 137-159.
- LABEAGA, J.M. y LOPEZ, A. (1996): "Flexible demand system estimation and the revenue and welfare effects of the 1995 VAT Reform on Spanish households", *Revista de Economía Española* 13, 181-197.
- LAILER, D. (1969): "Income tax incentives for owner-occupied housing", in *The taxation of income from capital*, A.C Harberger and M.J Bailey. eds, 50-76. Washington D.C: Brookings Institution.
- LAMBERT, P. (1993): *Distribución y redistribución de la renta*, Manchester University Press, capítulos 2 a 5.
- LASHERAS, M.A.; SALAS, R. y PEREZ VILLACASTÍN, E. (1994): "Efectos de los incentivos fiscales en España sobre la adquisición de vivienda, en Arellano, M(ed), *Modelos microeconómicos y Política Fiscal*, Instituto de Estudios Fiscales, 147-173.
- LEE, L. y TROST, P. (1978): "Estimation of some Limits Dependent Variables Models with application with housing demand". *Journal of Econometrics* 8, 357-382.
- LEVEN, CH. (1986): "Analysis and policy implications of regional decline", *The American Economic Review* 76, 308-312.
- LINNEMAN, P. (1985): "An econometric analysis of the homeownership decision", *Journal of Urban Economics* 17, 230-246.
- LINNEMAN, P y VOITH, R. (1989): "Housing price functions and ownership capitalization rates", *Journal of Urban Economics* 30, 100-111.

LOPEZ-GARCÍA, M.A. (1992): "Algunos aspectos de la economía y la política de la vivienda", *Investigaciones Económicas* 16, 3-41.

LOPEZ-GARCÍA, M.A. (1996): "Precios de la vivienda e incentivos fiscales a la vivienda en propiedad en España", *Revista de Economía Aplicada* 12, 37-74.

LOPEZ-GARCÍA, M.A. (1999): "Una valoración de los efectos de la reforma del IRPF sobre la vivienda", *Revista de Economía Aplicada* 21. 95-120.

MACLENNAN, D.; MUELLBAUER, J. y STEPHENS, M. (1998): "Asymmetries in housing and financial market institutions and EMU", *The Oxford Review of Economic Policy* 14, 14:3.

MADDALA, G.S. (1987): "Limited dependent variable models using panel data", *The Journal of Human Resources* 22, 307-338.

MANRIQUE, J. y OJAH, K. (2003): "The demand for housing in Spain: an endogenous switching regression analysis", *Applied Economics* 35 , 323-336.

MALPEZZI, S. y MACLENNAN, D. (2001): "The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the United States and United Kingdom", *Journal of Housing Economics* 10, 278-306.

MCCONELL, K.E y PHIPPS, T.T. (1987): "The identification of preference parameters in hedonic models: consumer demand with nonlinear budgets", *Journal of Urban Economics* 22, 35-52.

MEEN, G.P. (1990): "The removal of mortgage market constraints and the implications for econometric modelling of UK house prices", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53, 1-23 .

MEEN, G.P. (2002): "The Time Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?", *Journal of Housing Economics* 11, 1-23.

MEEN, G.P. (2005): "From the National to the Local: Explaining House Price Dynamics in Britain", Trabajo presentado a *Reunión Científica de la Fundación Ramón Areces, 2005*.

MENDELSON, R. (1984): "Estimating the structural equations of implicit markets and household productions functions", *The Review of Economic and Statistics* 66, 673-677.

MILLS, S.E. y SIMENAUER, R. (1996): "New hedonic estimates of regional constant quality house prices", *Journal of Urban Economics* 39, 209-215.

MUNCH, J.R. y SVARER, M. (2002): "Rent control and tenancy duration", *Journal of Urban Economics* 52, 542-560.

NAKAGAMI, Y. y PEREIRA, A. (1992): "Budgetary and efficiency effects of housing taxation in the United States", *Journal of Urban Economics* 39, 68-86.

NELSON, J.P. (1978): "Residential choice, hedonic prices and the demand for urban air quality", *Journal of Urban Economics* 5, 357-369.

NELSON, A.C. (1992): "Effects of elevated heavy-rail transit station on house prices with respect to neighbourhood income" *Transportation Research Record* 1359, 127-132.

NGUYEN, N. y CRIPPS, A. (2001): "Predicting housing value: a comparison of multiple regression analysis artificial neural networks", *Journal of Real State Research* 22, 313-336.

NICKELL, S. (1981): "Biases in Dynamics Models with Fixed Effects", *Econometrica* 49, 1417-1426.

ONRUBIA, J. y SANZ, J. (1998): "Los efectos de la reforma del IRPF sobre los compradores de vivienda habitual", *mimeo*.

PAINTER, G. (2000): "Tenure choice with sample selection: differences among alternative samples", *Journal of Housing Economics* 9, 197-213.

PALMQUIST, R.B. (1984): "Estimating the demand for the characteristics of housing", *Review of Economics and Statistics* 64, 394-404.

- PAREJA, M. y SAN MARTIN, I. (1999): "General trends in financing social housing in Spain", *Urban Studies* 36, 699-714.
- PAREJA, M. y SAN MARTIN, I. (2002): "The tenure imbalance in Spain: the need for social housing policy", *Urban Studies* 39, 283-295.
- PARSONS, G.R. (1986): "An almost ideal demand system for housing attributes", *Southern Economic Journal* 53, 347-363.
- PEÑA, D. y RUIZ-CASTILLO, J. (1984): "Robust methods of building regresión models-an application to the housing sector", *Journal of Business and Economic Statistics* 2, 15-20.
- PICKLES, A. y DAVIES, R. (1985): "The longitudinal analysis of housing careers", *Journal of Regional Science* 25, 85-111.
- PINTO, S. (2002): "Residential choice, mobility and labor market", *Journal of Urban Economics* 51, 469-496.
- POLINSKY, M. (1977): "The demand for housing: a study in especification an grouping", *Econometrica* 45, 447-461.
- POTERBA, J.M.; SHILLER, R. y WEIL, D.N. (1991): "House price dynamics: the role of tax policy and demography", *Brooking Papers on Economic Activity* 2, 143-203.
- POTERBA, J.M. (1992): "Taxation and housing:old questions, new answers", *National Bureau of Economic Research, Working Paper* 3963, 237-242.
- POTERBA, J.M. (1984): "Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset market approach", *Quaterly Journal of Economics* 99, 729-752.
- QUIGLEY, J.M. (1982): "Nonlinear budget constraints and consumer demand: an application to public programs for residential housing", *Journal of Urban Economics* 12, 177-201.

RODRIGUEZ, J. (1990): "La política de la vivienda en España: una aproximación a los principales instrumentos", *Revista Española de Financiación a la Vivienda* 12, 241-273.

ROSEN, S. (1974): "Hedonic Prices and implicit markets: product differentiation in pure competition" *Journal of Political Economy* 1, 34-55.

ROSEN, H. (1979): "Housing decisions and the U.S Income tax", *Journal of Public Economics* 11, 1-23.

ROSENTHAL, S. (1988): "A residence time model of housing markets", *Journal of Public Economics* 36, 87-109.

SAN MARTIN, I. (2000): "¿Comprar o alquilar?", *Fundación BBVA, Situación Inmobiliaria, Octubre*, 22-31.

SANROMÁN, S. (2000): "Vivienda y fiscalidad: un análisis empírico para la economía española", *CEMFI*.

SASAKI, K. (1989): "On a possible bias in estimates of hedonic price functions", *Journal of Urban Economics* 25, 138-142 .

SKINNER, J. (1996): "The dynamic efficiency cost of not taxing housing", *Journal of Public Economics* 59, 397-417.

SMITH, N. (1982): "Gentrification and uneven development", *Economic Geography* 58, 139-155.

STEVENSON, S. (2005): "Modelling Housing Market Fundamentals in Extreme Market Conditions", Trabajo presentado a *Reunión Científica de la Fundación Ramón Areces, 2005*.

TALTAVULL, P. (2000): "Los condicionantes de la inversión en vivienda", en *Vivienda y Familia, Colección Economía Española XIII*, Fundación Argenteria, Madrid, 287-318.

- TALTAVULL, P. (2005): "Los ciclos en el mercado de viviendas y el papel de la oferta, *Economistas* 103, 91-97.
- TALTAVULL, P. (2005): "Structural Changes in the Spanish Housing Market and their Implications for Housing Policy", Trabajo presentado a *Reunión Científica de la Fundación Ramón Areces, 2005*.
- TINBERGEN, J. (1951): "Some remarks on the distribution of labour incomes", *International Economic Papers* 1, 195-207.
- TSE, R.C. (2000): "Estimating neighbourhood effects in house prices: towards a new hedonic model approach", *Urban Studies* 39, 1165-1180.
- VOITH, R. (1993): "Changing capitalization of CBD-oriented transportation systems: Evidence from Philadelphia 1970-1988", *Journal of Urban Economics* 33, 361-376.
- WAGSTAFF, A.; VAN DOORSLAER, E. y WATANABE, N. (2002): "On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam", *Journal of Econometrics* 112, 207-223.
- WANG, F.T. y ZORN, P.M. (1996): "Estimating house price growth with repeat sales data: what's the aim of the game?", *Journal of Housing Economics* 6, 93-108.
- WEINBERGER, R. (2001): "Light rail proximity. Benefit or detriment in the case of Santa Clara County, California?", *Transportation Research Record* 1747, 104-113.
- WILHELMSSON, M. (2002): "Household expenditure patterns for housing attributes: a linear expenditure system with hedonic prices", *Journal of Housing Economics* 11, 75-93.
- ZABEL, J.E. (2004): "The demand for housing services", *Journal of Housing Economics* 13, 16-35.
- ZORN, P. (1988): "An analysis of household mobility and tenure choice: an empirical study of Korea", *Journal of Urban Economics* 24, 113-128.

ZUELKE, T.W. y RASMUSSEN, D.W. (1986): "A search model of housing market transactions", 623-629.



