

POLÍTICA FISCAL DE VIVIENDA EN ESPAÑA Y FORMA DE TENENCIA DE LA VIVIENDA HABITUAL: UNA VALORACIÓN MICROECONOMÉTRICA

JOSÉ E. RODRÍGUEZ HERNÁNDEZ

JAVIER A. BARRIOS GARCÍA

Universidad de La Laguna

RESUMEN

Este trabajo analiza el impacto de la política fiscal de vivienda vigente en España sobre la elección simultánea que realizan los individuos en materia de tenencia y localización de la vivienda principal, considerándose ésta bajo cuatro supuestos: propiedad según el tipo de urbanización del entorno (propiedad urbana alta, urbana media-inferior y rural), y alquiler. Con este objetivo, basándonos en datos de corte transversal para el año 1999 procedentes de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, proponemos un modelo logit multinomial mixto, el cual incorpora una medida de la cuña fiscal existente a favor de la vivienda en propiedad, el cual nos posibilitará evaluar la política fiscal de vivienda vigente en términos de su impacto sobre las decisiones de los individuos.

Palabras clave: Política de vivienda en España, impuesto sobre la renta de las personas físicas, coste de uso del capital residencial, logit mixto.

Clasificación JEL: H24, H31, R21

1. Introducción

Tradicionalmente, la evaluación del impacto de la política fiscal de vivienda sobre la conducta de los individuos se ha realizado exclusivamente en base al concepto de coste de uso del capital residencial (Aaron (1972), Rosen (1979), (1985), Hendershott y Shilling (1982), Poterba (1984), Follain y Ling (1991), Jaén y Molina (1994), Green y Vandell (1999), López García (1999), (2001), Barrios (2001)).

En la práctica econométrica la especificación del coste de uso del capital residencial se ha llevado a cabo de diferentes formas. Podríamos citar en primer lugar la clásica determinación del coste de uso en la que se hace especialmente hincapié en la cuña fiscal existente a favor de la vivienda en propiedad expresada ésta en forma unitaria o “ad valorem”, utilizada por Aaron (1972), Rosen (1979), King (1984), Jaén y Molina (1994) o Green y Vandell (1999). Por otra parte, diversas contribuciones detallan los diferentes componentes financieros que entrañan los servicios de la vivienda para determinar el coste de uso derivado, entre ellas, Hendershott y Shilling (1982), Poterba (1984), Follain y Ling (1991), López García (1999), (2001), o Barrios (2001).

En cualquier caso, cuando se ha intentado incorporar explícitamente en un modelo econométrico la componente de ganancias de capital implícita en el coste de uso de la vivienda, se ha encontrado persistentemente la escasa relevancia o no significatividad de la variable construida, lo que se ha atribuido usualmente a la escasa calidad de los datos utilizados o a la dificultad para medir este elemento (Ermisch (1996), Green y Malpezzi (2003), pp. 55-60).

En el caso español, invariablemente, no existe ningún trabajo a nivel microeconómico en el que se ponga de manifiesto significativamente la relevancia de una variable relativa al coste de uso de la vivienda en un modelo de elección de tenencia de vivienda. Por ejemplo, Jaén y Molina (1994) no encuentran significativa su especificación del coste de uso de la vivienda para un modelo probit de elección entre propiedad o alquiler. Colom et al (2002), Rodríguez y Barrios (2003), o Barrios y Rodríguez (2004) optan por incluir un índice de precios de la vivienda en lugar de una

medida del coste de uso (el publicado por el Ministerio de Fomento en el primer caso, y un índice de precios hedónico construido por los autores en los dos últimos trabajos). Duce Tello (1995) o Manrique y Ojah (2003) van aún más allá, omitiendo simplemente cualquier variable relacionada con el precio o coste de uso de la vivienda.

Una alternativa que se ha utilizado para afrontar esta situación consiste en la desagregación del coste de uso en dos componentes: por una parte englobando aquellos elementos que el individuo percibe más directamente y que posiblemente se pueden cuantificar con relativa facilidad, dados los datos disponibles o mediante las correspondientes imputaciones, y que incluye, gastos de mantenimiento y depreciación, costes de hipoteca y de oportunidad de los fondos propios invertidos, impuestos locales sobre la propiedad (básicamente el IBI) o el componente del IRPF relativo a la vivienda en propiedad. Por otro lado, nos encontramos con el elemento de expectativas de ganancias de capital debido a la apreciación (o depreciación) de la vivienda, el cual constituye una parte más incierta y de difícil evaluación en la práctica. Esta técnica es empleada por Gillingham y Hagemann (1983), Börsch-Supan (1986), Hoyt y Rosenthal (1990), o Rosenthal et al (1991).

Siguiendo esta última línea para solventar el problema planteado, en el presente trabajo proponemos una nueva especificación microeconómica para el coste de uso de la vivienda derivada del tipo de datos que manejamos y que se revelará altamente significativa en el problema de elección de tenencia de vivienda planteado para el ámbito español.

De forma paralela, nuestro interés se centrará junto con el problema de elección de tenencia de la vivienda habitual, en una cuestión no menos relevante, la decisión sobre ubicación de la vivienda en el entorno urbano, en caso de ser ésta en propiedad. Con este objetivo, en el presente trabajo indagamos sobre los factores que determinan conjuntamente la elección del régimen de tenencia de vivienda dentro del ámbito nacional y su ubicación dentro del entorno urbano, estableciéndose cuatro alternativas de elección: propiedad de una vivienda en zona urbana alta, en una zona urbana media-inferior, o en zona rural, y por otra parte, alquiler¹.

Para la contrastación empírica del modelo propuesto nos basaremos en datos de sección cruzada para el año 1999 contenidos en la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) base 1997. En primer lugar, justificaremos desde el punto de vista teórico la especificación adoptada para el coste de uso de la vivienda, así como se estimará una medida de la renta permanente imputada a los individuos y un índice de precios hedónicos por comunidades autónomas para cada una de las alternativas consideradas. Posteriormente, explicaremos el proceso de toma de decisiones de los individuos en materia de tenencia-localización de la vivienda habitual bajo las cuatro alternativas mencionadas a través de un modelo logit multinomial mixto.

El modelo logit multinomial mixto estimado, el cual incorpora una medida de la regulación fiscal existente a favor de la vivienda en propiedad, nos permitirá evaluar posteriormente el impacto de la política fiscal de vivienda, fundamentalmente de la regulación del I.R.P.F., sobre la conducta de los individuos en cuanto a tenencia-ubicación de la vivienda se refiere, a través de un ejercicio de microsimulación.

La organización del trabajo es la siguiente. El apartado 2 recoge el sustrato teórico que consideramos, con especial atención a la contrapartida teórica en la que nos basaremos para una nueva especificación empírica del coste de uso del capital residencial. En el apartado 3 se definen las variables que intervienen en el estudio. En el 4 se presenta el modelo econométrico de elección de tenencia y localización estimado, analizándose los resultados obtenidos. En el apartado 5 se realiza un ejercicio de microsimulación cuyo objetivo es la valoración de la política fiscal de vivienda vigente en España y en especial de las disposiciones del I.R.P.F., en términos de su impacto sobre la decisión de tenencia-localización de la vivienda. Por último, en el epígrafe 6 se detallan las conclusiones del trabajo.

¹ En el apartado 3.1 se detalla la definición de los distintos tipos de urbanización considerados. Ciertamente sería deseable analizar la decisión de alquiler desagregada de la misma forma que la opción de propiedad. No obstante, debido al bajo porcentaje de vivienda en alquiler existente en España (por debajo de un 12% según el Censo de Vivienda 2001. INE), no es posible obtener a partir de los datos que manejamos submuestras desagregadas adecuadas en tamaño como para proceder a estimar consistentemente el modelo..

2. Modelo teórico de elección de tenencia y localización de la vivienda

2.1. Modelo teórico de elección de tenencia y localización de la vivienda

El paradigma teórico de elección entre formas de tenencia de la vivienda habitual que seguiremos es heredero de la contribución seminal de Henderson y Ioannides (1983), completada posteriormente en términos de un problema de programación dinámica por Goodman (1995) y (2002), Ioannides y Kan (1996) y Gobillon y Le Blanc (2002). En estos trabajos se modeliza teóricamente el comportamiento dinámico de los individuos enfrentados simultáneamente a las decisiones de movilidad residencial, elección de tenencia de vivienda² y cantidad de vivienda consumida (y de otros bienes de consumo), en presencia de costes de transacción. El problema del consumidor consistirá en determinar sus sendas de consumo de otros bienes, de vivienda y de decisiones de mudanza-tenencia de vivienda de cara a maximizar la utilidad esperada a lo largo de su horizonte vital.

De estos trabajos se deduce que una medida de la renta que obtiene el individuo en cada período a lo largo de su horizonte vital (renta permanente), el coste de uso de la vivienda, el precio de otros bienes de consumo, así como las preferencias a lo largo del tiempo del consumidor (que pueden venir determinadas por características sociodemográficas del mismo) influyen sobre la elección de tenencia y la cantidad demandada de vivienda en cada estancia, incluso para los individuos que deciden no mudarse.

Si bien la contrastación empírica más adecuada al marco teórico anterior se debe basar en datos de panel, ante la carencia de datos de esta naturaleza que contengan información y longitud adecuadas, numerosos esfuerzos se han dirigido hacia su corroboración a través de datos de corte transversal, subsumiendo las ecuaciones de Bellman correspondientes al problema dinámico considerado en un marco estático, basándose en los modelos de elección discreta inspirados en el paradigma de la maximización de la utilidad aleatoria (McFadden (2000)).

2.2. El coste de uso del capital residencial

Si seguimos a López García (1999), (2001) o Barrios (2001), podemos establecer una expresión para el coste de uso anual derivado de la vivienda habitual en propiedad en España de la forma:

$$C_{UP} = CFP + HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_p - \Delta PV^e + \pi_p \quad [1]$$

donde CFP denota la componente de coste de oportunidad de los fondos propios invertidos en la vivienda, HIP representa el pago por intereses en caso de requerir un préstamo hipotecario, DEP y MAN los costes de depreciación y mantenimiento, respectivamente, IBI el pago del impuesto local sobre la propiedad, IRPF_p la parte del impuesto sobre la renta asociada a la vivienda habitual en propiedad, ΔPV^e representa las expectativas de ganancias (pérdidas) de capital que tiene el individuo derivadas de la apreciación (depreciación) anual del precio nominal de la vivienda; y, finalmente, π_p , siguiendo la idea de Chinloy (1991), Meyer y Wieand (1996), o Nordvik (2001), constituye una prima de riesgo estimada por el propietario de la vivienda que puede reflejar, entre otros, el grado de liquidez de la inversión en vivienda (derivada de mercados incompletos o del tiempo estimado de venta del activo), la “escasa” diversificación de su cartera (si el activo de la vivienda ocupa gran parte de ella), así como fluctuaciones no esperadas en el precio de la vivienda (esto es, no incorporadas en ΔPV^e).

Por otra parte, lógicamente, el coste de uso para una vivienda en alquiler coincidirá con el alquiler desembolsado. No obstante, será de utilidad de cara a la especificación del coste de uso en propiedad que propondremos, analizar aquí como se determina teóricamente el alquiler en el mercado de vivienda en alquiler.

Efectivamente, si suponemos un mercado perfecto de capitales, el ingreso que recibe un arrendador por invertir una determinada cantidad en una vivienda para alquilar coincidirá con el ingreso derivado de invertir la misma cantidad en un activo con un nivel de riesgo similar (CFP).

² Entendiéndose éstas bajo tres supuestos: permanecer en la vivienda actual, mudarse y alquilar o mudarse y comprar; si bien Goodman (1995) y (2002) no incorpora explícitamente la elección de tenencia.

En consecuencia, siguiendo la misma terminología que para el propietario, si llamamos A al alquiler bruto contratado, podemos escribir que:

$$CFP = A - [HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_A + \pi_A] + \Delta PV^e \quad [2]$$

donde $IRPF_A$ representa el pago que debe realizar el arrendador en concepto de I.R.P.F. derivado de la vivienda arrendada, mientras que π_A constituye una prima de riesgo que pretende cubrir (desde el punto de vista del arrendador) aquellos costes adicionales que pudieran surgir (debido a impago, formalización de contratos, fluctuaciones no esperadas en el precio de la vivienda, etc).

Ahora, si atendemos a la regulación vigente en España en materia de I.R.P.F. en 1999 (Ley 40/1998), denominando τ al tipo marginal en el I.R.P.F. aplicado al arrendador, podremos escribir:

$$IRPF_A = \tau \cdot [A - HIP - DEP - MAN - IBI] \quad [3]$$

En consecuencia, insertando [3] en [2] y despejando el alquiler bruto contratado (A),

$$A = HIP + DEP + MAN + IBI + \frac{1}{1 - \tau} \cdot [CFP + \pi_A - \Delta PV^e] \quad [4]$$

Adviértase no obstante que de verificarse [4] se extraería una consecuencia relevante: Los incrementos (esperados) en los precios de la vivienda se deben traducir en alquileres más bajos, cuestión ésta que parece no corresponderse con la realidad económica española. En consecuencia, sostendremos como hipótesis que en el caso del arrendador:

$$\pi_A - \Delta PV^e \cong 0 \quad [5]$$

Esto es, la prima de riesgo para el arrendador cubre aproximadamente las ganancias implícitas de capital previstas, o, en otras palabras, los arrendadores consideran las ganancias de capital implícitas como “beneficios extraordinarios”, que pueden ser posibles debido a la estrechez característica del mercado de alquileres en España, y que en caso de necesidad permitirían cubrir costes adicionales que pudieran aparecer.

Ahora, de la comparación de [1] con [4], siempre que se verifique [5], y suponiendo que los tipos marginales del I.R.P.F., los gastos de mantenimiento, de depreciación, de coste de oportunidad de los fondos propios invertidos y pago por intereses hipotecarios e IBI, coinciden en ambos supuestos, deducimos que:

$$C_{UP} = A + IRPF_P - \Delta PV^e - \frac{\tau}{1 - \tau} \cdot CFP + \pi_P \quad [6]$$

En caso de que en realidad difieran entre sí alguno de los gastos supuestos idénticos para arrendadores y propietarios, nos encontraríamos con una relación del tipo:

$$C_{UP} = A + IRPF_P - \Delta PV^e - \frac{\tau}{1 - \tau} \cdot CFP + \pi_P + \delta \quad [7]$$

recogiendo el término δ las diferencias que pudieran surgir entre gastos de mantenimiento, de depreciación, de pago por intereses hipotecarios o de coste de los fondos propios invertidos³.

3. Datos y variables utilizados

La fuente estadística empleada para este trabajo ha sido la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) base 1997. Para este estudio se han seleccionado los hogares de la ECPF correspondientes al territorio nacional de régimen común, esto es excluyendo País Vasco y Navarra, y que disfrutaran de la vivienda habitual en propiedad o en alquiler, eliminándose aquellos que habitan la misma por cesión gratuita o semigratuita, los cuales constituyen un 1.4% del total. También se excluyen los que se encuentran situados en Ceuta y Melilla, en los que no se disponía de un tamaño muestral adecuado para construir un índice de precios hedónico; así como todos aquellos en los que existen observaciones perdidas para alguna de las variables incluidas en el estudio. Para no reducir aún más el tamaño de la muestra debido a los turnos de rotación trimestral

³ Obsérvese que incluimos un componente de coste de oportunidad de los fondos propios invertidos (CFP) en la expresión [7], el cual podemos entender relativo a los propietarios. El resto de la diferencia entre el correspondiente a propietarios en [1] y a arrendadores en [2] se incluiría en el término δ .

propios del diseño de la ECPF, hemos adoptado los datos de un trimestre determinado del año 1999, concretamente el 2º trimestre, efectuándose las correspondientes anualizaciones (en proporción directa) para las variables de renta corriente y alquileres (contratados para arrendatarios e imputados para propietarios) que se consideran en términos nominales. Finalmente un total de 4050 hogares repartidos a lo largo del territorio nacional de régimen común (salvo Ceuta y Melilla) poseían suficiente información para ser utilizados en este estudio.

De acuerdo con la literatura que trata la elección de tenencia, se han incluido cuatro tipos de variables explicativas: características sociodemográficas del hogar, características económicas del mismo, el coste de uso del capital residencial, y otras características. Sus estadísticos descriptivos se sintetizan en el cuadro 1.

3.1. Alternativas de tenencia y localización de la vivienda

Analizamos en este trabajo la elección simultánea de tenencia y localización de la vivienda habitual entendida ésta bajo cuatro supuestos:

- *Propiedad urbana alta*. Constituye la adquisición en propiedad de la vivienda habitual en una zona catalogada por los entrevistadores de la ECPF como urbana alta. Pertenecen a ella las viviendas localizadas en municipios grandes (generalmente con más de 10.000 habitantes), dentro de barrios residenciales de clase media-alta con urbanización cuidada y viviendas confortables, con comercio escaso o buen comercio.

- *Propiedad urbana media-inferior*. Se adquiere en propiedad la vivienda habitual en una zona catalogada por los entrevistadores de la ECPF como urbana media-inferior, y que está constituida por barrios populares habitados por trabajadores medios con viviendas en general de construcción antigua con comercio popular, o zonas deprimidas, de escasa urbanización con edificaciones baratas habitadas, en su mayoría, por obreros sin cualificar.

- *Propiedad rural*. Formada por los hogares con vivienda habitual en propiedad ubicados en municipios pequeños (generalmente con menos de 10.000 habitantes) o en zonas sin urbanizar.

- *Alquiler*. Incluye aquellos individuos que disponen en régimen de alquiler de su vivienda habitual. La razón de recoger sólo una alternativa para el alquiler y no considerar en este caso la desagregación en cuanto a localización empleada para la vivienda en propiedad, reside en la escasa muestra de viviendas en alquiler disponible en la ECPF, reflejo de la marcada tendencia actual a poseer la vivienda habitual en propiedad a nivel español.

3.2. Características sociodemográficas del hogar

Incluimos en este grupo diversas características sociodemográficas del sustentador principal así como el número de miembros del hogar.

- *Sexo*. Valores: 0= Mujer; 1= Varón

- *Estudios*. Recogido con tres variables dummies referidas al máximo nivel de estudios alcanzado por el sustentador principal: Estud1= Sin estudios o estudios primarios (variable de referencia), Estud2= Estudios secundarios, Estud3= Estudios superiores o universitarios.

- *Estado civil*. Definido con dos variables dummies: Casado, y, Ecotr=Otra situación: soltero, viudo, separado o divorciado (variable de referencia).

- *Edad (Edad, Edad2)*. Se incluye la edad del sustentador principal y edad al cuadrado.

- *Número de miembros (Nmiemb)*. Refleja el número de miembros del hogar, incluyendo al sustentador principal.

3.3. Características económicas del hogar.

- *Ahorro*. Variable dummy que indica la posibilidad de ahorrar al final de mes (0=No puede ahorrar, 1=Sí puede ahorrar).

- *Renta permanente*. Para obtener una medida de la renta permanente, y dada la disponibilidad de información contenida en la ECPF, hemos optado por la línea clásica de Goodman y Kawai (1982), en la que se estima ésta mediante el uso de un modelo de capital humano en donde la renta viene determinada por la inversión en capital humano y no humano. Así, podríamos escribir:

$$Y = Y_T \cdot Y_P = Y_T \cdot Y_P(H, N)$$

Esto es, la renta corriente (Y) viene determinada por las desviaciones transitorias (Y_T) de la renta permanente (Y_P), donde Y_P constituye una función (posiblemente no lineal) de los recursos de capital humano (H) (como son la educación , edad y formación) y los recursos de capital no humano (N) que posee el individuo. De este modo, la regresión del logaritmo de la renta corriente ($\ln Y$) sobre las variables relativas al capital humano y no humano que posee el individuo nos proporcionaría una estimación del logaritmo de la renta permanente, constituyendo la parte residual de la regresión la componente transitoria (en logaritmo).

Las variables consideradas y los resultados de la estimación de la renta permanente imputada a los individuos se recogen en el Apéndice A1.

CUADRO 1: Estadísticos descriptivos de la muestra

	Media	Desviación típica
Nmiemb	3.179	1.313
Edad	53.872	14.823
Edad2	3121.873	1654.068
Sexo	0.850	0.357
Estud2	0.303	0.460
Estud3	0.171	0.376
Ccaa1	0.285	0.451
Ccaa2	0.349	0.477
Ahorro	0.371	0.483
Casado	0.800	0.400
Y_P^+	14.546	0.438
Y_C^+	14.537	0.586
Y_T^+	-0.009	0.381
Precio PUA ⁺	13.429	0.254
Precio PUMI ⁺	13.199	0.181
Precio PRural ⁺	13.174	0.251
Precio Alquiler ⁺	12.677	0.436
$C_{UP} UA^*$	4.929	4.040
$C_{UP} UMI^*$	3.789	2.992
$C_{UP} Rural^*$	3.838	3.508
C_{UA}^*	4.154	1.905
C_{UP}/Y_P PUA	0.244	0.242
C_{UP}/Y_P PUMI	0.186	0.176
C_{UP}/Y_P PRural	0.188	0.198
C_{UA}/Y_P	0.200	0.122
Imcuso PUA	530201.504	176203.830
Imcuso PUMI	397409.698	85390.410
Imcuso PRural	392906.731	127667.712
Imcuso Alquiler	415370.080	190473.073
Ganan PUA	1574466.120	927335.190
Ganan PUMI	1219820.690	653871.783
Ganan PRural	1207259.370	642535.945
TCFP PUA	14501.565	9388.209
TCFP PUMI	11447.152	7029.921
TCFP PRural	11360.615	7514.349
	Tamaño muestral	% total de la muestra
Propietarios UA	293	7.2%
Propietarios UMI	2525	62.4%
Propietarios Rural	744	18.4%
Arrendatarios	488	12.0%
Total	4050	100%

⁺ Se consideran en términos logarítmicos.

* Se recogen divididas por 100000.

3.4. El coste de uso del capital residencial

Las variables relacionadas con el coste de uso del capital residencial que especificaremos constituirán el único atributo de las alternativas incluido como variable explicativa. Estas persiguen reflejar un indicador del coste de uso de la vivienda bajo cada uno de los regímenes de tenencia-localización analizados.

Para obtener un índice del coste de uso de la vivienda bajo cada uno de los regímenes de tenencia-localización urbana considerados, hemos optado, al igual que Goodman y Kawai (1982), Thibodeau (1995), Rapaport (1997), o Goodman (2002), por estimar en primer lugar índices de precios de vivienda hedónicos por comunidades autónomas que puedan servir como una aproximación de la valoración subjetiva que realizan los individuos en torno a la vivienda y sus diferentes regímenes de tenencia-localización.

En el caso de una vivienda en alquiler, el índice de precios construido representará (en logaritmo) el precio en alquiler de una vivienda estándar ubicada en la comunidad autónoma donde reside el individuo. Para una vivienda en propiedad, este índice de precios reflejará (en logaritmo) el precio en alquiler (imputado por los propietarios) de una vivienda estándar ubicada en la comunidad autónoma donde reside el individuo, dentro del área urbana indicada por cada alternativa (zona urbana alta, urbana media-inferior o rural). En el Apéndice A2 se recoge la metodología empleada para obtener los índices de precios hedónicos utilizados.

Basándonos en los índices de precios hedónicos por comunidades autónomas construidos, definimos el coste de uso para cada alternativa de tenencia-localización como sigue:

- *Coste de uso del capital residencial en alquiler* (C_{UA}). Viene dado directamente por el índice de precios hedónicos para la vivienda en alquiler correspondiente a la comunidad autónoma donde reside el hogar.

- *Coste de uso del capital residencial en propiedad* (C_{UP}). La especificación propuesta en este trabajo para el coste de uso de una vivienda en propiedad parte de que el único dato disponible en la ECPF que responde a la idea de precio o coste de la vivienda, cuando ésta se disfruta en régimen de propiedad, está constituido por el alquiler imputado por el propietario. A partir de él y de las características de las viviendas obtenemos un índice de precios hedónico por comunidades autónomas, el cual reflejará el alquiler (imputado por el propietario) desembolsado por una vivienda estándar en cada una de las tres posibles localizaciones analizadas (zona urbana alta, urbana media-inferior, y, rural).

Ahora bien, para cada individuo, el coste de uso de una vivienda estándar en propiedad bajo cada alternativa de localización diferirá del valor de su alquiler en los términos reflejados por la igualdad [7]. En consecuencia, para especificar el coste de uso de una vivienda estándar para cada hogar, procedemos a desagregar este en las diferentes componentes que aparecen en [7], obviándose el término $\pi_p + \delta$ de difícil cuantificación en la práctica (esto es, suponemos implícitamente que la prima de riesgo de los propietarios cubre las diferencias incluidas en δ). De esta forma, introducimos tres variables, las cuales pretenden reflejar un indicador del nivel del coste de uso afrontado por el individuo para una vivienda en propiedad ubicada en cada una de las alternativas de localización analizadas. Estas son:

- *Imcuso* = $A + IRPF_p$. Esto es, coincide con el alquiler (imputado) para una vivienda estándar en cada localización (A), disminuido en la cuantía de la desgravación fiscal vigente en 1999 a favor de la vivienda en propiedad ($IRPF_p$) en virtud de la Ley 40/1998. De acuerdo con Barrios (2001), el monto en pesetas de la desgravación fiscal favorable a la vivienda en propiedad existente puede venir determinado por:

$$IRPF_p = - \left\{ (1 - \theta) t'_{di} [C_a + r i_{HIP}] + \theta \left[t'_{di} \frac{750000}{P_f} + t'_d \left(C_a + r i_{HIP} - \frac{750000}{P_f} \right) \right] \right\} P_f \quad [8]$$

donde, C_a y r representan el capital amortizado en el período por el préstamo hipotecario y la cuantía de este, respectivamente, ambos en porcentaje del precio final de la vivienda (P_f), viniendo este dado por $P_f = (1 + \tau_{ITP}) P_v$, donde $\tau_{ITP} = t_{ITP} + t_{IAJD} + c_{HIP}$, siendo t_{ITP} el tipo del IVA o del impuesto de transmisiones patrimoniales (ITP) según sea la vivienda nueva o usada, t_{IAJD} el tipo del impuesto de actos jurídicos documentados (IAJD), y, c_{HIP} el coste de formalización de la hipoteca en

proporción al precio nominal de la vivienda p_v ; t'_d es el tipo de descuento habitual en la cuota íntegra del IRPF del monto de capital amortizado e intereses hipotecarios pagados en el período con derecho a deducción, monto total deducible que estará limitado a 1500000 ptas., esto es: $(C_a + r_{i_{HPP}})p_f \leq 1500000$. Y:

$$\theta = \begin{cases} 0 & , \text{ si } (C_a + r_{i_{HPP}}p_f) \leq 750000 \\ 1 & , \text{ si } (C_a + r_{i_{HPP}}p_f) > 750000 \end{cases}$$

$$t'_{di} = \begin{cases} 0,25 & , \text{ si el año considerado es el 1º o 2º tras la compra} \\ 0,2 & , \text{ en otro caso} \end{cases}$$

El parámetro θ recoge la diferencia de tributación de las primeras 750000 ptas. deducibles, y finalmente, t'_{di} es el tipo de deducción de la cuota aumentado que fija la ley 40/1998 que se configura como un 25% durante los dos primeros años tras la adquisición de la vivienda, y un 20% el resto de los años, aplicable bajo ciertas condiciones siempre que el endeudamiento supere el 50% del valor de adquisición.

- $Ganan = \Delta PV^e$. Representará la variación esperada en el precio nominal de la vivienda estándar en cada localización a lo largo del período. Teniendo en cuenta que en España tributan en el IRPF a la hora de la venta de la vivienda, aplicándose coeficientes reductores en función del tiempo de permanencia en el patrimonio del declarante, y estando exentas si transcurren más de diez años desde la adquisición, podemos suponer que responden a un esquema de expectativas “perfectas” o “ex post” de la forma:

$$Ganan = q \cdot p_v \quad [9]$$

donde q representa la tasa de incremento en los precios de la vivienda durante 1999 para la comunidad autónoma donde reside el hogar, según la estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada publicada por el Ministerio de Fomento, y p_v el precio estimado para la vivienda estándar en cada una de las alternativas de localización consideradas (véase Apéndices A2 y A3).

- $TCFP = \frac{\tau}{1-\tau} \cdot CFP$. Siendo τ el tipo marginal al que se grava al individuo en concepto de IRPF, y

el coste de oportunidad de los fondos propios invertidos vendrá determinado por: $CFP = (1-\tau)i_o(1-r)p_f$, con i_o el tipo de interés al que renta el mejor activo alternativo a la vivienda con similar nivel de riesgo.

Adicionalmente, a efectos comparativos, evaluaremos tres modelos alternativos análogos en su especificación salvo la variable coste de uso de la vivienda en propiedad, la cual consideraremos en el primer caso (modelo 2) determinada simplemente por el índice de precios hedónicos construido (P), en segundo lugar (modelo 3) por la definición “tradicional” de coste de uso (C_{UP}) determinada por [1], y finalmente (modelo 4), incluyendo el coste de uso “deflactado” por la renta permanente (C_{UP}/Y_P)⁴ por si la influencia de éste sobre la decisión de tenencia-localización de la vivienda se viera disminuida a medida que se incrementa el nivel de renta (permanente) del hogar.

En el Apéndice A3 se detallan los supuestos barajados para evaluar empíricamente las variables relacionadas con el coste de uso de la vivienda en propiedad propuestas.

3.5. Otras características

- *Comunidades por nivel de precios (Ccaa1, Ccaa2, Ccaa3)*. Atendiendo a la clasificación de las comunidades autónomas según el diferente nivel de precios residenciales para el año 1998 establecido en Taltavull (2000) (p. 212, basado en la estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada publicada por el Ministerio de Fomento), se han creado tres variables dummies: Ccaa1: Comunidades con precios superiores a la media nacional (Baleares, Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco); Ccaa2: Comunidades con precios entre el 80-100% de la media nacional (Aragón,

⁴ Dado que la renta permanente se obtiene mediante el antilogaritmo del valor estimado a través de una regresión logarítmica (Apéndice A1), emplearemos el factor de retransformación de Duan (1983) para evitar el sesgo de retransformación.

Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla y León, Galicia y Rioja); Ccaa3 (variable de referencia): Comunidades con precios menores al 80% de la media nacional (Andalucía, Castilla la Mancha, C. Valenciana, Extremadura y Murcia).

4. Modelo econométrico de elección de tenencia-localización de la vivienda estimado

Como modelo de elección entre las alternativas no ordenadas de localización y tenencia de la vivienda habitual proponemos el denominado logit mixto (“mixed logit”, también conocido como modelo logit con componentes de error o modelo logit con parámetros aleatorios), el cual, se ha venido desarrollando de manera notable en los últimos años (Train (2003)). Cabe citar como precursores en la aplicación del modelo logit mixto al problema de la elección de tenencia de vivienda los trabajos de Rouwendal y Meijer (2001), Börsch-Supan, Heiss y Seko (2001), así como, Rodríguez y Barrios (2003) o Barrios y Rodríguez (2004), siendo estos últimos los únicos precedentes a nivel español.

Desde este punto de vista, los individuos se enfrentan a la elección entre J alternativas, modelizándose la utilidad obtenida por el individuo i a causa de la alternativa j como:

$$U_{ij} = \beta_{ij}^t X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad i=1, \dots, N ; j=1, \dots, J \quad [10]$$

donde $X_{ij} \in \mathbb{R}^q$ es un vector de variables observables exógenas (relativas al individuo i y alternativa j), $\beta_i^t = (\beta_{i1}^t \dots \beta_{iJ}^t) \in \mathbb{R}^{q \times J}$ es un vector de parámetros que varía entre los individuos con densidad conjunta $f(\beta|\Omega)$, Ω representa los parámetros fijos de esta distribución, y, ε_{ij} constituye el término aleatorio que se supone independiente e idénticamente distribuido (iid) Gumbel sobre alternativas e individuos.

Dado el valor de β_i , la probabilidad de que el individuo i escoja la alternativa j condicionada a este valor de β_i será determinada como en el modelo logit multinomial:

$$L_{ij}(\beta_i) = \frac{e^{\beta_{ij}^t X_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_{ik}^t X_{ik}}} \quad [11]$$

Y por tanto, la probabilidad de elección (no condicionada) vendrá dada por la integral:

$$P_{ij}(\Omega) = \int_D L_{ij}(\beta) f(\beta|\Omega) d\beta \quad D = \{\beta \in \mathbb{R}^{q \times J}\} \quad [12]$$

Para estimar los parámetros desconocidos del modelo, empleamos el método de máxima verosimilitud simulada aplicando replicaciones Halton. Cuando el número de replicaciones crece más rápido que la raíz cuadrada del número de observaciones, este estimador es asintóticamente equivalente al estimador máximo verosímil (Train (2003)).

En este trabajo estimamos un modelo logit multinomial mixto en el que se han considerado como aleatorios los coeficientes de la variable renta en la alternativa de propiedad en zona urbana media-inferior, y de edad en las alternativas de propiedad en zona urbana alta y en zona rural, especificándose una distribución normal trivariante para ellos (esto es, permitimos la existencia de correlación entre los parámetros aleatorios); mientras que el resto de los coeficientes se han considerado constantes. La selección de estos coeficientes aleatorios, frente a otras especificaciones posibles, se ha realizado atendiendo a los resultados obtenidos con el test de especificación para el modelo logit mixto propuesto por McFadden y Train (2000).

Para llevar a cabo la estimación del modelo por el método de máxima verosimilitud simulada se ha utilizado el software Nlogit 3.1, empleándose 200 replicaciones Halton en nuestra muestra de estudio (4050 observaciones), tras comprobarse que a partir de esa cifra los resultados no eran sensibles al número de replicaciones adoptado.

En el cuadro 2 se detallan los resultados obtenidos para los modelos logit multinomial y logit mixto (modelo 1) que incluye la especificación propuesta para la variable coste de uso del capital residencial (Imcuso, Ganan, TCFP) (el alquiler se toma como alternativa de referencia). A efectos comparativos, incluimos en el cuadro 3 tres modelos logit mixtos estimados análogos al anterior salvo en que la especificación empleada para el coste del capital residencial se corresponde con:

índice de precios hedónicos (modelo 2), coste de uso en propiedad “tradicional” C_{UP} (modelo 3) y C_{UP}/Y_P (modelo 4). El cuadro 4 sintetiza la estimación resultante para la matriz de Choleski⁵ correspondiente a los parámetros considerados aleatorios en cada uno de estos cuatro modelos logit mixtos.

Los resultados contenidos en el cuadro 2 muestran claramente que las varianzas de los coeficientes aleatorios en el modelo logit mixto 1 son todas significativas, lo que indica que en realidad el peso que desempeñan las variables renta y edad en el modelo de elección de tenencia-localización no es percibido de la misma manera por todos los individuos. Esto se corrobora si realizamos un test de razón de verosimilitudes entre el modelo logit multinomial y el mixto. Adicionalmente, la matriz de Choleski para el modelo logit mixto 1 contenida en el cuadro 4 denota la existencia de correlación entre los coeficientes aleatorios, al resultar ser significativos a un 95% de confianza gran parte de sus elementos. Una vez más, un test de razón de verosimilitudes entre el modelo logit mixto 1 con y sin correlación entre los tres coeficientes aleatorios permite confirmar la existencia de correlación entre ellos.

En consecuencia, pese a incluir diversas características de los individuos como factores explicativos de su proceso de toma de decisiones, se constata que aún persiste cierta heterogeneidad inobservada en la conducta de los mismos, reflejada en el comportamiento aleatorio de los coeficientes de las variables renta y edad.

Si analizamos el valor del log-verosimilitud de los cuatro modelos logit mixtos recogidos en los cuadros 2 y 3, se observa que es mayor el del modelo 1 (cuadro 2), lo que denota la mayor capacidad explicativa de la especificación de coste de uso aquí propuesta.

El cuadro 5 recoge los efectos marginales derivados del modelo logit mixto 1, estimados como promedio para la muestra analizada. En síntesis, el comportamiento de las variables demográficas responde a grandes rasgos a los siguientes patrones:

La edad del sustentador principal es, conjuntamente con las variables relativas al coste de uso y la renta permanente, uno de los factores más influyentes en la toma de decisiones, mostrando un efecto positivo sobre las alternativas de propiedad urbana alta y rural, y un efecto negativo sobre el resto.

El resto de variables sociodemográficas no suponen características muy relevantes en la conducta de los hogares a la hora de decidir el tipo de tenencia. Un mayor nivel de estudios (secundarios o universitarios) genera principalmente un impacto positivo sobre la probabilidad de la propiedad en una zona urbana alta, provocando un impacto negativo sobre la propiedad en las zonas urbanas media-inferior o rurales. El hecho de ser mujer parece aumentar la probabilidad de optar por el régimen de alquiler y la propiedad en núcleos urbanos; mientras que el grupo de casados muestra sus preferencias respecto a la propiedad de una vivienda en área urbana. Al mismo tiempo, un mayor número de miembros del hogar da lugar a que los individuos se decanten más por las viviendas en propiedad ubicadas en zonas rurales o, en menor medida, en zonas urbanas altas.

También, en las comunidades con mayores niveles de precios de las viviendas, los individuos se inclinan más por el alquiler, y en menor medida por la propiedad en zonas rurales, desincentivándose la propiedad en las zonas urbanas (como era de esperar).

Sin duda, del modelo logit mixto 1 estimado debemos destacar en primer lugar que la renta permanente es la variable que resulta ser significativamente más determinante en la elección de tenencia. Aumentos en la renta permanente suponen incrementar la probabilidad de optar por la propiedad de una vivienda en las zonas urbanas y en menor medida de alquilar, provocando una disminución en la probabilidad de propiedad en las zonas rurales.

⁵ La matriz de Choleski Γ representa la factorización de la matriz de varianzas-covarianzas V asociada a los parámetros aleatorios del modelo, esto es, aquella matriz cuadrada triangular inferior del mismo orden que V tal que $\Gamma \cdot \Gamma' = V$. El factor de Choleski se emplea en el proceso de estimación para generar las replicaciones de los parámetros aleatorios (Train (2003), pg. 236) y es el estimado por Nlogit junto con las medias de los parámetros aleatorios y el resto de parámetros del modelo.

CUADRO 2: Estimación de los modelos logit multinomial y mixto (Modelo 1) de elección de tenencia-localización de la vivienda en España

Variables	Modelo 1 (Multinomial)		Modelo 1 (Mixto)	
	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t
Propiedad en zona Urbana Alta (PUA)				
Cte	-18.7195	-4.151	-25.848	-2.455
Nmiemb	0.0379	0.470	0.0021	0.013
Edad: Media	0.0963	2.406	0.5164	4.603
D.típica			0.1181	6.094
Edad2	-0.0003	-0.974	-0.0032	-3.411
Sexo	-0.1635	-0.565	1.0778	1.643
Estud2	1.4464	5.746	1.8870	4.034
Estud3	1.8948	6.458	0.4303	0.629
Ccaa1	-1.8390	-5.708	-7.4377	-7.162
Ccaa2	-1.3779	-6.455	-3.4712	-6.242
Casado	0.7285	2.411	1.8284	3.103
Ahorro	1.6382	4.553	2.4597	4.714
Y _p ⁺	0.8467	2.561	0.6665	0.897
Propiedad en zona urbana Med.-Inf. (PUMI)				
Cte	-4.4096	-1.481	-14.113	-1.435
Nmiemb	-0.0378	-0.716	-0.0599	-0.371
Edad	0.1061	4.391	0.4181	4.511
Edad2	-0.0008	-3.610	-0.0027	-3.505
Sexo	0.2396	1.397	1.5598	2.422
Estud2	-1.7294	-6.375	0.3285	0.761
Estud3	-0.9133	-6.408	-2.6130	-3.730
Ccaa1	-2.2279	-4.833	-7.2826	-7.290
Ccaa2	-1.5542	-4.470	-2.9016	-5.403
Casado	0.6207	3.550	1.8094	3.220
Ahorro	0.8041	5.783	2.2095	4.238
Y _p ⁺ : Media	0.1671	0.764	0.3508	0.498
D.típica			0.5027	6.342
Propiedad en zona Rural (PR)				
Cte	4.8218	1.405	-6.8546	-0.719
Nmiemb	0.0380	0.614	0.0265	0.170
Edad: Media	0.0917	3.052	0.5161	5.025
D.típica			0.1219	6.238
Edad2	-0.0007	-2.653	-0.0037	-4.306
Sexo	1.2472	5.288	2.7770	4.241
Estud2	-0.6730	-3.920	-0.4531	-1.104
Estud3	-1.4813	-5.949	-3.1030	-4.715
Ccaa1	-3.0523	-10.211	-8.5602	-8.480
Ccaa2	-0.2825	-1.792	-2.1497	-4.284
Casado	0.3225	1.493	1.4328	2.720
Ahorro	0.9624	5.891	2.3571	4.617
Y _p ⁺	-0.5688	-2.253	-0.4575	-0.678
Imcuso *	-0.0002	-3.566	-0.0009	-6.689
Ganan *	0.0005	2.242	0.0028	4.434
Tcfp *	0.0029	3.068	0.0147	6.106
		Log-verosim: -3702.696	Log-verosim: -3676.776	
		Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848	Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848	

⁺ La renta permanente Y_p se introduce en logaritmo.

* Se consideran divididos por 100.

CUADRO 3: Estimación de los modelos logit multinomiales mixtos con especificaciones alternativas del coste de uso del capital residencial

Variables	Modelo 2 (Precio)		Modelo 3 (C_{UP})		Modelo 4 (C_{UP}/Y_P)	
	Coeffic.	Estad.t	Coeffic.	Estad.t	Coeffic.	Estad.t
Propiedad en zona Urbana Alta (PUA)						
Cte	-34.276	-4.619	-37.515	-4.560	-40.053	-4.582
Nmiemb	0.0902	0.802	0.1277	1.028	0.1355	1.003
Edad: Media	0.2497	2.944	0.3070	3.178	0.3675	3.550
D.típica	0.0589	3.797	0.0719	4.140	0.0853	4.688
Edad2	-0.0014	-1.974	-0.0018	-2.249	-0.0022	-2.600
Sexo	0.3610	0.792	0.5162	1.039	0.7204	1.336
Estud2	1.7306	5.106	1.7735	4.870	1.8319	4.670
Estud3	1.5795	3.400	1.4971	2.958	1.3499	2.458
Ccaa1	-2.3546	-4.832	-2.5215	-4.593	-2.9757	-5.034
Ccaa2	-1.980	-5.525	-2.2288	-5.191	-2.5175	-5.491
Casado	1.2248	2.744	1.3736	2.842	1.5213	2.955
Ahorro	1.6382	4.553	1.8931	4.606	2.0722	4.698
Y_P^+	1.7642	3.525	1.8597	3.372	1.9539	3.304
Propiedad en zona urbana Media-Inferior (PUMI)						
Cte	-18.460	-2.916	-21.331	-2.919	-25.162	-3.176
Nmiemb	0.0155	0.163	0.0490	0.449	0.0594	0.483
Edad	0.2250	3.434	0.2701	3.576	0.3119	3.818
Edad2	-0.0015	-2.829	-0.0017	-2.954	-0.0020	-3.086
Sexo	0.7483	1.864	0.9119	2.015	1.1133	2.205
Estud2	0.1582	0.597	0.2048	0.681	0.2794	0.832
Estud3	-1.2829	-2.850	-1.4097	-2.735	-1.5808	-2.906
Ccaa1	-2.2279	-4.833	-2.4928	-4.766	-2.9600	-5.172
Ccaa2	-1.5542	-4.470	-1.7929	-4.270	-2.0827	-4.701
Casado	1.1747	3.148	1.3253	3.112	1.4843	3.206
Ahorro	1.3944	3.993	1.6323	4.061	1.8123	4.165
Y_P^+ : Media	1.0329	2.390	1.1348	2.280	1.3477	2.467
D.típica	0.2463	3.986	0.2962	4.298	0.3504	4.884
Propiedad en zona Rural (PR)						
Cte	-8.5403	-1.360	-12.264	-1.699	-16.424	-2.082
Nmiemb	0.0860	0.905	0.1186	1.082	0.1343	1.100
Edad: Media	0.2452	3.289	0.3029	3.537	0.3607	3.898
D.típica	0.0562	3.577	0.0726	4.119	0.0861	4.701
Edad2	-0.0017	-2.828	-0.0022	-3.090	-0.0026	-3.392
Sexo	1.8487	4.250	2.0765	4.199	2.2843	4.302
Estud2	-0.5251	-2.030	-0.4924	-1.679	-0.4357	-1.341
Estud3	-1.9155	-4.380	-2.0404	-4.175	-2.1879	-4.135
Ccaa1	-3.5289	-7.247	-3.8167	-6.775	-4.2558	-7.118
Ccaa2	-0.8540	-2.648	-1.0561	-2.819	-1.3362	-3.230
Casado	0.8365	2.295	0.9904	2.415	1.1449	2.573
Ahorro	1.5316	4.433	1.7607	4.427	1.9460	4.541
Y_P^+	0.1893	0.451	0.3303	0.685	0.5358	1.010
Precio ⁺	-0.7766	-3.349	—	—	—	—
C_{UP}^*	—	—	-0.0948	-2.822	—	—
C_{UP}/Y_P	—	—	—	—	-2.7624	-3.940
	Log-verosim: -3704.076		Log-verosim.: -3706.457		Log-verosim.: -3703.133	
	Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848		Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848		Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848	

⁺ Se considera en términos logarítmicos.

* Se introduce dividido por 100000.

CUADRO 4: Matrices de Choleski estimadas para los diferentes modelos de elección de tenencia-localización de vivienda en España (errores estándar entre paréntesis)

MODELO 1 (IMCUSO)			
	EDAD EN PUA	Y_P EN PUMI	EDAD EN PR
Edad en PUA	0.1181 (0.0193)		
Y_P en PUMI	0.1219 (0.0195)	0.0005 (0.0868)	
Edad en PR	0.5026 (0.0788)	0.0051 (0.2853)	0.00016 (0.2268)
MODELO 2 (PRECIO)			
	EDAD EN PUA	Y_P EN PUMI	EDAD EN PR
Edad en PUA	0.0589 (0.0155)		
Y_P en PUMI	-0.2463 (0.0620)	0.0033 (0.2590)	
Edad en PR	-0.0562 (0.0157)	-0.0009 (0.0825)	0.0005 (0.0743)
MODELO 3 (C_{UP})			
	EDAD EN PUA	Y_P EN PUMI	EDAD EN PR
Edad en PUA	0.0719 (0.0173)		
Y_P en PUMI	0.0727 (0.0176)	0.0006 (0.0792)	
Edad en PR	0.2959 (0.0692)	0.0029 (0.2587)	0.0133 (0.1466)
MODELO 4 (C_{UP}/Y_P)			
	EDAD EN PUA	Y_P EN PUMI	EDAD EN PR
Edad en PUA	0.0853 (0.0182)		
Y_P en PUMI	0.3504 (0.0717)	0.0007 (0.2685)	
Edad en PR	0.0861 (0.0183)	-0.0007 (0.0809)	0.00002 (0.0771)

Nota: La renta permanente (Y_p) se ha considerado en términos logarítmicos en todos los modelos.

CUADRO 5: Efectos marginales del modelo logit mixto 1 de tenencia-localización de vivienda

	Modelo 1 (Imcuso)			
	PUA	PUMI	PRural	Alquiler
Yp ⁺	0.3851	0.9131	-1.3328	0.0346
Nmiemb	0.0059	-0.0338	0.0262	0.0016
Edad	0.2802	-0.4264	0.7175	-0.5713
Edad2	-0.0732	0.2189	-0.3852	0.2395
Sexo	-0.0266	-0.0666	0.1343	-0.0410
Estud2	0.0317	-0.0020	-0.0268	-0.0028
Estud3	0.0646	-0.0527	-0.0193	0.0074
Ccaa1	-0.0169	-0.0371	-0.0218	0.0758
Ccaa2	-0.0152	-0.0397	0.0279	0.0270
Ahorro	0.0115	-0.0022	0.0100	-0.0192
Casado	0.0110	0.0443	-0.0219	-0.0335
Imcuso PUA	-0.2444	0.1682	0.0530	0.0231
Imcuso PUMI	0.1294	-0.4912	0.3026	0.0591
Imcuso PRural	0.0378	0.2883	-0.3533	0.0272
Alquiler	0.0207	0.0649	0.0272	-0.1129
Ganan PUA	0.1112	-0.0774	-0.0228	-0.0109
Ganan PUMI	-0.0623	0.2213	-0.1291	-0.0298
Ganan PRural	-0.0168	-0.1257	0.1545	-0.0120
TCFP PUA	0.1439	-0.1006	-0.0289	-0.0143
TCFP PUMI	-0.0801	0.2243	-0.1227	-0.0214
TCFP PRural	-0.0215	-0.1181	0.1515	-0.0118

Nota: Los efectos marginales han sido calculados como promedio sobre el total de la muestra.

⁺ Se considera en términos logarítmicos.

CUADRO 6: Efectos marginales de la renta y el coste de uso para los modelos logit mixtos alternativos de tenencia-localización de la vivienda estimados

	Modelo 2 (Precios)			
	PUA	PUMI	PRural	Alquiler
Yp ⁺	0.7756	1.2157	-1.4368	-0.5545
Precio PUA ⁺	-0.5723	0.4201	0.0902	0.0621
Precio PUMI ⁺	0.4135	-1.7624	1.0348	0.3141
Precio PRural ⁺	0.0883	1.0311	-1.2520	0.1326
Precio Alquiler ⁺	0.0592	0.3032	0.1271	-0.4896
	Modelo 3 (C_{UP})			
	PUA	PUMI	PRural	Alquiler
Yp ⁺	0.7682	1.1346	-1.3672	-0.5356
C _{UP} PUA *	-0.0256	0.0189	0.0040	0.0027
C _{UP} PUMI *	0.0145	-0.0584	0.0337	0.0101
C _{UP} PRural *	0.0030	0.0323	-0.0386	0.0033
C _{UA} Alquiler *	0.0025	0.0120	0.0037	-0.0182
	Modelo 4 (C_{UP}/Y_P)			
	PUA	PUMI	PRural	Alquiler
Yp ⁺	0.6833	1.1972	-1.3236	-0.5568
C _{UP} /Y _P PUA	-0.0258	0.0185	0.0050	0.0023
C _{UP} /Y _P PUMI	0.0142	-0.0804	0.0523	0.0139
C _{UP} /Y _P PRural	0.0037	0.0502	-0.0584	0.0045
C _{UA} /Y _P Alquiler	0.0022	0.0159	0.0048	-0.0230

Nota: Los efectos marginales han sido calculados como promedio sobre el total de la muestra

⁺ Se consideran en términos logarítmicos.

* Se consideran divididas por 100000.

En segundo lugar, las variables relativas al coste de uso en el modelo logit mixto 1 (Imcuso, TCFP y Ganan) presentan una elevada significatividad, por encima del 95% de confianza. El sentido de su impacto es el esperado, esto es, aumentos en Imcuso o disminuciones en Ganan o TCFP reducen la probabilidad de elección de la alternativa que varía, provocando un incremento en el resto de las probabilidades.

Si observamos en los cuadros 5 y 6 los efectos marginales generados por cada una de las cuatro especificaciones de coste de la vivienda analizadas, concluimos que tanto el modelo 1 como el 2 presentan los mayores valores, si bien, el modelo 2 no permite realizar evaluaciones de políticas fiscales de vivienda al no incorporar explícitamente el marco tributario vigente. En los modelos 3 y 4, el impacto de la definición “tradicional” de coste de uso [1] sobre la decisión de tenencia-localización analizada es prácticamente ínfimo.

5. Una valoración de la política fiscal de vivienda vigente en España en términos de su impacto sobre la conducta de los individuos

Realizaremos ahora un ejercicio de microsimulación en el que pretendemos evaluar, por deciles de renta permanente, la posible incidencia que se puede derivar de la actual regulación del I.R.P.F. en materia de vivienda habitual (ley 40/1998) sobre la conducta de los individuos manifestada en la elección efectuada entre las distintas alternativas de tenencia-localización de la vivienda que consideramos. Para ello analizaremos dos situaciones concretas: en primer lugar evaluaremos el efecto de eliminar la deducción por vivienda habitual actualmente vigente en el I.R.P.F. (esto es, $IRPF_p=0$ en [7]). Por otra parte, compararemos el marco legislativo en materia de vivienda habitual del I.R.P.F. actual con el inmediatamente anterior (ley 18/1991), con el fin de evaluar el impacto de la reforma del I.R.P.F. en vigor desde 1999.

Con este objetivo, hemos empleado el modelo de tenencia estimado bajo la especificación empírica propuesta para la variable coste de uso que figura en el cuadro 2 (modelo 1). Para el análisis de la reforma del I.R.P.F. (ley 18/1991 frente a la 40/1998), en cuanto a vivienda habitual se refiere, el efecto precio y renta que según López García (1999) se derivan de un cambio en el I.R.P.F., son simulados en este caso comparando el coste de uso del capital residencial en propiedad antes y después de la reforma, y, mediante una disminución del 2.6% en la renta permanente de 1999 (de acuerdo con los valores promedio estimados en Castañer y otros (1999) y (2000)), respectivamente.

La componente $IRPF_p$ que aparece en [7] la calcularemos para la situación previa a la reforma del I.R.P.F. en vigor para el ejercicio 1999, como se deriva a partir de la ley 18/1991, es decir (véase Barrios (2001):

$$IRPF_p = [\tau [(a - \tau_{IBI})k - \tau_{HIP} r i_{HIP} (1 + \tau_{ITP})] - t_d C_a (1 + \tau_{ITP})] p_v \quad [13]$$

donde τ es el tipo marginal del I.R.P.F. que afecta al individuo, $\tau_{ITP} = t_{ITP} + t_{IAJD} + c_{HIP}$, siendo t_{ITP} el tipo del IVA o del impuesto de transmisiones patrimoniales (ITP) según sea la vivienda nueva o usada, t_{IAJD} el tipo del impuesto de actos jurídicos documentados (IAJD), y, c_{HIP} el coste de formalización de la hipoteca en proporción al precio nominal de la vivienda p_v ,

$$\tau_{HIP} = \begin{cases} 1, & \text{si } r i_{HIP} p_f \leq 800000 \text{ en declaración IRPF individual} \\ 1, & \text{si } r i_{HIP} p_f \leq 1000000 \text{ en declaración IRPF conjunta} \\ \frac{800000}{r i_{HIP} p_f}, & \text{si } r i_{HIP} p_f > 800000 \text{ en declaración IRPF individual} \\ \frac{1000000}{r i_{HIP} p_f}, & \text{si } r i_{HIP} p_f > 1000000 \text{ en declaración IRPF conjunta} \end{cases}$$

es un parámetro que captura la limitación a la reducción por intereses pagados en préstamos hipotecarios en la base imponible, a es el tipo de rendimiento imputado a la vivienda en proporción a su valor catastral k , C_a y r representan el capital amortizado en el período por el préstamo hipotecario (a lo que cabría añadir la cuantía del pago no financiada con préstamo hipotecario si nos situamos en el período de adquisición de la vivienda) y la cuantía de este, respectivamente, ambos en porcentaje del precio final de la vivienda, p_f , siendo $p_f = (1 + \tau_{ITP}) p_v$, con p_v el precio nominal de

la vivienda; i_{HIP} es el tipo de interés al que se financia el préstamo hipotecario, y t_a el tipo de deducción en la cuota reconocido al capital amortizado en el período. Además, debemos tener en cuenta que la suma de las deducciones en la cuota por inversiones privadas, entre ellas la de inversión por vivienda habitual, y donaciones debe estar sometida al límite del 30% de la base liquidable. Aquí obviaremos el resto de estas deducciones, puesto que la deducción por vivienda habitual es, con diferencia, la que tiene históricamente un peso mayoritario. En consecuencia, se debe verificar que:

$$C_{apf} \leq 0,3 \cdot (\text{Base Liquidable})$$

En el cuadro 7 figuran los resultados de las dos simulaciones por deciles de renta permanente. En este cuadro se muestran las diferencias que experimentan los porcentajes medios de individuos que seleccionan cada una de las alternativas ante los respectivos cambios fiscales (supresión de la parte del impuesto de la renta que se deriva de la posesión de la vivienda habitual y reforma del I.R.P.F. a partir de 1999). Para llevar a cabo este ejercicio de simulación hemos empleado el software Nlogit 3.0, calculándose el porcentaje medio de individuos para cada alternativa como:

$$\text{Porcentaje (alternativa } j) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{P}_{ij} ,$$

donde N es el número total de individuos, $j=1,..,J$ representa las distintas alternativas de tenencia y \hat{P}_{ij} es la probabilidad de elección de cada alternativa estimada para los distintos individuos de la muestra.

Según se puede observar en la primera parte del cuadro 7, se estima que la deducción vigente en el I.R.P.F. por vivienda habitual en propiedad provoca un aumento de aproximadamente un 5.5% en la tasa de vivienda en propiedad, con una mayor incidencia sobre la vivienda en propiedad situada en zonas urbanas, la cual aumenta en un 4.6%. Por deciles de renta, la incidencia sobre la tasa de vivienda en propiedad en zona urbana alta se incrementa claramente con el nivel de ingresos. Todo lo contrario ocurre con la propiedad en zona urbana media-inferior, la cual experimenta las mayores variaciones en los niveles más bajos de renta. En las zonas rurales, la actual legislación del I.R.P.F. en materia de vivienda en propiedad incide en mayor medida sobre los niveles intermedios de renta.

En resumen, la supresión del actual tratamiento fiscal favorable que reciben los propietarios de su vivienda daría lugar a una disminución de la tasa de vivienda en propiedad en torno al 5.5%, principalmente, principalmente en las zonas urbanas, fomentándose en los mismos términos la opción de alquiler. Si tenemos en cuenta que el monto total de la deducción por vivienda habitual en propiedad durante el ejercicio 1999 ascendió a 588817 millones de ptas. (3.538.865 miles de €) (Fuente: Memoria de la Administración Tributaria 2000, Ministerio de Hacienda), estaríamos hablando de un coste para el estado en torno a 107272 millones de ptas. (644.719.440 €) por cada 1% de incremento en la tasa de vivienda en propiedad.

En la segunda parte del cuadro 7 se detallan los efectos estimados para la reforma del I.R.P.F. que entró en vigor con la ley 40/1998. Según se desprende de los resultados obtenidos, el efecto de esta reforma del I.R.P.F. sobre la elección de tenencia parece ser escaso, estimándose en todo caso que aumenta la tasa de viviendas en alquiler en torno en un 0.74%. Sin embargo el efecto sobre la propiedad es ambiguo. Por una parte, disminuye en 1.76% el porcentaje de viviendas en propiedad en zona urbana alta, lo cual es compensado por un aumento conjunto en el porcentaje correspondiente a zonas urbanas medias-inferiores y rurales de 1.02%. Si atendemos a los efectos derivados por deciles de renta, debemos fijar la atención en que la reforma del I.R.P.F. en 1999 fomenta la vivienda en propiedad sólo para los dos primeros deciles de rentas más bajas. A partir de aquí se ha promovido muy ligeramente el alquiler de la vivienda de manera creciente con la renta, a la vez que se ha desincentivado la propiedad en zonas urbanas altas de manera manifiestamente creciente con la renta. En un área urbana media-inferior sólo se ha fomentado la vivienda en propiedad a partir del séptimo decil (y el primero), mostrando en los demás deciles una ligera tendencia a disminuir. En las zonas rurales se constata la tendencia a aumentar la vivienda en propiedad de manera regular y ligera por deciles de renta en unos niveles de un 0.75%. Onrubia y Sanz (1999) o López García (1999) llegan a conclusiones similares en cuanto al efecto por tramos

de renta sobre el ahorro fiscal en vivienda en el primer caso, y sobre el coste de uso de la misma en el segundo (con las connotaciones evidentes en términos de elección de tenencia y demanda de vivienda habitual) de la reforma del I.R.P.F. vigente a partir de 1999.

CUADRO 7: Impacto estimado de la política fiscal de vivienda vigente en España en términos de elección de tenencia-localización de la vivienda (diferencia en el porcentaje medio de individuos que se decanta por cada alternativa)

Efecto de eliminar la actual desgravación en el IRPF por vivienda habitual en propiedad					
Renta	Alternativas	Propiedad UA	Propiedad UMI	Propiedad Rural	Alquiler
Deciles de renta:					
1:	273.710-1.209.900 Pts.	-0.407	-4.509	-0.768	5.685
2:	1.209.901-1.523.600 Pts.	-0.411	-4.662	-0.505	5.579
3:	1.523.601-1.799.600 Pts.	-0.576	-3.936	-0.801	5.312
4:	1.799.601-2.051.300 Pts.	-0.709	-3.374	-1.334	5.418
5:	2.051.301-2.357.700 Pts.	-1.067	-3.098	-1.264	5.430
6:	2.357.701-2.649.200 Pts.	-1.506	-2.916	-1.202	5.624
7:	2.649.201-2.977.700 Pts.	-2.390	-2.130	-0.945	5.464
8:	2.977.700-3.340.200 Pts.	-2.825	-1.813	-0.862	5.500
9:	3.340.201-3.856.900 Pts.	-3.745	-1.027	-0.730	5.501
10:	3.856.901-6.271.500 Pts.	-5.801	0.475	-0.053	5.378
Efecto total:		-1.944	-2.699	-0.846	5.489
Efectos de la reforma del IRPF en materia de vivienda habitual (Ley 40/1998)					
Renta	Alternativas	Propiedad UA	Propiedad UMI	Propiedad Rural	Alquiler
Deciles de renta:					
1:	273.710-1.209.900 Pts.	-0.295	0.515	0.701	-0.923
2:	1.209.901-1.523.600 Pts.	-0.357	-0.311	0.727	-0.059
3:	1.523.601-1.799.600 Pts.	-0.559	-0.708	0.768	0.499
4:	1.799.601-2.051.300 Pts.	-0.711	-0.585	0.622	0.673
5:	2.051.301-2.357.700 Pts.	-1.005	-0.404	0.626	0.784
6:	2.357.701-2.649.200 Pts.	-1.378	-0.19	0.581	0.986
7:	2.649.201-2.977.700 Pts.	-2.163	0.365	0.786	1.012
8:	2.977.700-3.340.200 Pts.	-2.496	0.491	0.802	1.203
9:	3.340.201-3.856.900 Pts.	-3.186	0.917	0.899	1.37
10:	3.856.901-6.271.500 Pts.	-5.488	2.671	0.984	1.834
Efecto total:		-1.764	0.276	0.750	0.738

6. Conclusiones

En este trabajo hemos estudiado el proceso de toma de decisiones de los españoles durante el año 1999 en materia de tenencia y localización de la vivienda habitual, siendo establecidas las alternativas de elección en función al régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y al tipo de urbanización en el que se encuentra ubicada la vivienda en caso de ser en propiedad (urbana alta, urbana media-inferior y rural). El modelo de elección discreta considerado ha sido un modelo logit mixto con parámetros aleatorios en variables relativas a la renta permanente de los hogares y a la edad del cabeza de familia, el cual permite abordar situaciones en las que las alternativas de elección presentan correlación y/o heteroscedasticidad, además de reflejar cierta heterogeneidad no observada en el comportamiento de los individuos al admitir que determinados coeficientes, en nuestro caso de las variables renta y edad, puedan variar aleatoriamente sobre los individuos en vez de ser fijos como en el caso multinomial.

Previamente, se ha estimado una medida de la renta permanente de los hogares, así como un índice de precios hedónicos por comunidades autónomas para cada una de las alternativas, así

como una especificación novedosa del coste de uso del capital residencial que incorpora explícitamente una medida de la cuña fiscal existente actualmente en España a favor de la vivienda en propiedad.

Los resultados obtenidos justifican el uso de un modelo logit mixto, el cual presenta varianzas significativas para los distintos parámetros aleatorios considerados, lo que pone de manifiesto que el peso de la variable renta y edad en el modelo de elección de tenencia y localización propuesto no es percibido de la misma manera por todos los individuos.

Además, se evidencia que precisamente la medida de renta permanente y el indicador de coste de uso del capital residencial propuestos resultan ser los factores más relevantes a la hora de explicar la conducta de los hogares en la toma de decisiones sobre tenencia-localización de la vivienda habitual, al contrario que ocurre con la especificación “tradicional” del coste de uso de la vivienda.

El modelo logit mixto desarrollado nos facilitará finalmente realizar un ejercicio de microsimulación por deciles de renta con el objetivo de evaluar la política fiscal vigente en España en materia de vivienda habitual, fundamentalmente en lo que a I.R.P.F. se refiere.

De los resultados obtenidos concluimos en primer lugar que la deducción por vivienda habitual en propiedad incluida en la regulación vigente del I.R.P.F. contribuye (frente a su simple eliminación) a un incremento en la tasa de vivienda en propiedad en torno a un 5.5%, en su mayoría en entornos urbanos (4.6%). Por otra parte, comparamos el efecto de la reforma del I.R.P.F. en vigor a partir del ejercicio 1999 (ley 40/1998) con la situación fiscal inmediatamente anterior (ley 18/1991), deduciéndose que su efecto sobre la elección de tenencia de la vivienda habitual parece ser escaso, estimándose que provoca un ligero aumento en la tasa de viviendas en alquiler en torno a un 0.74%, en detrimento de la vivienda en propiedad. La reforma en el I.R.P.F. analizada provoca simultáneamente un efecto de deslocalización de la vivienda habitual, creciente por deciles de renta, consistente en que, de forma global, alrededor de un 1% sobre el total de hogares que disfrutaran de una vivienda habitual en propiedad situada en una zona urbana alta, opten tras la reforma por situar su residencia, también en propiedad, en un área urbana media-inferior o en zonas rurales.

Apéndice A1. Estimación de la renta permanente

Para la obtención de la renta permanente (Y_P) se han considerado 5259 hogares de la muestra entre propietarios e inquilinos para los cuales no existen observaciones perdidas en ninguna de las variables incluidas, estimándose la renta permanente (en logaritmo) mediante la ecuación de regresión obtenida con el logaritmo de la renta corriente (Y_C) como variable dependiente y diferentes características socioeconómicas del hogar como variables explicativas. La medida de renta corriente utilizada es la renta disponible del hogar en términos nominales reportada por la ECPF.

En el cuadro A1.1 recogemos los resultados obtenidos junto con los t-ratios robustos a heterocedasticidad (contraste de White). Cabe destacar el alto valor del R^2 ajustado y el correcto signo y significatividad de las distintas variables incluidas.

Apéndice A2. Índice de precios hedónicos por comunidades autónomas

Dada la ausencia de información muestral en la ECPF sobre la variable precio para las distintas alternativas consideradas, hemos optado por estimar índices de precios de vivienda por comunidades autónomas, como aproximación a la valoración subjetiva que realizan los individuos sobre cada régimen de tenencia de la vivienda. Para ello, estimamos en primer lugar un precio compra y alquiler de las viviendas en cada comunidad autónoma mediante dos regresiones lineales una vez separada la muestra de hogares entre propietarios e inquilinos.

Para llevar a cabo la estimación de la regresión se han considerado como variable dependiente, el alquiler anual imputado por el propietario a su vivienda (para la submuestra de propietarios) y el alquiler anual desembolsado por el inquilino (para la submuestra de inquilinos). Ambas variables son proporcionadas por la ECPF y se incluyen en términos nominales.

CUADRO A1.1: Renta permanente (LnYp)

Variables	Coefficiente	Estad. t	Media
Cte	13.002	91.940	
Edad	0.022	7.594	53.819
Edad2	-0.0001	-7.083	3107.530
Estud2	0.116	8.400	0.301
Estud3	0.312	18.448	0.175
Ahorro	0.126	10.882	0.372
Contrati	0.181	12.344	0.780
Mutpub	0.101	5.422	0.068
Mutpriv	0.109	5.620	0.077
Cualific	0.146	9.303	0.819
Nmieocup	0.260	33.332	1.116
Fteadcap	0.112	4.828	0.502
Vivsecun	0.130	8.296	0.143
Fteing1	0.164	1.401	0.607
Fteing2	0.117	1.002	0.387
Fteing3	0.502	3.117	0.002
Finalmes	0.226	19.386	0.461
Nº observaciones: 5259		R² Ajustado: 0.561	
F: 421.65 (Nivel signif.: 0.000)		Durbin-Watson: 1.779	

Nota: las variables que figuran en la regresión son las siguientes:

LnYp: Renta permanente en logaritmo neperiano. ($\ln Y_C = \ln Y_P + \ln Y_T$)

Cte: Constante o intercepto.

Edad,Edad2: Edad y edad al cuadrado del sustentador principal.

Nmieocup: Número de miembros ocupados en el último trimestre.

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

Estud2 : Sustentador principal con estudios secundarios.

Estud3: Estudios superiores o universitarios.

Ahorro: Capacidad de ahorrar al final de mes

Contrati: Contrato indefinido

Cualific: Indica si posee cualificación según la Clasificación Nacional de Ocupaciones (CNO94). El valor 0 se corresponde con el Grupo 9: Trabajadores no cualificados.

Mutpub: Cobertura sanitaria bajo una mutualidad pública.

Mutpriv: Cobertura sanitaria bajo una mutualidades privada.

Vivsecun: Poseer vivienda(s) secundaria(s)

Fteadcap: Si además de la fuente principal de ingresos, recibe rentas de la propiedad y capital

Fteing1: Principal fuente de ingresos derivada de trabajo por cuenta propia o ajena

Fteing2: Principal fuente de ingresos derivada de pensiones, subsidios y prestaciones

Fteing3: Principal fuente de ingresos derivada de rentas de la propiedad y capital

Finalmes: Facilidad para llegar a final de mes.

Como variables explicativas del precio se han utilizado aquellas que reflejan las características de la vivienda, del edificio donde está ubicada, así como del entorno, como es el caso de la densidad de población o el tipo de urbanización de la zona.

En función a dichas variables independientes se han realizado dos regresiones separadas, cada una con la muestra de hogares correspondientes.

$$P_{pi} = x_{pi}\beta_p + \mu_{pi} \quad i=1.2....n_p \text{ (propietarios)}$$

$$P_{aj} = x_{aj}\beta_a + \mu_{aj} \quad j=1.2.... n_a \text{ (inquilinos)}$$

donde P_{pi} y P_{aj} son respectivamente, el alquiler anual imputado por el propietario (en logaritmo) y el alquiler anual (en logaritmo) que paga el hogar j por su vivienda; x_{pi} y x_{aj} son los vectores de características de la vivienda y de su entorno del hogar i y j ; β_p y β_a son los vectores de parámetros desconocidos; mientras que μ_{pi} y μ_{ai} representan perturbaciones aleatorias.

Los precios de compra y alquiler se han considerado en logaritmos al comprobarse, dada las características peculiares de este bien, que en los análisis sobre precios de vivienda dicha transformación resulta ser la más usual dadas las ventajas que presenta sobre la forma lineal (Malpezzi (2003)).

Una vez estimadas las regresiones hedónicas para cada comunidad autónoma, definimos en la misma línea que los trabajos desarrollados por Goodman y Kawai (1982), Ermisch (1996), Rapaport (1997), Rouwendal y Meijer (2001) o Goodman (2002), una vivienda estándar en función a los valores medios que las distintas características presentan para el total de la muestra, y calculamos para dicha vivienda estándar, los índices de precios para cada una de las alternativas en las distintas comunidades autónomas, con la ayuda de los precios implícitos estimados para cada característica en las regresiones hedónicas. Para la alternativa de alquiler se ha calculado como índice de precios el correspondiente a una zona urbana media-inferior. El cuadro A2.1 reporta los índices de precios hedónicos por comunidades autónomas construidos.

Para el cálculo de los índices de precios, hemos procedido a la agrupación de determinadas comunidades autónomas atendiendo a un criterio de cercanía territorial, debido al tamaño inadecuado de la muestra en dichas comunidades. Adviértase que en algunas comunidades coinciden los índices establecidos para los diferentes tipos de urbanización debido a que no resultaban significativas las variables relativas al tipo de urbanización de la zona.

Es importante subrayar que los índices de precios calculados no se corresponden con precios (alquileres) de mercado sino que representan precios hedónicos establecidos en función de las características de las viviendas e indicadores de la valoración subjetiva que realizan los individuos de estas. Los resultados de las regresiones hedónicas realizadas para cada región podrán ser facilitados bajo petición.

CUADRO A2.1: Índices de precios hedónicos

C. Autónoma	Propiedad			Alquiler
	Urb. Alta	Urb. Med.-Inf.	Rural	
Andalucía	13.447	13.095	13.216	12.552
Aragón / Rioja / Navarra	13.505	13.179	13.042	12.675
Asturias	13.392	13.107	13.256	12.092
Baleares	13.256	13.256	13.256	12.850
Canarias	14.177	13.420	13.380	12.355
Cantabria	13.673	13.355	13.264	13.259
Castilla y León	13.248	13.097	13.003	12.401
C. La Mancha / Extremadura	13.415	13.058	12.836	11.968
Cataluña	13.442	13.369	13.290	13.181
C. Valenciana / Murcia	13.265	12.973	12.962	12.380
Galicia	12.936	13.155	12.936	13.041
Madrid	13.776	13.573	13.776	13.382
País Vasco	13.219	13.219	13.219	13.647

- Vivienda estándar.

Atendiendo a los valores medios que las distintas características de las viviendas presentan en la totalidad de la muestra, la vivienda estándar se define como una vivienda colectiva con treinta años de antigüedad, una superficie de noventa y cinco metros cuadrados útiles, sin calefacción y

que dispone de cinco habitaciones, ubicada en una zona densamente poblada. Los valores que se corresponden con esta definición al igual que los estadísticos descriptivos son los que figuran en el cuadro A2.2.

CUADRO A2.2: Características de la vivienda estándar

	Estadísticos descriptivos:	
	Media	Desviación típica
Tedif = 0	0.34	0.48
Antiguo = 30 años	30	34.19
Antiguo2 = 900	2073.85	43361.20
Nhab = 5	5.13	1.32
Nhab2 = 25	28.11	17.72
M2 = 95	95.96	39.35
UA = 0,1	0.083	0.28
UMI =0,1	0.67	0.47
Rural = 0,1	0.24	0.43
Caprov= 0	0.41	0.49
Dens1 = 1	0.51	0.50
Dens2 = 0	0.18	0.38
Dens3 = 0	0.32	0.47
Calefac = 0	0.43	0.50

Nota: las variables consideradas en las regresiones de precios hedónicos son:

Tedif: Tipo de edificio. Valor: 1= Edificio de una sola vivienda (unifamiliar); 0= Edificio de dos o más viviendas (colectiva).

Antiguo: Número de años de la vivienda.

Antiguo2: Número de años de la vivienda al cuadrado.

Nhab: Número total de habitaciones incluidos trasteros, sótanos y desvanes.

Nhab2: Variable "Nhab" al cuadrado.

M2: Metros cuadrados totales útiles de la vivienda.

Calefac: Calefacción en la vivienda.(0=No dispone; 1=Si dispone).

Dens: Variable que recoge la densidad de población de la zona y que viene expresada con tres variables dummies:

Dens1: Zona densamente poblada, es aquél conjunto de municipios contiguos que poseen todos una densidad de más de 500 habitantes por kilómetro cuadrado y cuya población conjunta es superior a 50.000 habitantes.

Dens2: Zona intermedia, es aquél conjunto de municipios contiguos, que no perteneciendo a una zona densamente poblada, cada uno de ellos tienen una densidad de más de 100 habitantes por kilómetro cuadrado y, o bien, la densidad del conjunto es de más de 50.000 habitantes, o bien, están situados al lado de una zona densamente poblada, independientemente del número de habitantes del conjunto.

Dens3: Zona diseminada (los que no constituyen dens1 ni dens2).

Zona de residencia: Recoge el tipo de urbanización en el que se encuentra ubicada la vivienda apreciada por el entrevistador de la ECPF. Se incluye a través de las dummies:

UA: Zona catalogada como urbana alta. Pertenecen a ella las viviendas localizadas en municipios grandes (generalmente con más de 10.000 habitantes), dentro de barrios residenciales de clase media-alta con urbanización cuidada y viviendas confortables. Con comercio escaso o buen comercio.

UMI: Zona urbana media – inferior. Constituida por barrios populares habitados por trabajadores medios con viviendas en general de construcción antigua con comercio popular, o zonas deprimidas, de escasa urbanización con edificaciones baratas habitadas, en su mayoría, por obreros sin cualificar.

Rural: Zona rural. Formada por los hogares ubicados en municipios pequeños (generalmente con menos de 10.000 habitantes) o en zonas sin urbanizar.

Caprov: Variable dummy que recoge los municipios que son capital de provincia.

Apéndice A3. Evaluación empírica del coste de uso del capital residencial en propiedad

Para la evaluación empírica tanto de la expresión del coste de uso de la vivienda en propiedad [1], como para los distintos componentes del mismo especificados a partir de [7] (Imcuso, Ganan, TCFP), en cada una de las localizaciones consideradas (urbana alta, urbana media-inferior, y rural), se han realizado los siguientes supuestos:

- 1) A partir del alquiler anual imputado para una vivienda estándar en una localización dada, obtenido mediante una retransformación (antilogaritmo) de los índices de precios hedónicos por comunidades autónomas construidos⁶, aplicamos una tasa de capitalización del 5% para obtener p_v el precio de la vivienda estándar (al productor) en dicha localización correspondiente a la comunidad autónoma donde reside el hogar. Esta tasa de capitalización se adopta después de comparar para 1999 los datos de precio de compra medio para vivienda nueva en las capitales de provincia (Fuente: Sociedad de Tasación) y los datos de alquiler medio por provincias (Fuente: Rodríguez de Acuña y Asoc.). El precio final (p_f) de la vivienda (al adquiriente) se obtiene como $p_f = (1 + \tau_{ITP})p_v$, donde $\tau_{ITP} = \tau_{ITP} + \tau_{IAJD} + c_{HIP}$, siendo τ_{ITP} el tipo del I.V.A. o del impuesto de transmisiones patrimoniales (I.T.P.) según sea la vivienda nueva o usada, τ_{IAJD} el tipo del impuesto de actos jurídicos documentados (I.A.J.D.), y, c_{HIP} el coste de formalización de la hipoteca en proporción al precio de la vivienda. El valor del tipo que grava la transmisión de la vivienda τ_{ITP} se toma como un 7.3% del precio de la vivienda (la base es el tipo del I.T.P. 6%, un 0.5% del I.A.J.D., y un 0.8% = 1% · 80% de coste de formalización de la hipoteca, suponiendo que se ha tomado en préstamos hipotecario un 80% del precio de la vivienda).
- 2) El dato referente a la renta anual disponible del hogar aportada por la ECPF se transforma en renta anual bruta haciendo uso de los tipos efectivos por tramos de renta declarada resultantes del I.R.P.F. vigente en 1999. A partir de aquí, obtenemos el tipo marginal del I.R.P.F. τ que afecta al individuo, atendiendo a los tipos medios del I.R.P.F. por tramos de renta declarada para 1999 (Fuente: Memoria de la Administración Tributaria. Ministerio de Hacienda. 2000).
- 3) El coste de oportunidad de los fondos propios invertidos en la adquisición de la vivienda (CFP) vendrá dado, después de impuestos, por:

$$CFP = (1 - \tau)i_o(1 - r)p_f$$

donde $i_o = 4.73\%$ representa el tipo de interés al que renta el mejor activo alternativo a la vivienda con el mismo nivel de riesgo y que suponemos coincide con el tipo de interés para 1999 de los Bonos del Estado a 10 años (Fuente: Boletín estadístico del Banco de España. Serie rendimientos de la deuda pública a largo plazo); y se toma la proporción del precio final de la vivienda que se financia en el mercado hipotecario, $r = 0.8$, en consonancia, entre otros, con Onrubia y Sanz (1999), y, Taltavull (2000).

- 4) El tipo de interés hipotecario se supone $i_{HIP} = 4.72\%$, en virtud del dato para 1999 de la serie anual del tipo medio del conjunto de entidades de crédito para préstamos hipotecarios a más de tres años para adquisición de vivienda libre (Fuente: Boletín estadístico del Banco de España). El pago anual por intereses vendrá dado aproximadamente, al menos en los primeros años de concesión de un préstamo a 20 años con interés variable y amortizable por cuotas fijas siguiendo el método francés, por: $HIP = i_{HIP} p_f$.
- 5) La depreciación (DEP) y el mantenimiento (MAN) los supondremos porcentajes δ y m del valor de mercado de la vivienda: $DEP + MAN = (\delta + m)p_v$. Las tasas de depreciación y mantenimiento se estima que suman un 3%. En la literatura esta suma se suele mover entre un 2% y un 4% (Rosen (1979), Rosen y Rosen (1980), Green y Vandell (1999), López García (1999) y (2001)).
- 6) Los impuestos locales sobre la propiedad los reduciremos al impuesto de bienes inmuebles (IBI), el cual se establece como un porcentaje τ_{IBI} del valor catastral. El valor catastral se formaliza como un porcentaje (k) del valor de mercado de la vivienda: $IBI = \tau_{IBI} k p_v$. El tipo del IBI (τ_{IBI}) a aplicar se adopta como el tipo de IBI urbano medio en la comunidad autónoma donde reside el individuo (Fuente: Imposición Local (Tipos de Gravamen, Índices y Coefi-

⁶ En el cálculo del alquiler anual no se comete el sesgo de retransformación al incluirse el factor de corrección que considera la media del antilogaritmo de los residuos (véase Duan (1983)).

cientes). Dirección General de Coordinación con las Haciendas Territoriales. Ministerio de Economía y Hacienda). Además, la base del IBI, el valor catastral, se estima como una proporción $k=0,28$ del valor de la vivienda, similar a las aplicadas en González-Páramo y Onrubia (1992) o López García (1999) y (2001).

- 7) Para el cálculo del componente de IRPF_P para el año 1999 a través de la expresión [8] bajo la ley 40/1998 vigente, suponemos el caso de que el endeudamiento hipotecario supera el 50% del valor de adquisición de la vivienda y que se trata del primer o segundo año después de la compra, situación sobre la que se aplica el tipo de descuento aumentado sobre las primeras 750000 ptas., y $t_d=15\%$. El capital amortizado en el período se adopta como una fracción $C_a=2\%$ del precio final de la vivienda, lo cual se corresponde, en término medio, con la cantidad amortizada los primeros años por el método francés, tras la solicitud de un préstamo hipotecario de duración media (20 años).
- 8) Para la evaluación de la expresión [13] de IRPF_P bajo la ley 18/1991, el tipo de deducción del capital amortizado por la vivienda en el período es el fijado legalmente en $t_d=15\%$. Además el rendimiento implícito de la vivienda en propiedad lo tomamos, como norma general, $a=2\%$ del valor catastral. El tipo marginal que afecta al individuo es el tipo medio del IRPF por tramos de renta declarada para 1998 (Fuente: Memoria de la Administración Tributaria. Ministerio de Hacienda. 1999). Este tipo marginal es el empleado también para cuantificar la variable TCFP bajo la ley 18/1991.
- 9) El componente de ganancias esperadas del capital que aparece tanto en [1] como en [7] (e incluida esta última en la variable denominada Ganan en el modelo 1), constituye quizás el de más difícil evaluación en la práctica. Teniendo en cuenta que en España tributan en el IRPF a la hora de la venta de la vivienda, aplicándose coeficientes reductores en función del tiempo de permanencia en el patrimonio del declarante, y estando exentas si transcurren más de diez años desde la adquisición, probamos con tres especificaciones alternativas: el de ganancias efectivas o “ex post” (suponemos que los individuos prevén perfectamente las ganancias de capital realizadas en 1999), el de ganancias adaptativas “miopes” (suponemos que los individuos prevén que las ganancias de capital realizadas en 1999 coincidirán con las del año anterior), y ganancias adaptativas “simples” (coincide con la media de las ganancias realizadas en los tres años anteriores).

En el caso de la definición de coste de uso “tradicional”, debemos tener en cuenta que la escalada de precios de la vivienda que comienza a experimentarse de manera generalizada en todo el territorio nacional a partir de 1998 provoca que si utilizamos una medida de las expectativas de ganancias de capital efectivas o adaptativas “miopes” se genere un indicador del coste de uso en propiedad que toma valores negativos para gran parte de la muestra, reduciendo esta situación en una baja significatividad para las estimaciones de esta variable y un menor valor de log-verosimilitud del modelo. Para el caso de ganancias adaptativas “simples” se estiman dos modelos (modelos 3 y 4) donde tanto el coeficiente del coste de uso tradicional (C_{UP}) como éste “deflactado” por la renta permanente resultan significativamente distintos de cero a un 95% de confianza (cuadro 3). De esta forma, para estos dos modelos en los que se incluye como variable explicativa el coste de uso “tradicional” dado por [1], determinaremos la componente relativa a ganancias de capital como:

$$\Delta PV^c = q_m \cdot p_v$$

donde q_m representa la media de las tasa de incremento en los precios de la vivienda durante los tres años anteriores a 1999 (1996, 1997 y 1998) para la comunidad autónoma donde reside el hogar (estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada por comunidades autónomas. Fuente: Ministerio de Fomento), y p_v el precio estimado para la vivienda estándar en cada una de las alternativas de localización consideradas.

Para la nueva especificación del coste de uso propuesta a partir de [7], la situación anterior mejora al separarse el componente de ganancias de capital (Ganan) del resto de determinantes del coste de uso (Imcuso, TCFP). El modelo que incluimos en el trabajo (cuadro 2), que es el que presenta mayor valor de log-verosimilitud y significatividad para estas variables, es aquel en el que se definen las expectativas de ganancias de capital como perfectas o “ex post”, esto es, vienen determinadas por:

$$\text{Ganan} = \Delta PV^e = q_e \cdot p_v$$

donde q_e representa la tasa de incremento en los precios de la vivienda durante 1999 para la comunidad autónoma donde reside el hogar (estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada por comunidades autónomas. Fuente: Ministerio de Fomento), y p_v el precio estimado para la vivienda estándar en cada una de las localizaciones consideradas.

Referencias

- Aaron, H. (1972), *Shelters and Subsidies*, Brooking Institution, Washington, DC.
- Barrios, J. A. (2001), "El coste de uso del capital residencial en propiedad: Revisión teórica y reciente evolución en España", en Calero F. et al (Coord.), *Economía y Finanzas 2001*, Dir. Gral. de Universidades e Investigación del Gobierno de Canarias, pp. 93-112.
- Barrios J. A. y Rodríguez, J. E. (2004), "Un modelo logit multinomial mixto de tenencia de vivienda en España", de próxima publicación en *Revista de Economía Aplicada*.
- Börsch-Supan, A. (1986), "Household formation, housing prices and public policy impacts", *Journal of Public Economics*, 30, pp. 145-164.
- Börsch-Supan, A., Heiss, F. y Seko, M. (2001), "Housing demand in Germany and Japan", *Journal of Housing Economics*, 10 (3), pp. 229-252.
- Castañer, J. M., Onrubia, J. y Paredes, R. (1999), "Análisis de los efectos recaudatorios y redistributivos de la reforma del I.R.P.F. por comunidades autónomas", *Hacienda Pública Española*, 150, pp. 79-108.
- Castañer, J. M., Onrubia, J. y Paredes, R. (2000), "Efectos de la reforma del I.R.P.F. sobre la renta disponible, su distribución y sobre el bienestar social", *Economistas*, 84, pp. 183-198.
- Chinloy, P. (1991), "Risk and the user cost of housing services", *AREUEA Journal*, 19 (4), pp. 516-531.
- Colom, M. C., Martínez, R., y Molés, M. C. (2002), "Un análisis de las decisiones de formación de hogar, tenencia y demanda de servicios de viviendas de los jóvenes españoles", *Moneda y Crédito*, 215, pp.199-223.
- Duan, N., (1983), "Smearing estimate: a nonparametric retransformation method", *Journal of the American Statistical Association*, 78, pp. 605-610.
- Duce Tello, R. M. (1995), "Un modelo de elección de tenencia de vivienda para España", *Moneda y Crédito*, 201, pp. 127-152.
- Ermisch, J. (1996), "The demand of housing in Britain and population ageing: microeconomic evidence", *Economica*, 63, pp. 383-404.
- Follain, J. R. y Ling, D. C. (1991), "The Federal Tax Subsidy to Housing and the Reduced Value of the Mortgage Interest Deduction", *National Tax Journal*, 44 (2), pp. 147-168.
- Gillingham, R. y Hagemann, R. (1983), "Cross-sectional estimation of a simultaneous model of tenure choice and housing services demand", *Journal of Urban Economics*, 14, pp. 16-39.
- Gobillon, L. y le Blanc, D. (2002), "The impact of borrowing constraints on mobility and tenure choice", Mimeo.
- González-Páramo, J. M. y Onrubia, J. (1992), "El gasto público en vivienda en España", *Hacienda Pública Española*, 120/121, pp. 189-231.
- Goodman, A. C. (1995), "A dynamic equilibrium model of housing demand and mobility with transaction cost", *Journal of Housing Economics*, 4, pp. 307-327.
- Goodman, A. C. (2002), "Estimating equilibrium housing demand for «stayers»", *Journal of Urban Economics*, 51, pp. 1-24.
- Goodman, A. C. y Kawai, M. (1982), "Permanent income, hedonic price, and demand for housing: new evidence", *Journal of Urban Economics*, 12, pp. 214-237.
- Goodman, A. C. y Thibodeau T. G. (1998), "Housing market segmentation", *Journal of housing economics*, 7, pp. 121-143.
- Green, R. K. y Malpezzi, S. (2003), *A primer on U.S. housing markets and housing policy*, The Urban Institute Press, Washington, D.C.
- Green, R. K. y Vandell, K. D. (1999), "Giving households credit: How changes in the U.S. tax code could promote homeownership", *Regional Science And Urban Economics*, 29, pp. 419-444.

- Hendershott, P. H. y Shilling, J. D. (1982), "The Economics of Tenure Choice, 1955-79", en C. Sirmans (Ed.), *Research in Real Estate*, Vol. I, Jai Press, Greenwich., pp. 105-133.
- Henderson, J. V. y Ioannides, Y. M. (1983), "A model of housing tenure choice", *American Economic Review*, 73 (1), pp. 98-113.
- Hoyt, W. H. y Rosenthal, S. S. (1990), "Capital gains taxation and the demand for owner-occupied housing", *The Review of Economics and Statistics*, 72, pp. 45-54.
- Ioannides, Y. M. y Kan, K. (1996), "Structural estimation of residential mobility and housing tenure choice", *Journal of Regional Science*, 36 (3), pp. 335-363.
- Jaén, M. y Molina, A. (1994), "Un análisis empírico de la tenencia y demanda de vivienda en Andalucía", *Investigaciones Económicas*, Vol. XVIII (1), pp. 143-164.
- King, M. A. (1980), "An econometric model of tenure choice and demand for housing as a joint decision", *Journal of Public Economics*, 14, pp. 137-159.
- López García, M. A. (1999), "Efectos de la reforma del I.R.P.F. sobre la vivienda", *Revista de Economía Aplicada*, 21 (VII), pp. 95-120.
- López García, M. A. (2001), "Política impositiva, precios y stock de vivienda", Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
- Malpezzi, S. (2003), "Hedonic pricing models: a selective and applied review", en O'Sullivan, A. y Gibb, K. (Eds), *Housing economics and public policy*, Blackwell Publishers, Oxford, pp. 67-89.
- Manrique, J. y Ojah, K. (2003), "The demand for housing in Spain: an endogenous switching regression analysis", *Applied Economics*, 35, pp. 323-336.
- McFadden, D. (2000), "Disaggregate behavioral travel demand's RUM side: a 30-year retrospective", *Conference at the International Association of Travel Behavior Analyst*, Brisbane, Australia, July 2-7-2000.
- McFadden, D. y Train, K. (2000), "Mixed MNL models for discrete response", *Journal of Applied Econometrics*, 15 (5), pp. 447-470.
- Meyer, R. y Wieand, K. (1996), "Risk and return to housing, tenure choice and the value of housing in an asset pricing context", *Real Estate Economics*, 24 (1), pp. 113-131.
- Nordvik, V. (2001), "A housing career perspective on risk", *Journal of Housing Economics*, 10, pp. 456-471.
- Onrubia, J. y Sanz, J. F., (1999), "Análisis de los incentivos a la adquisición de vivienda habitual en el nuevo IRPF a través del concepto de ahorro fiscal marginal", *Hacienda Pública Española*, 148, pp. 227-244.
- Poterba, J. M. (1984), "Tax subsidies to owner-occupied housing: An asset-market approach", *The Quarterly Journal of Economics*, 99 (4), pp. 729-752.
- Rapaport, C. (1997), "Housing demand and community choice: an empirical analysis", *Journal of Urban Economics*, 42, pp. 243-260
- Rodríguez, J. E. y Barrios, J. A. (2003), "Un modelo logit mixto de tenencia de vivienda en Canarias", *Estudios de Economía Aplicada*, 21 (1), pp. 175-193.
- Rosen, H. S. (1979), "Housing decisions and the U.S. income tax", *Journal of Public Economics*, 11, pp. 1-23.
- Rosen, H. S. (1985), "Housing subsidies", en Auerbach And M. Feldstein (Ed.), *Handbook of Public Economics*, Vol. I, North Holland, New york, pp. 375-420.
- Rosen, H. S. y Rosen, K. T. (1980), "Federal taxes and homeownership: evidence from time series", *Journal of Political Economy*, 88 (1), pp. 59-75.
- Rosenthal, S. S., Duca, J. V., y, Gabriel, S. A. (1991), "Credit rationing and the demand for owner-occupied housing", *Journal of Urban Economics*, 30, pp. 48-63.
- Rouwendal, J. y Meijer, E. (2001), "Preferences for housing, jobs, and commuting: a mixed logit analysis", *Journal of Regional Science*, Vol. 41(3), pp. 475-505.
- Taltavull, P. (Coord.) (2000), *Vivienda y familia*, Colección Economía Española, Vol. XIII, Fundación Argentaria, Madrid.
- Thibodeau, T. G. (1995), "House price indices from the 1984-1992 MSA American housing surveys", *Journal of Housing Research*, 6, pp. 439-481.
- Train, K. (2003), *Discrete choice methods with simulation*, Cambridge University Press, Cambridge.