

Estimación Microeconómica de la Tenencia y Demanda de Vivienda en España según la Localización

RODRÍGUEZ HERNÁNDEZ, JOSÉ E. Y BARRIOS GARCÍA, JAVIER A.

Departamento de Economía Aplicada. Facultad de CC. EE. y Empresariales. Universidad de la Laguna. Campus de Guajara, s/n. Tenerife. Islas Canarias. España

Tfnos: (922) 317 030;(922) 317 028 Fax (922) 31 72 04. E-mails: jerodri@ull.es; jabarrio@ull.es

RESUMEN

Este trabajo analiza empíricamente los factores que determinan la tenencia y demanda de vivienda habitual en España según la localización de la vivienda, empleando los datos microeconómicos correspondientes a 1999 procedentes de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF). Para el análisis de la tenencia empleamos el modelo logit multinomial mixto y para la estimación de la demanda utilizamos una generalización del estimador de Heckman en dos etapas para corregir el sesgo de selección muestral.

Palabras claves: Demanda de vivienda, logit mixto, selección muestral.

Microeconomic Estimation of Tenure and Housing Demand in Spain According to Location

ABSTRACT

This paper analyses the factors determining tenure choice and demand of habitual housing in Spain according to housing location, using microeconomic data for 1999 from the Spanish Household Budgets Continuous Survey (ECPF) database. We use the multinomial mixed logit model for the analysis of housing tenure choice, and a generalization of Heckman two-step estimator to correct for sample selection bias to obtain housing demand equations.

Keywords: Housing demand, mixed logit, sample selection.

Clasificación JEL: C35, R21.

Artículo recibido en Diciembre de 2005 y aceptado para su publicación en Diciembre de 2006.

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref.: e-25113.

1. INTRODUCCIÓN

En el contexto actual, donde las autoridades gubernamentales españolas pretenden dotar de una mayor repercusión y eficacia a la política de vivienda, con objeto de fomentar el régimen de alquiler y frenar el fuerte ritmo de crecimiento experimentado por los precios residenciales¹ en estos últimos años, resulta fundamental conocer los principales factores que determinan la elección del régimen de tenencia y la demanda de vivienda principal, ya que ello permitiría un mejor diseño de la política de vivienda, así como una mejor intervención pública sobre uno de los sectores claves de la economía española, el sector de la construcción.

En este sentido, frente a los múltiples trabajos que desde una óptica microeconómica han puesto de manifiesto la necesidad de analizar de forma conjunta las decisiones de elección del tipo de tenencia y demanda de vivienda (Lee y Trost (1978), Rosen (1979), Rapaport (1997), Ermisch (1996) y Goodman (2002), Jaén y Molina (1994), Colom y Molés (1998), Colom, Martínez y Molés (2002), entre otros), en este trabajo aportamos como aspectos más relevantes: en primer lugar, el empleo del modelo logit multinomial mixto como modelo de elección discreta para el estudio de la tenencia. En segundo lugar, incluimos entre las variables explicativas, una especificación “alternativa” para el coste de uso anual del capital residencial en propiedad. Por último, como procedimiento de corrección del sesgo de selección muestral a la hora de estimar las ecuaciones de demanda, utilizamos el método de Heckman generalizado para un modelo logit mixto propuesto por Barrios (2004).

El artículo se estructura en los siguientes apartados. En el segundo recogemos el modelo econométrico empleado para llevar a cabo el estudio de la tenencia y demanda de vivienda. El tercer apartado especifica los datos y variables que han sido utilizados. En el cuarto se detallan los resultados obtenidos por el modelo de tenencia, mostrándose en el quinto, las ecuaciones de demanda de vivienda estimadas para las cuatro alternativas establecidas en función a la localización de la vivienda principal, calculándose las correspondientes elasticidades renta y precio de demanda. El trabajo finaliza con el apartado 6 donde se presentan las principales conclusiones obtenidas y dos apéndices. El apéndice 1 muestra la metodología empleada para obtener la renta permanente, los índices de precios hedónicos por comunidades autónomas, y, la especificación “alternativa” del coste de uso del capital residencial. El apéndice 2 recoge los detalles sobre el método utilizado para corregir los errores estándar en las ecuaciones de demanda estimadas.

1 El precio de la vivienda en España ha crecido un 125% entre los años 1993 y 2003, según el índice de precios medios de la vivienda nueva y usada. Fuente: Ministerio de Vivienda.

2. MODELO ECONOMÉTRICO

Para llevar a cabo el estudio de la tenencia de vivienda en España según el grado de urbanización de la zona en el que se encuentra ubicada, se ha considerado como modelo de elección discreta entre alternativas no ordenadas, el denominado logit mixto (“mixed logit”) bajo una especificación del tipo de parámetros aleatorios. 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:

$$U_{ij} = \beta_{ij}'X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad i=1, \dots, N ; j=1, \dots, J \quad (1)$$

donde $X_{ij} \in \mathbb{R}^q$ es un vector de variables observables exógenas (relativas al individuo i y alternativa j), $\beta_i' = (\beta_{i1}, \dots, \beta_{ij}, \dots, \beta_{iJ}) \in \mathbb{R}^{q \times J}$ es un vector de parámetros que varía entre los individuos con densidad conjunta $f(\beta|\Omega)$, donde 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 vendrá determinada como en el modelo logit multinomial por (2), y por tanto, la probabilidad de elección (no condicionada) vendrá dada por la integral múltiple (3):

$$L_{ij}(\beta_i) = \frac{e^{\beta_{ij}'X_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_{ik}'X_{ik}}} \quad (2)$$

$$P_{ij}(\Omega) = \int_D L_{ij}(\beta) f(\beta|\Omega) d\beta \quad D = \{ \beta \in \mathbb{R}^{q \times J} \} \quad (3)$$

dado que la integral en (3) no posee una expresión matemática cerrada, su cálculo es realizado a través de métodos de simulación. De este modo, para estimar los parámetros desconocidos del modelo, la función de verosimilitud logarítmica es aproximada por la función de verosimilitud logarítmica simulada obtenida mediante replicaciones Halton. Se comprueba que, bajo condiciones de regularidad, el estimador así obtenido es consistente y asintóticamente normal. Además, cuando el número de replicaciones crece más rápido que la raíz cuadrada del número de observaciones, el estimador es asintóticamente equivalente al estimador máximo verosímil (Hajivassiliou y Ruud (1994)).

Una vez estimado el modelo de tenencia, calculamos la demanda de servicios de vivienda de forma separada para los hogares pertenecientes a los distintos regímenes de tenencia. En este sentido, para corregir el posible sesgo de selección muestral en el que se podría incurrir, aplicamos el método de Heckman generalizado para un modelo logit mixto propuesto por Barrios (2004). Este método supone para cada alternativa j una variable endógena Y_j modelizada de la forma:

$$Y_{ij} = \alpha_j' Z_{ij} + v_{ij} \quad (4)$$

donde (omitiendo el subíndice i para simplificar) $Z=(Z_1' \dots Z_J')$ son características observadas de los individuos y/o alternativas, $\alpha=(\alpha_1' \dots \alpha_J')$ son vectores de parámetros desconocidos, y $v=(v_1 \dots v_J)'$ representa el término aleatorio. Si suponemos las siguientes hipótesis:

1) v_j is iid sobre los individuos, $j=1, \dots, J$, y $E[v_j | X, Z]=0$, $\text{Var}[v_j | X, Z]=\sigma_j^2$, $E[\varepsilon_j | X, Z]=0$, $\forall j=1, \dots, J$.

2) $E_\beta[\beta_j' X_j] < \infty$, $\forall j$, $E_\beta[e^{\beta_j' X_j}] < \infty$, $j=1, \dots, J$.

3) $E[v_j | \varepsilon]$ es lineal, $\text{Var}[v_j | \varepsilon]$ es constante, y si llamamos $\rho_{kj} = \text{corr}(\varepsilon_k, v_j)$, se verifica

$$\text{que: } \sum_{k=1}^J \rho_{kj}^2 < 1, \quad \forall j=1, \dots, J.$$

entonces la estimación del vector de parámetros de la ecuación (4) se puede llevar a cabo consistentemente en dos etapas, de forma análoga al procedimiento en dos etapas de Heckman (1979), esto es:

1) Estimamos por máxima verosimilitud simulada el modelo logit mixto (1) para obtener una estimación de $f(\beta|\Omega)$.

2) Utilizando métodos de simulación evaluamos las variables artificiales:

$$\hat{\lambda}_k = E_\beta \left[\frac{L_k}{1 - L_k} \ln L_k \right], \quad k=1, \dots, J, \quad k \neq j, \quad \hat{\lambda}_j = E_\beta [\ln L_j], \quad (5)$$

donde L_j , $j=1, \dots, J$, representa la probabilidad logit multinomial de seleccionar la alternativa j dada en (2). Añadiendo estas J variables artificiales a la regresión MCO (4) obtenemos ya una estimación consistente de los parámetros α_j .

Es de observar que los coeficientes estimados en la segunda etapa para las variables auxiliares $\hat{\lambda}_k$, $k=1, \dots, J$ son proporcionales a la covarianza entre v_j y ε_k , siendo positivas las constantes de proporcionalidad para $k \neq J$ y negativa para $k=J$ (Barrios (2004)).

Además, como es bien sabido (Murphy y Topel (1985), Newey y McFadden (1994)) los errores estándar obtenidos en la regresión MCO de la segunda etapa por el método anterior deben ser corregidos para tener en cuenta la estimación realizada en la primera etapa. Para llevar a cabo esta corrección empleamos una variante del método de Murphy y Topel (1985), teniendo en cuenta que en nuestro caso la primera etapa es estimada por máxima verosimilitud simulada. En el apéndice 2 recogemos los principales aspectos que caracterizan este método de corrección utilizado.

3. DATOS Y VARIABLES EMPLEADAS

Para el estudio de la tenencia y demanda de vivienda se ha empleado como base de datos microeconómica, la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) correspondiente al año 1999. Para no disminuir el tamaño de la muestra debido a los turnos de rotación trimestral propios del diseño de la ECPF, hemos adoptado los datos del 2º trimestre de 1999, efectuándose las correspondientes anualizaciones para las variables de renta corriente y alquileres (reales e imputados), que se consideran en términos nominales. Del total de hogares contenidos en la ECPF (6525), sólo se han incluido aquellos que disfrutaban de la vivienda en propiedad o en alquiler, eliminándose los que disfrutaban de la misma por cesión gratuita o semigratuita, que constituyen un 1.4% del total. También se excluyen: los situados en Ceuta y Melilla por no disponer de un tamaño de muestra adecuado para construir un índice de precios de la vivienda hedónico; las observaciones pertenecientes a la comunidad autónoma de Navarra y País Vasco, por no disponer de los tipos medios aplicables por tramos de renta en el IRPF para el ejercicio de 1999, necesarios para el cálculo de la variable coste de uso; así como aquellos de los que no se dispone información sobre alguna de las variables consideradas.

Las variables explicativas consideradas recogen características sociodemográficas del hogar, características económicas, y otras características.

Entre las variables sociodemográficas, se considera el sexo del sustentador principal, su edad, nivel de estudio y estado civil, así como el número de miembros del hogar. En las variables económicas se ha incluido: una medida de la renta permanente, como noción relevante de renta para analizar la elección realizada por el consumidor sobre el régimen de tenencia de la vivienda, y como aproximación al coste de la vivienda empleamos una nueva especificación del coste de uso del capital residencial. Para esta última variable hemos tenido que elaborar en primer lugar, índices de precios de vivienda hedónicos por comunidades autónomas (considerándose el mismo precio para los habitantes de la misma comunidad) como aproximación al precio de la vivienda, dada la ausencia de información muestral sobre la misma. En el apéndice 1 recogemos la metodología empleada para obtener la renta permanente, el coste de uso del capital residencial y los índices de precios hedónicos por comunidades autónomas.

Aparte de las variables sociodemográficas y económicas, se ha considerado en un tercer grupo, otra variable que clasifica las comunidades autónomas según el diferente nivel de precios residenciales (en base a la clasificación de las comunidades autónomas según el diferente nivel de precios residenciales para el año 1998 establecido en Taltavull (2000), pg. 212, basada en la estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada publicada por el Ministerio de Fomento). En los cuadros 1 y 2 se recoge una definición detallada de estas variables así como sus estadísticos descriptivos.

Cuadro 1. Descripción de las variables

VARIABLES EXPLICATIVAS	DEFINICIÓN
<i>sexo</i>	Mujer=0; Varón=1.
<i>Edad, Edad2</i>	Edad del sustentador principal y edad al cuadrado.
<i>Nmiemb</i>	Número de miembros del hogar, incluyendo al sustentador principal.
Estudios: <i>Estud1*</i> <i>Estud2</i> <i>Estud3</i>	Sin estudios o estudios primarios. Estudios secundarios. Estudios superiores o universitarios.
Estado civil: <i>casado</i> <i>Otrasit*</i>	Casado Otra situación (soltero, viudo, separado o divorciado)
<i>LnR (Yc)</i> <i>LnR (Yp)</i>	Renta corriente en logaritmo neperiano Renta permanente en logaritmo neperiano
Coste de uso viv. propiedad: <i>Imcuso</i> <i>Gana</i> <i>TCFP</i> Coste de uso viv. alquiler: <i>Imcuso</i>	Alquiler imputado menos la desgravación fiscal de la vivienda (propiedad) Variación esperada en los precios de la vivienda Coste de oportunidad de los fondos propios Alquiler contratado
Comunidades según precios: <i>Ccaa1</i> <i>Ccaa2</i> <i>Ccaa3*</i>	Comunidades con precios superiores a la media nacional (Baleares, Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco) Comunidades con precios entre el 80-100% de la media nacional (Aragón, Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla-León, Galicia, Rioja) Comunidades con precios menores al 80% de la media nacional (Andalucía, Castilla-Mancha, C. Valenciana, Extremadura, Murcia)
* Variable de referencia	

En el modelo de tenencia de vivienda, la variable dependiente adopta valores discretos (0,1,2,3) que representan cada una de las alternativas (no ordenadas) de tenencia que han sido consideradas. En nuestro modelo se analiza de forma conjunta, el régimen de tenencia y la localización de la vivienda habitual en función al grado de urbanización de la zona en el que se encuentra ubicada la vivienda, considerándose 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.

Cuadro 2. Estadísticos descriptivos de la muestra

Variables	Media	Desv. típica
Nmiemb	3.179	1.314
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
LnR (Y _p)*	14.546	0.438
LnR (Y _c)*	14.537	0.586
LnR (Y _r)*	-0.009	0.381
Caprov	0.424	0.494
Imcuso1	530201.5	176203.8
Imcuso2	397409.7	85390.4
Imcuso3	392906.7	127667.7
Imcuso4	415370.1	190473.1
Gana1	1574466.1	927335.1
Gana2	1219820.6	653871.7
Gana3	1207259.3	642535.9
Tcfp1	14501.5	9388.2
Tcfp2	11447.1	7029.9
Tcfp3	11360.6	7514.3
	Tamaño muestral	% sobre muestra
Propietarios Urb.A	293	7.2%
Propietarios Urb. M-I	2525	62.4%
Propietarios Rural	744	18.4%
Arrendatarios	488	12.0%
Total	4050	100%
* Se consideran en términos logarítmicos.		

Propiedad urbana media-inferior. Se adquiere en propiedad la vivienda habitual en una zona catalogada 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 ubicada en municipios pequeños (generalmente con menos de 10.000 habitantes) o en zonas sin urbanizar.

Alquiler. Incluye a los individuos que disponen en régimen de alquiler de su vivienda habitual. Esta alternativa no se ha desagregado en función al grado de localización, debido a la escasa muestra de vivienda en alquiler disponible en la ECPF (constituye el 12% de la muestra total), haciendo inviable la estimación consistente del modelo.

La cantidad de servicios de vivienda (H_{ij}) consumida constituye la variable dependiente en la estimación de la ecuación de demanda, y es aproximada, al igual que Ermisch (1996), Rapaport (1997) o Goodman (2002) y (2003), entre otros, mediante el cociente entre el alquiler anual correspondiente a cada individuo (alquiler imputado para los propietarios o alquiler contratado para los arrendatarios) y el precio hedónico de una vivienda estándar (antitransformado el logaritmo según Duan (1983)) para la alternativa elegida.

4. ELECCIÓN DE TENENCIA DE VIVIENDA

Para el estudio de la tenencia de vivienda empleamos el modelo logit mixto el cual nos permitirá superar los supuestos restrictivos que caracterizan a los modelos logit multinomial y anidado (Barrios y Rodríguez (2005)). Para su estimación² se han considerado como aleatorios los coeficientes de la variable edad en las alternativas de propiedad en zona urbana alta y en zona rural, y la variable renta (corriente o permanente) en la alternativa de propiedad en zona urbana media-inferior, especificándose para estos parámetros una distribución normal trivariante con correlación entre ellos. La selección de estos coeficientes aleatorios se ha establecido en base a los resultados obtenidos por el test de especificación de McFadden y Train (2000), que parecen indicar la existencia de cierta heterogeneidad inobservada en el comportamiento de los individuos respecto a estas variables en las alternativas mencionadas. Al igual que Goodman (2002), también se ha probado a incluir como variable explicativa en el modelo de tenencia la componente de renta transitoria, sin embargo, debido a su no significatividad finalmente ha sido excluida.

En el cuadro 3 se muestran a modo comparativo las estimaciones obtenidas por el modelo logit mixto y multinomial que emplean la renta permanente (Y_p) como medida de renta, y el modelo logit mixto que resulta del uso de la variable renta corriente

2 El modelo logit mixto es estimado con el software Nlogit 3.0 por el método de máxima verosimilitud simulada, empleándose para ello 200 replicaciones Halton, tras comprobar la robustez de los resultados obtenidos ante mayor número de replicaciones.

(Y_c). Los cuadros 4 y 5 recogen la estimación de la matriz de choleski³ (para los parámetros considerados aleatorios) y los efectos marginales sobre las probabilidades de elección derivadas del modelo logit mixto con renta permanente, respectivamente. En este cuadro 5 se incluye además el efecto marginal de la variable renta corriente que se desprende del modelo mixto estimado con este indicador de renta, por ser la única que presenta un efecto claramente diferenciado del resto de variables explicativas consideradas.

Cuadro 3. Modelos logit multinomial y mixto de tenencia-grado de urbanización

Logit multinomial (Y_p)			Logit mixto (Y_p)		Logit mixto(Y_c)	
Variables	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t
Propiedad en zona Urbana Alta (PUA)						
Cte	-18.7195	-4.151	-25.848	-2.455	-32.874	-4.232
Nmiemb	0.0379	0.470	0.0021	0.013	0.0112	0.073
Edad: Media	0.0963	2.406	0.5164	4.603	0.4485	4.019
D.típica			0.1181	6.094	0.1040	5.425
Edad2	-0.0003	-0.974	-0.0032	-3.411	-0.0028	-3.108
Sexo	-0.1635	-0.565	1.0778	1.643	0.8386	1.385
Estud2	1.4464	5.746	1.8870	4.034	1.8766	4.432
Estud3	1.8948	6.458	0.4303	0.629	0.8359	1.495
Ccaa1	-1.8390	-5.708	-7.4377	-7.162	-6.1758	-6.196
Ccaa2	-1.3779	-6.455	-3.4712	-6.242	-3.1018	-5.822
Casado	0.7285	2.411	1.8284	3.103	1.6083	2.855
Ahorro	1.6382	4.553	2.4597	4.714	2.2938	4.858
LnR	0.8467	2.561	0.6665	0.897	1.2809	2.540
Propiedad en zona urbana Med.-Inf. (PUMI)						
Cte	-4.4096	-1.481	-14.113	-1.435	-10.601	-1.694
Nmieb	-0.0378	-0.716	-0.0599	-0.371	0.0383	0.267
Edad	0.1061	4.391	0.4181	4.511	0.3974	4.374
Edad2	-0.0008	-3.610	-0.0027	-3.505	-0.0027	-3.713
Sexo	0.2396	1.397	1.5598	2.422	1.3262	2.317
Estud2	-1.7294	-6.375	0.3285	0.761	0.4122	1.098
Estud3	-0.9133	-6.408	-2.6130	-3.730	-1.8249	-3.269
Ccaa1	-2.2279	-4.833	-7.2826	-7.290	-5.8916	-6.223

3 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 $\Gamma \cdot \Gamma^t = V$. 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 3.0 junto con las medias de los parámetros aleatorios y el resto de parámetros del modelo.

Ccaa2	-1.5542	-4.470	-2.9016	-5.403	-2.4589	-4.850
Casado	0.6207	3.550	1.8094	3.220	1.6537	3.185
Ahorro	0.8041	5.783	2.2095	4.238	2.2300	4.715
LnR: Media	0.1671	0.764	0.3508	0.498	0.1169	0.285
D.típca			0.5027	6.342	0.4175	5.433
	Propiedad en zona Rural (PR)					
Cte	4.8218	1.405	-6.8546	-0.719	-8.6168	-1.342
Nmieb	0.0380	0.614	0.0265	0.170	0.1115	0.784
Edad: Media	0.0917	3.052	0.5161	5.025	0.4482	4.408
D.típca			0.1219	6.238	0.1081	5.448
Edad2	-0.0007	-2.653	-0.0037	-4.306	-0.0033	-3.937
Sexo	1.2472	5.288	2.7770	4.241	2.6028	4.300
Estud2	-0.6730	-3.920	-0.4531	-1.104	-0.4229	-1.155
Estud3	-1.4813	-5.949	-3.1030	-4.715	-2.6413	-4.840
Ccaal	-3.0523	-10.211	-8.5602	-8.480	-7.2731	-7.425
Ccaa2	-0.2825	-1.792	-2.1497	-4.284	-1.7511	-3.725
Casado	0.3225	1.493	1.4328	2.720	1.3450	2.707
Ahorro	0.9624	5.891	2.3571	4.617	2.2420	4.857
LnR	-0.5688	-2.253	-0.4575	-0.678	-0.2320	-0.565
Imcuso	-0.000002	-3.566	-0.000009	-6.689	-0.000007	-5.170
Gana	0.000005	2.242	0.00003	4.434	0.00002	4.046
Tcfp	0.000029	3.068	0.00015	6.106	0.00009	3.318
Log-verosim: -3702.696			Log-verosim.: -3676.776		Log-verosim.: -3661.791	
Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848			Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848		Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848	

Las principales conclusiones que podemos extraer de este análisis de la tenencia son las siguientes:

1. Los resultados obtenidos confirman el comportamiento heterogéneo de los individuos respecto a la influencia desempeñada por las variables edad y renta, dada la significatividad estadística que muestran las varianzas de los parámetros aleatorios. Del mismo modo, la significatividad de los elementos de la matriz de choleski evidencia la existencia de correlación entre los coeficientes aleatorios, contrastada también con un test de razón de verosimilitud entre el mismo modelo logit mixto con y sin correlación entre los parámetros aleatorios.

Cuadro 4. Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización

	Edad en PUA	Edad en PR	LnR en PUMI
Edad en PUA	0.1181 (0.0193)		
Edad en PR	0.1219 (0.0195)	0.0005 (0.0868)	
LnR en PUMI	0.5026 (0.0788)	0.0051 (0.2853)	0.00016 (0.2268)

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Cuadro 5. Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización

	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. M-I	Propiedad Rural	Alquiler
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
Ccaal	-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 Compra Urb. Alta	-0.2444	0.1682	0.0530	0.0231
Imcuso Compra Urb. M-I.	0.1294	-0.4912	0.3026	0.0591
Imcuso Compra Rural	0.0378	0.2883	-0.3533	0.0272
Alquiler	0.0207	0.0649	0.0272	-0.1129
Gana Urb. Alta	0.1112	-0.0774	-0.0228	-0.0109
Gana Urb. M-I.	-0.0623	0.2213	-0.1291	-0.0298
Gana Rural	-0.0168	-0.1257	0.1545	-0.0120
TCFP Urb. Alta	0.1439	-0.1006	-0.0289	-0.0143
TCFP Urb. M-I	-0.0801	0.2243	-0.1227	-0.0214
TCFP Rural	-0.0215	-0.1181	0.1515	-0.0118
LnR (Y_p)	0.3851	0.9131	-1.3328	0.0346
LnR (Y_c)	0.9095	-0.1362	-0.7934	0.0201

Nota: Efectos marginales calculados como promedio sobre el total de la muestra

2. Según el cuadro 3, los modelos logit mixtos muestran mayor capacidad explicativa que el multinomial, al presentar un mayor valor en el log-verosimilitud, siendo el

modelo que emplea la renta corriente el que presenta ligeramente un mejor ajuste. De igual forma, tanto considerando la renta corriente como la permanente, se justifica el uso del modelo logit mixto si realizamos un test de razón de verosimilitudes entre el correspondiente logit multinomial y el mixto (al contemplar las mismas variables), resultando rechazada la hipótesis que considera como nulas las varianzas de los parámetros aleatorios. Idénticos resultados son obtenidos por Rodríguez y Barrios (2003) o Barrios y Rodríguez (2005).

3. Respecto a las variables empleadas y según los efectos marginales, la renta y las distintas componentes de la nueva formulación del coste de uso en propiedad (Imcuso, Gana y TCFP) son los factores que mayor influencia desempeñan a la hora de decidir la tenencia de vivienda. El signo de ésta última variable es el que cabría esperar, esto es, incrementos en la variable imcuso aumenta el coste de uso de la vivienda y por tanto incide negativamente sobre la probabilidad de elección de la alternativa que se encarece, mientras que una mayor tasa de crecimiento en el precio de la vivienda o un aumento en la componente TCFP, provoca un efecto positivo sobre dicha probabilidad, al reducir el coste de uso de la vivienda en propiedad. Por otro lado, se observan diferencias en la influencia desempeñada por las distintas medidas de renta. La renta permanente muestra un signo positivo respecto a la propiedad en zona urbana y un importante efecto negativo sobre la propiedad en la zona rural, mientras que la renta corriente aumenta únicamente la probabilidad por la propiedad en zona urbana alta. En este sentido, el signo y peso de los distintos valores obtenidos para la renta permanente parecen ajustarse en mayor medida a lo que cabría esperar.

De las restantes variables, la edad es la que presenta una mayor relevancia. El signo de su influencia indica que un aumento en la edad del sustentador principal aumenta la probabilidad de optar a la propiedad de una vivienda, disminuyendo la probabilidad de acudir al régimen de alquiler. Por su parte, un mayor nivel de estudios incide positivamente sobre la probabilidad de acceder a la alternativa de propiedad urbana alta; las mujeres muestran mayor preferencia por el régimen de alquiler y, al igual que los casados, por la propiedad en una zona urbana; Los individuos de las comunidades donde existe un mayor nivel de precios residenciales optan más por la opción del alquiler (como era de esperar).

5. DEMANDA DE SERVICIOS DE VIVIENDA

Tras estimar en una primera fase las probabilidades de elección de las cuatro opciones de tenencia-localización consideradas, en una segunda etapa estimamos por mínimos cuadrados ordinarios las ecuaciones de demanda de servicios de vivienda para los hogares pertenecientes a cada una de las alternativas. Para corregir, por tanto, el posible sesgo de selección muestral, aplicamos el método de Heckman generalizado para un modelo logit mixto en la primera etapa propuesto por Barrios (2004). La corrección del sesgo es realizada incorporando en la regresión MCO cuatro variables

auxiliares⁴ $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$ (asociadas a la elección del tipo de tenencia) calculadas según se recoge en el apartado 2.

En la estimación de las ecuaciones de demanda se ha especificado, tras diversas pruebas, una forma funcional logarítmico lineal por poseer mayor poder explicativo, de la misma forma que Ermisch (1996) o Rapaport (1997), entre otros muchos. Entre las variables explicativas consideradas se ha excluido la variable edad, sexo y número de miembros en el hogar por no resultar significativas. Del mismo modo que Ermisch (1996), realizamos un test F para contrastar la significatividad conjunta de estas componentes y resultó aceptada la hipótesis que establece como nulos los coeficientes de dichas variables. Por otro lado, se ha incorporado adicionalmente una variable dummy que indica los municipios que son capital de provincia (Caprov), además de una medida de la renta transitoria (Y_T) en la misma línea que Goodman y Kawai (1982) o Goodman (2002), (2003). Las variables servicios de vivienda (H_p), renta corriente (Y_c) o permanente (Y_p), renta transitoria (Y_T), e Imcuso son especificadas en logaritmo neperiano. Además, los errores estándar de la estimación MCO son corregidos mediante la aplicación de un método análogo al empleado por Murphy y Topel (1985), teniendo en cuenta que la primera etapa es estimada por máxima verosimilitud simulada (véase apéndice 2).

En el cuadro 6 recogemos la estimación de las ecuaciones de demandas corregidas para cada una de las alternativas con la variable renta permanente como medida de renta⁵, mientras que en el cuadro 7 se muestran las demandas que resultan sin llevar a cabo corrección del sesgo. La ecuación de demanda para la alternativa propiedad rural (cuadro 6) ha sido estimada simplemente por MCO, tras comprobar mediante un test F la no significatividad⁶ del conjunto de las variables artificiales. Del mismo modo, no resultaron significativas las componentes TCFP y GANA de la variable coste de uso.

Para el cálculo de las elasticidades renta y precio de demanda hemos tenido que estimar el efecto total (directo e indirecto), porque además del efecto directo que se deriva de los parámetros estimados en la ecuación de demanda (cuadro 6), Greene (2003) o Goodman (2002), (2003) señalan que para las variables que figuran también en las ecuaciones de tenencia (como la renta permanente o la componente imcuso), existe un efecto indirecto sobre la demanda derivado de la modificación de las variables auxiliares λ , al modificarse también las probabilidades de elección ante los cambios en estas variables. En este sentido, la no consideración de ambos efectos puede dar

4 Para la estimación de estas variables auxiliares se ha empleado 2000 replicaciones aleatorias.

5 Los resultados de la estimación de las ecuaciones de demanda empleando la renta corriente como medida de renta son similares salvo en los coeficientes de la renta y del coste de uso, y serán facilitado bajo petición.

6 La posible existencia de multicolinealidad entre las variables puede ser la causa que explique la no significatividad de las variables artificiales.

lugar a elasticidades renta permanente y precio infravaloradas (o sobrevaloradas). Para estimar este efecto total (directo e indirecto) hemos procedido de la siguiente manera: empleando las ecuaciones de regresión recogidas en el cuadro 6, estimamos la demanda (llamémosla H1) para cada individuo de la muestra, dado los valores originales de las variables independientes (incluidas las variables artificiales λ). En segundo lugar, tras modificar la renta permanente o el precio un 1% y calcular por simulación las variables λ para estos nuevos datos, estimamos la demanda (H2) para cada individuo con los nuevos valores. El efecto porcentual total sobre la demanda (elasticidad renta o precio, respectivamente) vendrá dado por: $100 \cdot (H2-H1)/H1$. La media sobre todos los individuos nos dará una aproximación al valor medio para cada elasticidad. En el cuadro 8 recogemos el efecto total estimado para dichas elasticidades. A modo comparativo, en este mismo cuadro se muestra el efecto total de las elasticidades renta y precio que se obtienen de estimar las ecuaciones de demanda empleando la renta corriente como indicador de renta, así como las que resultan cuando la demanda es estimada corrigiendo el sesgo de selección con un logit multinomial en la primera etapa, de forma análoga a Dubin y McFadden (1984) o Rapaport (1997), además de los R^2 ajustados y los Log-verosimilitud.

Cuadro 6. Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización con corrección del sesgo de selección

Variables	Prop. Urb. Alt.		Prop. Urb.M-I		Prop. Rural		Alquiler	
	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t
Constante	0.2782	0.146	-1.1823	-1.833	-2.9048	-2.306	-0.7709	-0.350
Renta P.	0.1718	1.947	0.1714	3.388	0.2378	5.031	0.7260	5.910
Renta T.	0.1076	1.522	0.1232	6.078	0.0616	1.364	0.4241	4.327
Limcuso	-0.2100	-2.196	-0.1247	-3.062	-0.0725	-0.864	-0.7769	-7.257
Estud2	-0.1120	-1.143	0.0636	0.569	0.0999	2.358	0.4078	3.798
Estud3	0.0184	0.114	0.0514	0.441	0.1755	2.360	0.3559	1.778
Casado	0.0350	0.417	0.0596	2.035	0.1717	3.524	0.1507	1.507
Caprov.	0.1531	2.720	0.1268	6.033	0.1321	1.290	0.2759	3.386
λ_1	0.0218	0.432	-0.3320	-2.341	-	-	0.0892	0.154
λ_2	-0.2126	-0.483	-0.0483	-0.061	-	-	-0.3869	-0.547
λ_3	0.7263	2.350	0.0004	1.361	-	-	-0.5860	-1.252
λ_4	-0.0156	0.029	-0.2938	-1.483	-	-	0.1272	3.836
R^2 ajustado	0.1708		0.1620		0.114		0.3000	
Log-Veros.	-142.73		-915.91		-455.93		-602.63	
Nº Observ.	293		2525		744		488	

Nota: La variable dependiente es $\ln(H)$, con H los servicios derivados de la vivienda; Renta P.= $\ln R(Y_p)$; Renta T.= $\ln(Y_p)$; Limcuso= $\ln(\text{Imcuso})$.

Cuadro 7. Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización sin corrección del sesgo de selección

Variables	Prop. Urb. Alt.		Prop. Urb.M-I		Prop. Rural		Alquiler	
	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t
Constante	-1.1410	-0.666	-1.7972	-3.612	-2.9048	-2.306	2.079	1.057
Renta P.	0.2537	3.085	0.1758	8.390	0.2378	5.031	0.4619	3.913
Renta T.	0.1120	1.661	0.1246	6.546	0.0616	1.364	0.3022	3.048
Limcuso	-0.2024	-2.121	-0.0743	-2.283	-0.0725	-0.864	-0.7381	-7.901
Estud2	-0.0268	-0.317	0.1013	5.974	0.0999	2.358	0.5062	5.165
Estud3	0.1269	1.439	0.1708	6.753	0.1755	2.360	0.6113	4.658
Casado	-0.0124	-0.172	0.0230	1.206	0.1717	3.524	-0.0775	-0.888
Caprov.	0.1538	2.703	0.1245	8.825	0.1321	1.290	0.1570	1.912
R ² ajustado	0.1472		0.159		0.114		0.2459	
Log-Veros.	-148.92		-922.52		-455.93		-622.85	
Nº Observ.	293		2525		744		488	

Nota: La variable dependiente es $\ln(H)$, con H los servicios derivados de la vivienda; Renta P. = $\ln(Y_p)$; Renta T. = $\ln(Y_t)$; Limcuso = $\ln(\text{Imcuso})$.

De los resultados obtenidos podemos extraer las siguientes conclusiones.

1. El primer hecho a destacar, es la significatividad estadística que muestran los coeficientes estimados de las variables artificiales λ . Del mismo modo, si realizamos para las distintas alternativas un test de razón de verosimilitudes entre el modelo restringido (sin las λ) y el modelo con las variables artificiales, resulta claramente rechazada la hipótesis que establece como nulos los coeficientes de las variables λ , lo que evidencia la existencia de sesgo de selección muestral, y por tanto, la necesidad de estimar conjuntamente demanda y tenencia de vivienda, ya que una estimación de la ecuación de demanda sin corrección de sesgo de selección muestral daría lugar a estimadores inconsistentes.

Cuadro 8. Elasticidades precio y renta de demanda estimadas según tenencia-grado de urbanización corrigiendo por sesgo de selección muestral según logit mixto o multinomial

Elasticidad	LOGIT MIXTO				LOGIT MULTINOMIAL			
	PUA	PUMI	PR	Alq.	PUA	PUMI	PR	Alq.
Renta P.	0.2402	0.1842	0.2378	0.6310	0.2226	0.1999	0.2378	0.6906
Renta T.	0.1076	0.1232	0.0616	0.4241	0.1198	0.1300	0.0616	0.3745
Imcuso	-0.3287	-0.0352	-0.0725	-1.1820	-0.2043	-0.0869	-0.0725	-1.1443
R ² ajustado	0.1708	0.1620	0.114	0.3000	0.180	0.160	0.114	0.297
Log-Veros.	-142.73	-915.91	-455.93	-602.63	-140.94	-917.69	-455.93	-603.64
Elasticidad	PUA	PUMI	PR	Alq.	PUA	PUMI	PR	Alq.
Renta C.	0.1456	0.1607	0.1455	0.6070	0.1069	0.1740	0.1261	0.5295
Imcuso	-0.1664	-0.0277	-0.0887	-1.0005	-0.1539	-0.0927	-0.0799	-1.0346
R ² ajustado	0.144	0.158	0.106	0.245	0.1906	0.160	0.104	0.286
Log-Veros.	-149.98	-924.23	-459.83	-623.39	-139.71	-919.43	-458.53	-607.92

Nota: Renta P.=renta permanente; Renta T.=renta transitoria; Renta C.=renta corriente.

2. Respecto a la estimación de las distintas ecuaciones de demanda contenidas en el cuadro 6, podemos destacar lo siguiente: las variables renta (permanente y transitoria) y precio (imcuso) son las que mayor peso desempeñan en las distintas ecuaciones de demanda, mostrando valores inelásticos, y de signo positivo la primera y negativo la segunda. La variable nivel de estudios desempeña un efecto positivo y significativo en los hogares propietarios en zonas rurales y en los hogares inquilinos; los casados demandan significativamente más servicios de vivienda cuando son propietarios en zona urbana media-inferior o rural; en los municipios capital de provincias son los inquilinos y los propietarios ubicados en un ámbito urbano los que muestran una mayor demanda de servicios de vivienda. También podemos interpretar los coeficientes estimados para las variables artificiales. Por ejemplo, el coeficiente positivo de la variable artificial λ_3 en las ecuaciones de demanda para los hogares propietarios de viviendas en zonas urbanas (cuadro 6), indica que las características no observadas que incrementan la probabilidad de optar por la propiedad de una vivienda en ámbito urbano dan lugar a una mayor demanda de vivienda en propiedad en este tipo de localizaciones.

3. Con respecto a elasticidades estimadas recogidas en el cuadro 8, son los hogares inquilinos los que muestran mayor elasticidad renta (0.63 y 0.42) y precio (-1.18) de demanda. Esta variación experimentada por la demanda de los inquilinos ante un cambio en la renta (permanente) y precio de los servicios de vivienda resulta ser muy superior a la de los propietarios, cuyos valores máximos son 0.24 y -0.32. Esta menor capacidad de respuesta por parte de los propietarios ante variaciones en renta

y precio puede deberse a que éstos soportan mayores costes de transacción que los inquilinos a la hora de modificar su demanda de servicios de vivienda. Asimismo, según se desprende de los resultados, la renta permanente presenta mayor elasticidad que la variable renta corriente, lo que indica que para los individuos la renta a largo plazo desempeña un papel más determinante en la demanda de servicios de vivienda que la renta actual. La elasticidad estimada para la renta corriente adopta en todos los casos un valor intermedio entre la elasticidad de la renta permanente y transitoria. En términos de ajuste, las ecuaciones de demanda estimadas con la componente de renta permanente y transitoria muestran una ligera mayor capacidad explicativa.

Por otro lado, no se observan diferencias importantes entre las elasticidades precio y renta de demanda estimadas bajo el modelo logit mixto y multinomial.

6. CONCLUSIONES

Este trabajo aborda, desde un punto de vista empírico, un estudio de los principales factores que determinan la tenencia y demanda de vivienda habitual en España, según el grado de urbanización de la zona en el que se encuentra ubicada la vivienda.

Para el estudio de la tenencia de vivienda se ha empleado un modelo logit mixto que incluye entre sus variables explicativas una especificación alternativa del coste de uso del capital residencial. Los resultados obtenidos por este modelo evidencian un comportamiento heterogéneo en los individuos respecto a las variables edad y renta. Estas dos variables, junto con las distintas componentes del coste de uso, se convierten en los factores más influyentes en los individuos a la hora de decidir la elección del tipo de tenencia.

Por otro lado, las estimaciones de las ecuaciones de demanda de vivienda muestran la existencia de sesgo de selección muestral para los hogares propietarios en zona urbana y para los hogares inquilinos. Para corregir dicho sesgo aplicamos el método de Heckman generalizado para un modelo logit mixto propuesto por Barrios (2004).

Al igual que en el modelo de tenencia, las variables que resultan más determinantes en las ecuaciones de demanda son el precio (*imcuso*) y la renta. En este sentido, la inclusión de la renta permanente y transitoria como medidas de renta permite obtener mayores elasticidades renta y un mejor ajuste del modelo, siendo los hogares inquilinos los que muestran mayor capacidad de respuesta ante cambios en las variables renta y precio.

APÉNDICE 1

Variable renta permanente

La renta permanente es estimada, al igual que Goodman y Kawai (1982), mediante el uso de un modelo de capital humano en donde la renta corriente (Y_C) viene determinada por las desviaciones transitorias (Y_T) de la renta permanente (Y_P), constituyendo Y_P una función (posiblemente no lineal) de los recursos de capital humano (H) y no humano (N) que posee el individuo. La regresión del logaritmo de la renta corriente⁷ ($\text{Ln}Y_C$) 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 (u) el logaritmo de la renta transitoria.

$$Y_C = Y_T \cdot Y_P = Y_T \cdot Y_P(H, N) \Rightarrow \text{Ln}Y_C = \text{Ln}Y_P + \text{Ln}Y_T = \text{Ln}Y_P + u \quad (\text{A1.1})$$

Los resultados de la estimación y los t-ratios robustos a heterocedasticidad (contraste de White) son recogidos en el cuadro 9.

Cuadro 9. Renta permanente (Lnrep)

VARIABLES	COEFICIENTE	ESTAD. T	MEDIA
Cte	13.002	91.940	
Edad	0.022	7.594	53.819
Edad2	-0.0001	-7.083	3107.53
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
Ftheadcap	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:

⁷ La medida de renta corriente empleada ha sido la renta disponible nominal del hogar que figura en la ECPF.

$\text{Ln}Y_c$: Logaritmo neperiano de la renta corriente (disponible).

$\text{Ln}Y_p$: Renta permanente en logaritmo neperiano. ($\text{Ln}Y_c = \text{Ln}Y_p + \text{Ln}Y_r$)

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).

Ftheadcap: 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 señala Goodman (2002), una crítica a la estimación de la renta permanente a través de la ecuación (A1.1) es que el término de error u puede contener componentes específicos del individuo atribuibles, por ejemplo, a factores de habilidad o esfuerzo individual no observados, que pudieran estar correlacionados en consecuencia con las variables observadas incluidas como explicativas. Este problema se podría subsanar a través de un estimador de variables instrumentales o mediante la utilización de datos de panel (como describe Goodman (2002), p. 12). En nuestro caso, ninguna de las dos soluciones es factible dada la información disponible en la E.C.P.F., quedando sujetos por tanto los resultados obtenidos respecto de la renta permanente a las precauciones necesarias en cuanto a que una medición más adecuada de la misma podría producir resultados más fidedignos⁸.

8 Agradecemos a un evaluador anónimo esta apreciación.

Variable precio

Ante la ausencia de información muestral sobre los precios de los distintos regímenes de tenencia para cada individuo (precio compra de una vivienda en zona urbana o rural y alquiler de una vivienda), al igual que Goodman y Kawai (1982), Thibodeau (1995), Ermisch (1996) o Rapaport (1997), entre otros, optamos por estimar índices de precios de vivienda hedónicos para cada comunidad autónoma. Para ello, en primer lugar estimamos 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, empleando como variable dependiente⁹ en la regresión, 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), y como variables explicativas: características de la vivienda y características del entorno como son la densidad de población y el grado de urbanización de la zona.

Ciertamente, se podría criticar la posible existencia de sesgo de selección al estimar por separado las ecuaciones de precios de la vivienda para propietarios e inquilinos, no siendo en consecuencia las muestras utilizadas aleatorias. Sin embargo, tampoco parece adecuada la corrección del mismo como en Ermisch *et al.* (1996) mediante el procedimiento en dos etapas de Heckman (1979), considerando previamente el modelo de elección de tenencia que selecciona la muestra, debido al claro carácter endógeno del precio de la vivienda. En consecuencia, optamos por no corregir el posible sesgo de selección, al igual que los autores reseñados en el párrafo anterior, asumiendo implícitamente, que las consecuencias del mismo no resultan cuantitativamente importantes.

En segundo lugar, definimos del mismo modo que 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 alternativas¹⁰ en las distintas regiones, a través de los parámetros estimados en las regresiones hedónicas.

9 Los precios de compra y alquiler se han considerado en logaritmos por las ventajas que presenta sobre la forma lineal (Malpezzi (2003)).

10 Determinadas comunidades han sido agrupadas en base a un criterio de cercanía territorial, debido al tamaño inadecuado de su muestra.

Cuadro 10. Características de la vivienda estándar

	Estadísticos descriptivos	
	Media	Desviación típica
Tedif = 0,1 (colectivo/unifamiliar)	0,34	0,48
Antiguo = 30 años	30	34,19
Antiguo2 = 900	2073,85	43361,2
Nhab = 5	5,13	1,32
Nhab2 = 25	28,11	17,72
m2 = 95	95,96	39,35
Durbalt = 0	0,083	0,28
Durbamed =1	0,67	0,47
Drural = 0	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 (Antiguo2): Número de años de la vivienda (número de años 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:

Durbalt: Zona catalogada como urbana alta. Pertencen 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.

Durbamed: 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.

Drural: 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.

Cuadro 11. Índices de precios hedónicos de la vivienda según tipo de urbanización

C. Autónoma	Compra			Alquiler
	Urb. Alta	Urb. M-I	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

El coste de uso del capital residencial

En este trabajo hemos empleado como variable explicativa indicadora del coste de la vivienda, una especificación alternativa para el coste de uso anual del capital residencial en propiedad¹¹. Esta nueva formulación se basa en suponer que los propietarios se fijan en el mercado de alquiler para establecer su alquiler imputado.

¹¹ El coste de uso para una vivienda en alquiler coincidirá con el alquiler desembolsado.

En este sentido, respecto a la expresión del coste de uso anual derivado de la vivienda habitual en propiedad desarrollada por López García (1999), (2001) o Barrios (2001):

$$C_{UV} = CFP + HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_p - \Delta PV^e + \pi_p \quad (A1.2)$$

(donde 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 vivienda¹², CFP recoge el coste de oportunidad de los fondos propios invertidos en la vivienda, DEP y MAN representa los costes de depreciación y mantenimiento, HIP el pago de intereses por préstamos hipotecario, $IRPF_p$ la parte del impuesto sobre la renta asociada a la vivienda habitual en propiedad, ΔPV^e representa las expectativas de ganancias/pérdidas de capital), la nueva especificación que proponemos se basa en analizar como se determina el alquiler en el mercado de vivienda en alquiler.

En este sentido, bajo el supuesto de 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):

$$CFP = A - [HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_A + \pi_A] + \Delta PV^e \quad (A1.3)$$

donde A es el alquiler bruto contratado, $IRPF_A$ representa el pago que debe realizar el arrendador en concepto de I.R.P.F. derivado de la vivienda arrendada, que según la regulación del I.R.P.F. en 1999 (Ley 40/1998) vendrá dado por la expresión:

$$IRPF_A = \tau_{IRPF} \cdot [A - HIP - DEP - MAN - IBI] \quad (A1.4)$$

(τ_{IRPF} es el tipo marginal en el I.R.P.F. aplicado al arrendador) 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). Insertando (A1.4) en (A1.3) y despejando el alquiler bruto contratado (A) obtenemos:

$$A = HIP + DEP + MAN + IBI + \frac{1}{1 - \tau_{IRPF}} \cdot [CFP + \pi_A - \Delta PV^e] \quad (A1.5)$$

¹² π_p 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).

Según (A1.5), los incrementos (esperados) en los precios de la vivienda se deben traducir en alquileres más bajos (siempre que las demás componentes a la derecha en (A1.5) permanezcan constantes), cuestión ésta que parece no corresponderse con la realidad económica española. Por tanto, sostendremos como hipótesis que en el caso del arrendador: $\pi_A - \Delta PV^e \cong 0$, es decir, la prima de riesgo para el arrendador cubre aproximadamente las ganancias implícitas de capital previstas. En consecuencia, bajo este último supuesto, si consideramos 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 para arrendadores y propietarios, obtenemos a partir de (A1.2) y (A1.5).

$$C_{UV} = A + IRPF_p - \Delta PV^e - \frac{\tau_{IRPF}}{1 - \tau_{IRPF}} \cdot CFP + \pi_p \quad (A1.6)$$

En caso de existir alguna diferencia entre los gastos supuestos idénticos para arrendadores y propietarios, estas pueden ser recogidas a través del término δ :

$$C_{UV} = A + IRPF_p - \Delta PV^e - \frac{\tau_{IRPF}}{1 - \tau_{IRPF}} \cdot CFP + \pi_p + \delta \quad (A1.7)$$

Dado que el término $\pi_p + \delta$ resulta de difícil cuantificación en la práctica, suponemos implícitamente que la prima de riesgo de los propietarios cubre las diferencias incluidas en δ . Por tanto, a partir de (A1.7) especificaremos el coste de uso anual para una vivienda en propiedad como suma de tres componentes, que definimos como:

$$C_{uv} = \text{Imcuso} + \text{TCFP} + \text{GANA} \quad (A1.8)$$

- $\text{Imcuso} = A + IRPF_p$. 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.

- $\text{TCFP} = \frac{\tau_{IRPF}}{1 - \tau_{IRPF}} \cdot \text{CFP}$. Siendo τ_{IRPF} el tipo marginal al que se grava al individuo en concepto de IRPF, y CFP el coste de oportunidad de los fondos propios invertidos.

- $\text{GANA} = \Delta PV^e$. Representará la variación esperada en el precio nominal de la vivienda estándar de cada tipo de tenencia. Para su cálculo, tras realizar distintos ensayos, hemos supuesto que los individuos adoptan expectativas “perfectas” o “ex post” (al resultar estadísticamente más significativa y ofrecer un mayor valor en el log-verosimilitud del modelo) de la forma: $\text{GANA} = q \cdot p_v$, donde q representa la tasa de incremento en los precios de la vivienda durante 1999 para la comunidad autónoma

donde reside el hogar¹³, y p_v el precio estimado para la vivienda estándar en cada una de las alternativas de tenencia consideradas.

A continuación mostramos los supuestos realizados y los valores considerados (cuadro 12) en el cálculo de las distintas componentes que conforman esta nueva especificación del coste de uso del capital residencial en propiedad (véase Barrios (2001) para un mayor detalle).

Supuestos realizados

Sobre los índices de precios hedónicos por comunidades autónomas obtenidos para cada una de las alternativas consideradas, realizamos una retransformación (antilogaritmo) para obtener el alquiler anual imputado para una vivienda estándar en cada localización¹⁴. Aplicando una tasa de capitalización del 5% sobre este alquiler imputado obtenemos el precio de la vivienda estándar p_v (al productor) para cada una de las alternativas en las distintas comunidades autónomas. 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 tipo marginal del I.R.P.F. τ_{IRPF} que afecta al individuo se calcula atendiendo a los tipos medios del I.R.P.F. por tramos de renta para el año 1999. Para ello en primer lugar, la renta anual disponible del hogar reportada por la ECPF se transforma en renta anual bruta utilizando los tipos efectivos por tramos de renta del I.R.P.F.. (Fuente: Memoria de la Administración Tributaria. Ministerio de Hacienda. 2000).

13 Según la estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada publicada por el Ministerio de Fomento.

14 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)).

Cuadro 12. Valores considerados en las componentes que conforman la variable coste de uso

Variables	Valores	Descripción
$P_f = (1 + \tau_{ITP}) p_v$ $\tau_{ITP} = t_{ITP} + t_{IAJD} + c_{HIP}$	$t_{ITP} = 6\%$ $t_{IAJD} = 0.5$ $c_{HIP} = 0.8\%$	P_f = precio final de la vivienda; p_v = precio estimado de la vivienda estándar; t_{ITP} = tipo del IVA/impuesto transmisiones patrimoniales; t_{IAJD} = tipo del impuesto actos jurídicos documentados; c_{HIP} = coste formalización de hipoteca.
$CFP = (1 - \tau_{IRPF}) i_o (1 - r)$	$i_o = 4.73\%$ $r = 0.8$	CFP = coste de oportunidad de los fondos propios; i_o = tipo interés mejor activo alternativo (Bonos del Estado a 10 años); r = proporción de p_f financiado en mercado hipotecario; τ = tipo marginal del IRPF.
$HIP = i_{HIP} r p_f$	$i_{HIP} = 4.72\%$	HIP = pago anual de intereses; i_{HIP} = tipo de interés hipotecario.
$DEP + MAN = (\delta + m) p_v$	$\delta + m = 3\%$	$DEP + MAN$ = depreciación y mantenimiento.
$IBI = \tau_{IBI} k p_v$	$k = 0.28$	τ_{IBI} = tipo del IBI urbano medio en cada comunidad autónoma; $k p_v$ = valor catastral.
$IRPF_p^*$	$t'_d = 15\%$ $t'_{di} = 0.25$ $\theta = 1$ $C_a = 2\%$	$IRPF_p$ = desgravación fiscal de vivienda en propiedad; t'_d = tipo descuento en la cuota íntegra del IRPF; C_a = capital amortizado en el periodo; $t'_{di} = 0.25$ (primer o segundo año de la compra); $\theta = 1$ (Gastos por amortización e intereses superan las 750000 pts.).
$Gana = \Delta PV^e = q_e p_v$		$Gana$ = expectativas de ganancias de capital; q_e = tasa de crecimiento de los precios de la vivienda de 1999 por comunidad autónoma.

$$* IRPF_p = - \left\{ (1 - \theta) t'_{di} [C_a + r_{HIP}] + \theta \left[t'_{di} \frac{750000}{p_f} + t'_d \left(C_a + r_{HIP} - \frac{750000}{p_f} \right) \right] \right\} p_f$$

Fuente: i_{HIP} : serie anual del tipo medio del conjunto de entidades de crédito para préstamos hipotecarios a más de tres años (Boletín Estadístico del Banco de España); i_o : Boletín Estadístico del Banco de España. τ_{IBI} : Imposición Local (Tipos de Gravamen, Índices y Coeficientes). Dirección General de Coordinación con las Haciendas Territoriales. Ministerio de Economía y Hacienda. q_e : estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada por comunidades autónomas. Ministerio de Fomento.

APÉNDICE 2

Estimación de la matriz de varianzas-covarianzas para la segunda etapa

Los errores estándar obtenidos en la regresión mínimo cuadrático ordinaria (MCO) de la segunda etapa deben corregirse para tener en cuenta la estimación realizada en la primera etapa (Murphy y Topel (1985), Newey y McFadden (1994)). Para ello, modificamos el método de Murphy y Topel (1985) teniendo en cuenta que en nuestro caso la primera etapa es estimada por máxima verosimilitud simulada.

Específicamente, consideremos el modelo en dos etapas:

1ª Etapa: Estimación por máxima verosimilitud simulada

$$y_1 = f(x_1, \alpha) \quad (A2.1)$$

2ª Etapa: Regresión MCO

$$y_2 = x_2' \beta + \hat{y}_1' \gamma + v \quad (A2.2)$$

donde: $x_1 = (x_{11} \dots x_{1k})'$ es un vector de k variables exógenas que determinan el valor de las m variables endógenas en la primera etapa $y_1 = (y_{11} \dots y_{1m})'$, $\alpha = (\alpha_1 \dots \alpha_s)'$ es el vector de s parámetros desconocidos que se estiman en la primera etapa por máxima verosimilitud simulada a partir de los valores observados de x_1 . $\hat{y}_1 = f(x_1, \hat{\alpha})$ es el vector de predicciones para las m variables endógenas de la primera etapa que se introducen como regresores en la segunda. $x_2 = (x_{21} \dots x_{2l})'$ es un vector de l variables exógenas que determinan el valor de la única variable endógena en la segunda etapa y_2 . $\beta = (\beta_1 \dots \beta_l)'$ y $\gamma = (\gamma_1 \dots \gamma_m)'$ son los vectores de parámetros desconocidos que se estiman en la segunda etapa por medio de una regresión MCO, mientras que v representará el componente aleatorio de esta regresión. Si llamamos $Y_2 \in M_{n \times l}$, $X_2 \in M_{n \times l}$, $F \in M_{n \times m}$ y $X_1 \in M_{n \times k}$, a las matrices de observaciones para la variable endógena y_2 , para x_2 , $\hat{y}_1 = f(x_1, \alpha)$, y x_1 , donde la notación $M_{n \times k}$ representa una matriz compuesta por n filas y k columnas. Denotamos por $Z = (X_2 | F) \in M_{n \times (l+m)}$ y $V \in M_{n \times 1}$ a la matriz de observaciones para las variables exógenas y al vector columna de errores de la regresión (A2.2).

Asumiendo las siguientes hipótesis:

H1) $E[v|x_1, x_2] = 0$, y , $E[v^2|x_1, x_2] = \sigma^2$, siendo estos componentes de error independientes entre observaciones.

H2) $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} Z'Z = Q_0$. Donde Q_0 es definida positiva y simétrica (esta es la hipótesis clásica en la regresión MCO para asegurar que el estimador MCO de (A2.2) es consistente y asintóticamente normal, véase Greene (2003)). Llamemos $\Sigma_2 = \sigma^2 Q_0^{-1} \in M_{l \times m}$ a la matriz de varianzas-covarianzas usual para la regresión MCO (A2.2).

H3) $f(x_1, \alpha)$ es dos veces continuamente diferenciable respecto a α , $\forall x_1 \in \mathbb{R}^k$, con $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} Z'F' = Q_1$. Donde la matriz F' es aquella cuyas filas se corresponden con

las derivadas del lado derecho de (A2.2) respecto a los parámetros estimados en la primera etapa (α), evaluadas en cada una de las observaciones de la segunda etapa:

$$F^* = \left(f_{ij}^* = \sum_{r=1}^m \hat{\gamma}_r \frac{\partial f_r}{\partial \alpha_j} (x_{1i}, \hat{\alpha}) \right)_{\substack{i=1, \dots, n \\ j=1, \dots, s}} \in M_{n \times s} \tag{A2.3}$$

Adicionalmente, los momentos muestrales de segundo orden de las derivadas segundas de f están uniformemente acotados en el sentido de que verifican la condición:

$$\left| \frac{\partial^2 f(z, \beta)}{\partial \beta_1 \partial \beta_j} \right|^2 \leq M(z), \text{ para } \|\hat{\beta} - \beta\| < \delta, \text{ con } \delta > 0, \text{ donde } \lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n M(z_i) < \infty$$

H4) $\hat{\alpha}$ es un estimador máximo verosímil simulado de α en la primera etapa (A2.1) que es independiente de v . En consecuencia, bajo condiciones de regularidad

que suponemos (Hajivassiliou y Ruud (1994)): $\sqrt{N}(\hat{\alpha} - \alpha) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_1)$. Esto es, $\hat{\alpha}$ es un estimador asintóticamente normal, consistente, y con matriz de varianzas-covarianzas asintótica $\Sigma_1 \in M_s$.

Entonces, podemos enunciar el siguiente resultado.

Teorema. “Bajo la notación anterior y las hipótesis H1-H4, el estimador MCO de los parámetros desconocidos en (A2.2), $\hat{\beta}$ y $\hat{\gamma}$ es consistente y asintóticamente normal con matriz de varianzas-covarianzas asintótica dada por:

$$\Sigma = \Sigma_2 + \frac{1}{(\sigma^2)^2} \Sigma_2 (C \Sigma_1 C' - C \Sigma_1 D' - D \Sigma_1 C') \Sigma_2 \tag{A2.4}$$

donde σ^2 y las matrices C y D pueden ser estimadas consistentemente por:

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} V' V; \quad C = \frac{1}{n} Z' F^* \tag{A2.5}$$

$$D = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i' V_i \frac{\partial \text{LnSL}(\hat{\alpha}, X_{1i})}{\partial \alpha'} \tag{A2.6}$$

denotando en la parte derecha de (A2.6) por Z_i la fila i -ésima de la matriz Z , $V_i \in \mathbb{R}$

el error i -ésimo de la regresión, y por $\frac{\partial \text{LnSL}(\hat{\alpha}, X_{1i})}{\partial \alpha'}$ el sumando i -ésimo (el corres-

pondiente a la observación X_{1i} , esto es, a la fila i de la matriz de observaciones X_1 de la derivada de la función de log-verosimilitud simulada de la primera etapa)".

Los detalles sobre este método se encuentran recogidos en Rodríguez (2005).

7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARRIOS, J. A. (2001), El coste de uso del capital residencial en propiedad: Revisión teórica y reciente evolución en España, en Calero, F. (Ed.), Economía y Finanzas 2001, Dir. Gral. de Univ. del Gobierno de Canarias (Sta. Cruz de Tenerife), pp. 93-112.
- BARRIOS J. A. (2004) Generalized sample selection bias correction under Rum, Economics Letters, 85, pp. 129-132.
- BARRIOS, J. A. Y RODRÍGUEZ, J. E. (2005) Un modelo logit multinomial mixto de tenencia de vivienda en España. Revista de Economía Aplicada, 38, pp. 5-27.
- CHINLOY, P. (1991) Risk and the user cost of housing services, AREUEA Journal, 19 (4), pp. 516-531.
- COLOM, M. Y MOLÉS, M. (1998) Un análisis sobre el gasto en servicios de vivienda en España, Estadística Española, 143, pp. 147-166.
- COLOM, M., MARTÍNEZ R. Y MOLÉS, M. (2002) Un análisis de las decisiones de formación de hogar, tenencia y demanda de servicios de vivienda de los jóvenes españoles, Moneda y Crédito, 215, pp.199-223.
- DUAN, N. (1983) Smearing estimate: a nonparametric restransformation method, Journal of the American Statistical Association, 78, pp. 605-610.
- DUBIN, J. A. Y MCFADDEN, D. (1984) An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption, Econometrica 52 (2), pp. 345-362.
- ERMISCH, J. F. (1996) The demand of housing in Britain and population ageing: microeconomic evidence, Economica, 63, pp. 383-404.
- ERMISCH, J. F., FINDLAY, J., GIBB, K. (1996), The price elasticity of housing in Britain: issues of sample selection, Journal of Housing Economics, 5, pp. 64-86.
- GOODMAN, A. C. (2002) Estimating equilibrium housing demand for «stayers», Journal of Urban Economics, 51, pp. 1-24.
- GOODMAN, A. C. (2003) Following a panel of stayers: length of stay, tenure choice, and housing demand, Journal of Housing Economics, 12, pp. 106-133.

- 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.
- GREENE, W. H. (2003) *Econometric Analysis*, 5th edition, Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ.
- HAJIVASSILIOU, V. Y RUUD, P. (1994) Classical estimation methods for LDV models using simulation, en Engle, R. y McFadden, D. (eds.), *Handbook of Econometrics Vol. IV*, Elsevier (Nueva York), pp. 2383-2441.
- HECKMAN, J. J. (1979) Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47 (1), pp. 153-161.
- 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.
- LEE, L. F. Y TROST, R. P. (1978) Estimation of some limits dependent variable models with application to housing demand, *Journal of Econometrics*, 8, pp. 357-382.
- 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.
- 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.
- MURPHY, K. M. Y TOPEL, R. H. (1985) Estimation and inference in two-step econometric models, *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, (4), pp. 88-97.
- NEWEY, W. K. Y MCFADDEN, D. L. (1994) Large sample estimation and hypothesis testing, en Engle, R. F. y McFadden, D. L. (Eds.), *Handbook of econometrics*, Vol. IV (North Holland, New York), pp. 2111-2245.
- NORDVIK, V. (2001), A housing career perspective on risk, *Journal of Housing Economics*, 10, pp. 456-471.
- RAPAPORT, C. (1997) Housing demand and community choice: an empirical analysis, *Journal of Urban Economics*, 42, pp. 243-260.
- RODRÍGUEZ, J. E. (2005) *Análisis de las decisiones de tenencia y demanda de vivienda en España*, Tesis Doctoral. Universidad de La Laguna.

- 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: an econometric analysis, *Journal of Public Economics*, 11, pp. 1-23.
- 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).