

Curso 2005/06
HUMANIDADES Y CIENCIAS SOCIALES/9
I.S.B.N.: 84-7756-692-5

JOSÉ ENRIQUE RODRÍGUEZ HERNÁNDEZ

**Análisis de las decisiones de tenencia
y demanda de vivienda en España**

Director
JAVIER A. BARRIOS GARCÍA



SOPORTES AUDIOVISUALES E INFORMÁTICOS
Serie Tesis Doctorales

A mi familia

ÍNDICE

INTRODUCCIÓN	1
PARTE I: FUNDAMENTOS METODOLÓGICOS.....	15
CAPÍTULO 1. MODELO TEÓRICO DE ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA	17
1. INTRODUCCIÓN.....	19
2. ANTECEDENTES	25
3. MODELO TEÓRICO DE ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA PROPUESTO	31
3.1. El coste de uso de la vivienda	31
3.1.a <i>El marco optimizador</i>	32
3.1.b <i>El marco financiero</i>	36
3.2. La renta permanente.....	42
3.3. Los costes de transacción y la movilidad esperada.....	43
3.4. Modelo teórico de elección de tenencia y demanda de vivienda propuesto.....	49
CAPÍTULO 2. MODELOS ECONOMETRÍCOS DE ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA	59
1. INTRODUCCIÓN.....	61
2. MODELOS MACROECONOMÉTRICOS DE ELECCIÓN DE TENENCIA DE VIVIENDA.....	61
3. MODELOS MICROECONOMÉTRICOS DE ELECCIÓN DE TENENCIA DE VIVIENDA.....	64
3.1. El paradigma de la maximización de la utilidad aleatoria	65
3.2. Contrapartidas empíricas más utilizadas en la modelización de la elección de tenencia de vivienda.....	67
4. EL MODELO LOGIT MIXTO DE ELECCIÓN DE TENENCIA.....	72
5. EL MODELO DE SESGO DE SELECCIÓN GENERALIZADO PARA LA DEMANDA DE VIVIENDA.....	82
5.1. Formulación del modelo	83
5.2. Estimación de la matriz de varianzas-covarianzas para la segunda etapa	85
PARTE II: ANÁLISIS DE LAS DECISIONES DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA EN ESPAÑA	91
CAPÍTULO 3. VARIABLES EMPLEADAS, FUENTES ESTADÍSTICAS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LA SITUACIÓN DE LA VIVIENDA EN ESPAÑA.....	93
1. INTRODUCCIÓN.....	95
2. SITUACIÓN DE LA VIVIENDA EN ESPAÑA DURANTE EL PERIODO INTERCENSAL 1991-2001	95

II ANÁLISIS DE LAS DECISIONES DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA EN ESPAÑA

3. VARIABLES EMPLEADAS EN LOS MODELOS MACROECONOMÉTRICOS. ANÁLISIS DESCRIPTIVO Y FUENTES ESTADÍSTICAS	109
3.1. Fuentes estadísticas y definición de las variables empleadas	110
3.2. Fuentes estadísticas y supuestos realizados para la evaluación de un indicador de coste de uso del capital residencial en pro- piedad a nivel provincial. Evolución reciente	111
4. VARIABLES EMPLEADAS EN LOS MODELOS MICROECONOMÉTRICOS. ANÁLISIS DESCRIPTIVO Y FUENTES ESTADÍSTICAS	115
4.1. Variables consideradas	116
4.1.a <i>La forma de tenencia de vivienda</i>	117
4.1.b <i>La renta permanente</i>	118
4.1.c <i>Los precios de la vivienda</i>	121
4.1.d <i>El coste de uso de la vivienda</i>	126
4.1.e <i>La cantidad de servicios de vivienda demandados</i>	135
4.1.f <i>Variables sociodemográficas</i>	135
4.1.g <i>Otras variables</i>	136
CAPÍTULO 4. MODELIZACIÓN ECONOMÉTRICA DE LA ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA EN ESPAÑA.....	141
1. INTRODUCCIÓN	143
2. MODELIZACIÓN MACROECONOMÉTRICA DE LA ELECCIÓN DE TENENCIA DE VIVIENDA EN ESPAÑA.....	144
3. MODELIZACIÓN MICROECONOMÉTRICA DE LA ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA EN ESPAÑA.....	148
3.1. Modelización de la elección de tenencia.....	148
3.1.a <i>Según el tipo de vivienda</i>	149
3.1.b <i>Según la densidad</i>	161
3.1.c <i>Según el grado de urbanización</i>	168
3.2. Modelización de la demanda de vivienda	184
3.2.a <i>Según el tipo de vivienda</i>	186
3.2.b <i>Según el grado de urbanización</i>	190
CAPÍTULO 5. POLÍTICA ECONÓMICA Y TENENCIA DE VIVIENDA: ALGUNAS IMPLICACIONES EN EL ÁMBITO ESPAÑOL	203
1. INTRODUCCIÓN	205
2. FISCALIDAD Y TENENCIA DE VIVIENDA	207
2.1. Una valoración empírica de la incidencia de la reforma del I.R.P.F sobre la forma de tenencia de la vivienda habitual a nivel provincial	207
2.2. Simulación microeconómica de medidas de política fiscal	211
3. TENENCIA DE VIVIENDA Y DESEMPLEO	214
3.1. Modelo agregado a nivel provincial de elección de tenencia y desempleo.....	217
4. TENENCIA DE VIVIENDA Y DISEÑO URBANÍSTICO	222
4.1. Ejercicio de simulación sobre la tenencia-grado de urbanización	224
5. OTRAS IMPLICACIONES DE LA TENENCIA DE VIVIENDA	226

CUESTIONES ABIERTAS	229
APÉNDICE:.....	233
• REGRESIONES DE PRECIOS HEDÓNICOS POR CC.AA. AÑO 1999.....	235
BIBLIOGRAFÍA.....	243

ÍNDICE DE CUADROS

NÚMERO	TÍTULO	PÁGINA
3.1	Renta familiar disponible bruta per cápita por comunidades autónomas 1995-2001 (€)	98
3.2	Serie de precios medios de la vivienda nueva y usada por comunidades autónomas (€/m ²)	102
3.3	Ratio entre el precio medio de una vivienda de 90 m ² y la renta familiar bruta disponible per cápita	105
3.4	Viviendas principales según régimen de tenencia y crecimiento poblacional intercensal	108
3.5	Estadísticos descriptivos de las variables empleadas en los modelos agregados	109
3.6	Coste de uso anual del capital residencial en propiedad provincial estimado	114
3.7	Total de observaciones y porcentaje de cada alternativa	116
3.8	Renta permanente (lnY _p)	120
3.9	Índices de precios hedónicos de la vivienda según tipo de edificio	124
3.10	Índices de precios hedónicos de la vivienda según densidad de población	124
3.11	Índices de precios hedónicos de la vivienda según tipo de urbanización	125
3.12	Características de la vivienda estándar y estadísticos descriptivos	126
3.13	Estadísticos descriptivos de las variables explicativas empleadas en la modelización de la tenencia y demanda de vivienda según el tipo de edificio y la densidad de población (Muestra 1)	137
3.14	Estadísticos descriptivos de las variables explicativas empleadas en la modelización de la tenencia y demanda de vivienda según el grado de urbanización del entorno (Muestra 2)	138
3.15	Estadísticos descriptivos de las variables explicativas empleadas en la modelización de la tenencia y demanda de vivienda según el grado de urbanización del entorno incluyendo el coste de uso de la vivienda (Muestra 3)	139
4.1	Estimación bietápica del modelo de tenencia de vivienda principal	148
4.2	Modelos logit multinomial y mixto de tenencia-tipo de edificación	152
4.3	Matriz de Choleski del modelo logit mixto de tenencia-tipo de edificación con renta permanente (Y _p)	153

VI ANÁLISIS DE LAS DECISIONES DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA EN ESPAÑA

NÚMERO	TÍTULO	PÁGINA
4.4	Matriz de Choleski del modelo logit mixto de tenencia-tipo de edificación con renta corriente (Y_C)	153
4.5	Efectos marginales del modelo logit multinomial de tenencia-tipo de edificación con renta permanente (Y_P)	153
4.6	Efectos marginales del modelo logit mixto de tenencia-tipo de edificación con renta permanente (Y_P)	154
4.7	Efectos marginales del modelo logit mixto de tenencia-tipo de edificación con renta corriente (Y_C)	154
4.8	Modelos logit multinomial y mixto de tenencia-tipo de edificación sin la variable explicativa de tamaño del municipio	158
4.9	Efectos marginales del modelo logit mixto de tenencia-tipo sin la variable explicativa de tamaño del municipio	159
4.10	Estimación de los modelos logit multinomial y mixto de tenencia-densidad de población	163
4.11	Matriz de Choleski para el modelo logit mixto de tenencia-densidad de población	164
4.12	Efectos marginales del logit multinomial de tenencia-densidad de población	164
4.13	Efectos marginales del logit mixto de tenencia-densidad de población	165
4.14	Estimación de los modelos logit multinomial y mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización	170
4.15	Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización	171
4.16	Efectos marginales del logit multinomial para la elección de tenencia-grado de urbanización	171
4.17	Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización	172
4.18	Estimación de los distintos modelos logit mixtos para la elección de tenencia-grado de urbanización	175
4.19	Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con índice de precios hedónicos de la vivienda	176
4.20	Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con un indicador de coste de uso de la vivienda (C_u)	176
4.21	Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con la variable coste de uso especificada como C_u/Y_P	176
4.22	Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con índice de precios hedónicos de la vivienda	177
4.23	Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con un indicador de coste de uso de la vivienda (C_u)	177

NÚMERO	TÍTULO	PÁGINA
4.24	Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con la variable coste de uso especificada como C_u/Y_p	178
4.25	Estimación de los modelos logit multinomial y mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso	180
4.26	Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso	181
4.27	Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso	181
4.28	Estimación MCO de las ecuaciones de demanda según tenencia-tipo de edificación con corrección del sesgo de selección	187
4.29	Estimación MCO de las ecuaciones de demanda según tenencia-tipo de edificación sin corrección del sesgo de selección	187
4.30	Elasticidades precio y renta de demanda medias estimadas según tenencia-tipo de edificación	189
4.31	Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización con índice de precios hedónicos, con corrección del sesgo de selección	191
4.32	Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso, con corrección del sesgo de selección	192
4.33	Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización con índice de precios hedónicos, sin corrección del sesgo de selección	192
4.34	Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso, sin corrección del sesgo de selección	193
4.35	Elasticidades precio y renta de demanda estimadas según tenencia-grado de urbanización con índice de precios hedónicos, corrigiendo por sesgo de selección muestral según logit mixto o multinomial	196
4.36	Elasticidades precio y renta de demanda estimadas según tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso, corrigiendo por sesgo de selección muestral según logit mixto o multinomial	197
4.37	Estimación de las ecuaciones de demanda para propietarios e inquilinos MCO y corregidas según el método de Heckman	199
4.38	Estimación de las elasticidades renta y precio de demanda para propietarios e inquilinos(MCO y corregidas por método de Heckman)	199

VIII ANÁLISIS DE LAS DECISIONES DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA EN ESPAÑA

NÚMERO	TÍTULO	PÁGINA
5.1	Coste de uso del capital residencial y tasas de vivienda principal en propiedad en 1999, antes y después de la reforma del IRPF	210
5.2	Efectos de eliminar la actual desgravación en el IRPF por vivienda habitual en propiedad	214
5.3	Efectos de la reforma del IRPF en materia de vivienda habitual	214
5.4	Estimación por mínimos cuadrados en tres etapas del sistema de ecuaciones simultáneas (5.4)-(5.5)	221
5.5	Efecto estimado sobre la tenencia-grado de urbanización	225

ÍNDICE DE GRÁFICOS

NÚMERO	TÍTULO	PÁGINA
1.1	Tasas de vivienda según régimen de tenencia en diversos países seleccionados	22
1.2	Factores que influyen en la decisión de tenencia y demanda de vivienda	24
3.1	Comunidades autónomas con menores y mayores tasas de variación poblacional 1991-2001 (%)	96
3.2	Variación de la renta familiar bruta disponible per cápita por comunidades autónomas durante 1995-2001 (%)	99
3.3	Tasas de paro autonómicas para el periodo intercensal	100
3.4	Evolución del tipo medio de los préstamos hipotecarios del conjunto de entidades de crédito a más de tres años	100
3.5	Variación de los precios de la vivienda y rentabilidad de los bonos y obligaciones (%)	101
3.6	Evolución de la inversión residencial a nivel nacional	102
3.7	Variación del precio medio de la vivienda nueva y usada por comunidades autónomas durante 1991-2001 (%)	103
3.8	Precios medios de las viviendas nuevas y usadas en las principales ciudades españolas en 1991 y 2001 (€/m ²)	104
3.9	Variación intercensal de hogares según número de miembros. Censos 1991-2001 (%)	106
3.10	Porcentaje de viviendas en alquiler sobre el total de las viviendas familiares por CC.AA.	107

INTRODUCCIÓN

El peso significativo que desempeña la riqueza materializada en vivienda dentro del conjunto de la riqueza neta del sector privado, convierten al sector de la construcción en uno de los sectores claves en la economía de cualquier país. Al mismo tiempo, para la mayor parte de las familias los gastos relacionados con la vivienda (pago de una hipoteca o de un alquiler, gastos de mantenimiento o mejora) representan un alto porcentaje de su renta disponible, constituyendo la adquisición de una vivienda el activo más importante de sus carteras. Estas dos circunstancias han hecho que la política de vivienda adquiera un papel relevante en el moderno estado del bienestar.

En España, la política de vivienda se ha situado en la última década en el centro del debate político debido a la coyuntura sostenida por el mercado inmobiliario español, resumida en unas tasas reales de crecimiento en los precios de la vivienda superiores al 10% durante los últimos años, junto a una caída de la construcción de viviendas protegidas y un crecimiento notable de la construcción libre. Esta política de vivienda se ha dirigido principalmente a fomentar el régimen de la propiedad, otorgando importantes ventajas fiscales a la adquisición de una vivienda. A esto se une, según señala Eastaway y San Martín (1999), la importancia cultural de la tenencia en propiedad como una característica diferencial del mercado de vivienda en España. Estos dos elementos han hecho que el mercado inmobiliario español se caracterice por poseer un elevado porcentaje de vivienda en propiedad y una escasa proporción de vivienda en alquiler. Según datos del INE, España junto a Grecia son los dos países de la Unión Europea que presentan menores tasas de viviendas en alquiler. Si analizamos las cifras recogidas en los dos últimos Censos de Población y Vivienda (1991 y 2001), en 1991 el 15% de los hogares vivían en alquiler y el 78% en viviendas de su propiedad, mientras que en 2001 los porcentajes son del 11.5% y 82%, respectivamente. Por tanto, y a pesar del fuerte incremento experimentado por los precios residenciales, la escasa propensión que existe en España a vivir en alquiler tiende a acentuarse cada vez más. A nivel de regiones existen importantes diferencias. Según el último censo, Melilla (28%) y Ceuta (20%) junto con Baleares (20.1%) y Canarias (16.9%) son las que tienen mayores tasas de viviendas en régimen de alquiler, mientras que los menores valores los encontramos en Castilla La Mancha (6.9%) y País Vasco (7.3%).

2 ANÁLISIS DE LAS DECISIONES DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA EN ESPAÑA

Otro de los aspectos que caracterizan el actual mercado inmobiliario español es la alta proporción de viviendas vacías (14.8%), situándose en 3.1 millones según el censo de 2001, lo que supone un crecimiento del 25.5% respecto a 1991.

La fuerte escalada en los precios de la vivienda provoca en importantes grupos de población, especialmente los jóvenes y los estratos de población más desfavorecidos, graves dificultades para acceder a una vivienda tanto en propiedad debido a su alto coste, como en alquiler, por la escasa oferta existente de viviendas bajo este régimen, a pesar del amplio parque de vivienda principales existente en España. De esta manera se conforma una barrera a la marcha de los jóvenes de los hogares familiares, provocando retrasos en la edad de emancipación de los mismos, además de no facilitar la movilidad geográfica de la población.

Es precisamente este contexto, bajo el que se ha generado todo un debate en torno a las reformas que se deberían producir dentro del marco de la política de vivienda en España, en el que resulta fundamental conocer los principales factores que determinan la elección del régimen de tenencia de la vivienda habitual, así como los parámetros que caracterizan el gasto monetario realizado en la vivienda, ya que ello permitiría un mejor diseño de la política de vivienda, y por tanto, una mayor eficiencia en la intervención estatal sobre este mercado.

Dentro de la literatura de Economía de la Vivienda han sido múltiples los estudios llevados a cabo sobre el régimen de tenencia de la vivienda habitual y la demanda de servicios de vivienda.

Desde un punto de vista macroeconómico, diferentes trabajos han perseguido modelizar, partiendo de datos agregados en ciertos ámbitos territoriales, la tasa observada de viviendas habituales en propiedad (π) frente a otros regímenes de tenencia. Como ejemplos, podemos citar entre otros a Rosen y Rosen (1980), o Hendershott y Shilling (1982), ambos estudian los principales determinantes que influyen a la hora de decidir entre los dos tipos principales de tenencia de vivienda (comprar o alquilar), con objeto de poder explicar el fuerte incremento experimentado por la tasa de vivienda en propiedad en los Estados Unidos.

En la misma línea, Rosen, Rosen y Holtz-Eakin (1984) desarrollan un modelo de elección de tenencia donde, a diferencia de los dos estudios anteriores, las expectativas del precio de las viviendas son consideradas explícitamente mediante la construcción de

un modelo de formación de expectativas basado en los valores pasados de la variable (procedimiento Box-Jenkins). Las conclusiones obtenidas por estos tres estudios destacan la importante influencia que desempeña el tratamiento fiscal favorable que reciben los propietarios en el impuesto sobre la renta sobre la tasa de vivienda en propiedad. Este mismo resultado es obtenido por Green y Vandell (1999) en un estudio realizado a nivel microeconómico y macroeconómico para los Estados Unidos.

Eilbott y Binkowski (1985) analizan la elección de tenencia de vivienda empleando datos agregados de distintas áreas metropolitanas de los Estados Unidos. Las conclusiones que se derivan de su estudio indican que aproximadamente el 56% de las variaciones experimentadas por la proporción de viviendas en propiedad en los distintos distritos en 1970 pueden ser explicadas por las variables: renta, valor de la vivienda, tamaño y distribución de edad de la familia.

Por último, Barrios y Rodríguez (2004a) proponen una metodología para modelizar y cuantificar los vínculos existentes entre la tasa de vivienda en propiedad y tasa de desempleo a través de un modelo macroeconómico que relaciona ambos mercados mediante un sistema de ecuaciones simultáneas, donde las unidades de observación, en vez de ser la conducta observada de los individuos, recaen sobre el comportamiento de los mercados inmobiliarios residenciales a nivel provincial. En sus resultados encuentran que para las regiones españolas no se verifica la hipótesis establecida por Oswald (1996), (1999), que afirma que la vivienda en propiedad genera un impacto negativo sobre el mercado de trabajo debido al efecto restrictivo que este tipo de tenencia produce sobre la movilidad laboral.

Desde la óptica microeconómica, existe dentro de la literatura de Economía de la Vivienda un gran número de investigadores que han puesto de manifiesto la necesidad de analizar de forma conjunta las decisiones de elección del tipo de tenencia y demanda de vivienda. Cabe destacar entre otros muchos, los trabajos que para los hogares de Estados Unidos realizan Lee y Trost (1978) y Rosen (1979), así como Jaén y Molina (1994) para el caso andaluz, los cuales abordan un modelo probit binomial que analiza conjuntamente la elección de tenencia (comprar o alquilar) y el gasto en vivienda, donde aplican el procedimiento en dos etapas de Heckman (1979) para estimar las ecuaciones de demanda. Rapaport (1997) evalúa la demanda de vivienda de los propietarios para el área metropolitana de Tampa (Florida) teniendo en cuenta la elección del régimen de tenencia (comprar o alquilar) y de la comunidad en la que residir. En la misma línea,

Colom y Cruz (1998) analizan el gasto en servicios de vivienda para los hogares españoles según el régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y la localización de la vivienda (ámbito urbano o rural). En ambos trabajos se aplica un modelo logit multinomial en la primera etapa, corrigiéndose en la segunda las ecuaciones de demanda con una generalización del método de Heckman (1979) debida a Dubin y McFadden (1984). Por otra parte, Ermisch (1996) y Goodman (2002) mediante un probit bivariante consideran la tenencia junto con la movilidad a la hora de modelizar las ecuaciones de demanda, el primero para los hogares británicos, mientras que el segundo lo hace para las familias propietarias de Estados Unidos que han decidido no mudarse. En los dos casos se reportan funciones de demanda corregidas por una variante del método de Heckman (1979) introducida por Catsiapis y Robinson (1982). Colom, Martínez y Cruz (2002) analizan la decisión de formar hogar simultáneamente con la elección del régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y demanda de servicios de vivienda para los jóvenes españoles. Para ello, aplican un probit bivariante censurado sobre las alternativas: no formar un hogar independiente de sus padres, formar un hogar en régimen de propiedad y formar un hogar en régimen de alquiler, estimando en una segunda etapa sólo las ecuaciones de demanda (corregidas por el método de Heckman (1979) adaptado por Catsiapis y Robinson (1982)) para las dos últimas opciones.

El objetivo fundamental de esta memoria es determinar los aspectos o variables que resultan más relevantes en la elección del tipo de tenencia y la demanda de vivienda en España.

Para ello, a nivel macroeconómico, hemos desarrollado un modelo agregado a nivel de las 46 provincias españolas del régimen común, que pretende explicar la tasa de viviendas habituales en propiedad observadas a nivel provincial en función del coste de uso relativo del capital residencial y otras variables sociodemográficas y de renta. Este modelo nos permitirá realizar una primera evaluación del impacto, en términos del acceso a la vivienda habitual, de la entrada en vigor a partir del ejercicio de 1999 de la Ley 40/1998.

Desde una perspectiva microeconómica, y como aspecto novedoso respecto a los trabajos desarrollados previamente en la literatura que abordan este tema, en esta investigación hemos empleado el modelo econométrico logit mixto para el análisis de la tenencia de vivienda. Este tipo de modelización nos permitirá superar las hipótesis simplificadoras propias de la familia de modelos logit más ampliamente utilizados hasta

el momento en los estudios de elección de tenencia de vivienda, el logit multinomial y el logit anidado, y que se corresponden con los supuestos de independencia de alternativas irrelevantes y homoscedasticidad. Este modelo que fue aplicado en un principio al estudio de la demanda de transporte, se ha desarrollado principalmente en los últimos años, convirtiéndose junto al probit en la alternativa más utilizada para reflejar el proceso de elección discreta considerando heteroscedasticidad y correlación. No obstante, y a pesar de su gran flexibilidad, el probit no se ha convertido en un modelo de uso general por la dificultad creciente que entraña su estimación cuando se incrementa el número de alternativas objeto de estudio, además de presentar la limitación de suponer que todos los términos de error siguen una distribución normal. Como precursores en la aplicación del logit mixto al campo particular de la demanda de vivienda, podemos destacar los trabajos de Rouwendal y Meijer (2001), Börsch-Supan, Heiss y Seko (2001). A nivel español, los trabajos de Rodríguez y Barrios (2003) o Barrios y Rodríguez (2004b) son los únicos precedentes.

Si bien, quizás el aspecto más relevante de esta memoria desde el punto de vista metodológico lo constituye el procedimiento de corrección del sesgo de selección muestral que hemos empleado a la hora de estimar las ecuaciones de demanda de vivienda en España. Para corregir dicho sesgo, hemos aplicado el método de Heckman generalizado para un modelo logit mixto propuesto por Barrios (2004). Este procedimiento permite corregir el sesgo muestral cuando en una primera etapa es estimado un modelo logit mixto.

Esta memoria queda estructurada en dos partes. En la Parte I: Fundamentos Metodológicos, se incluyen los dos primeros capítulos: Capítulo 1: Modelo teórico de elección de tenencia y demanda de vivienda, y el Capítulo 2: Modelos econométricos de elección de tenencia y demanda de vivienda. La Parte II: Análisis de las Decisiones de Tenencia y Demanda de Vivienda en España, consta de tres capítulos: Capítulo 3: Variables empleadas, fuentes estadísticas y análisis descriptivo de la situación de la vivienda en España, Capítulo 4: Modelización econométrica de la elección de tenencia y demanda de vivienda en España, y el Capítulo 5: Política económica y tenencia de vivienda: algunas implicaciones en el ámbito español.

En el capítulo 1 destacamos las aportaciones más relevantes en la modelización teórica de la elección de tenencia y demanda de vivienda, haciendo especial hincapié en los principales factores que intervienen a la hora de decidir tenencia y gasto en vivienda:

características sociodemográficas del individuo, la cuestión financiera y la movilidad esperada. En el último epígrafe se expone el modelo teórico de elección de tenencia y demanda de vivienda que constituye el paradigma de comportamiento bajo el que trabajamos en esta memoria. Adquiere en este capítulo especial relevancia la síntesis que se realiza del concepto de coste de uso, en el que se integran los costes de transacción.

Si bien la contrastación empírica más adecuada para el modelo teórico del capítulo 1 se debe fundamentar en datos de panel, ante la carencia de paneles en España lo suficientemente largos y con información adecuada, optamos finalmente por emplear datos de corte transversal.

En el capítulo 2 desarrollamos, en primer lugar, un modelo de tenencia de vivienda habitual desde una perspectiva macroeconómica, donde la tasa de viviendas habituales en propiedad se hace depender de la evolución actual y pasada del coste de uso relativo de propiedad sobre alquiler, un indicador de la renta per cápita como proxy de la renta permanente, y una serie de variables demográficas, como es el porcentaje de población por tramos de edad y el porcentaje de población por estado civil (matrimonios, viudos, etc.). En segundo lugar, se lleva a cabo un repaso de los principales modelos microeconómicos de elección de tenencia, que basados en el paradigma de la maximización de la utilidad aleatoria, han sido aplicados a la vivienda, destacándose las principales ventajas y limitaciones de los mismos. A continuación, se detalla la formulación del modelo logit mixto que hemos empleado como modelo de tenencia. El capítulo finaliza exponiendo el procedimiento de corrección del sesgo de selección para la demanda de vivienda que hemos aplicado.

En este sentido, realizar una estimación MCO de la demanda de vivienda de forma separada para cada una de las submuestras de hogares según la forma de tenencia sin corrección del sesgo de selección muestral podría dar lugar a estimaciones sesgadas de los parámetros, en el caso de que ambas decisiones (tenencia y demanda) sean adoptadas de forma conjunta y no independientemente. En el proceso de estimación en dos etapas, el método de Heckman (1979) y el método de Lee (1983) han sido los dos procedimientos más utilizados para corregir el sesgo de selección muestral. En nuestro caso para corregir dicho sesgo aplicaremos el método de Heckman generalizado para un modelo logit mixto propuesto por Barrios (2004).

Las principales fuentes de datos utilizadas por los distintos modelos desarrollados en esta memoria tanto a nivel macro como microeconómico, así como el análisis descriptivo de las variables, se encuentran detallados en el capítulo 3. Comenzamos realizando un análisis comparativo de la situación de la vivienda en España durante el periodo intercensal 1991-2001. Las principales conclusiones que se extraen de dicho análisis es que el mercado inmobiliario español se caracteriza por su elevado porcentaje de viviendas secundarias y desocupadas, y por poseer una cada vez mayor tasa de vivienda en propiedad y una menor tasa de alquiler.

En los modelos macroeconómicos a nivel provincial desarrollados emplearemos datos de corte transversal referidos fundamentalmente al Censo de 1991, últimos disponibles al comienzo de esta investigación.

En los modelos microeconómicos hemos utilizado los datos de corte transversal procedentes de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) correspondientes al año 1999 (último año disponible cuando comenzamos esta investigación) utilizando el modelo logit mixto como modelo de elección discreta inspirado en el paradigma de la maximización de la utilidad aleatoria (McFadden (2000)). Como fuente de datos longitudinales disponibles a nivel nacional, el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), además de no poseer paneles con un tamaño adecuado en el momento de iniciar esta investigación, frente a la ECPF muestra el inconveniente de no disponer de información sobre precios de las viviendas en propiedad o en su defecto, del alquiler imputado por el propietario, metros cuadrados de la vivienda o, datos relativos a la zona de residencia.

Entre las variables explicativas utilizadas a nivel microeconómico, se ha elaborado una medida de la renta permanente imputada a los individuos, así como un índice de precios hedónicos de la vivienda por comunidades autónomas.

Para analizar la elección que realiza un individuo sobre el régimen de tenencia de la vivienda se debe incluir un concepto de renta más amplio que el de renta corriente anual que permita recoger en su lugar la renta a largo plazo o permanente (Friedman (1957)). Dada la disponibilidad de información contenida en la ECPF, para obtener una medida de la renta permanente hemos optado al igual que Goodman y Kawai (1982) por estimar ésta mediante el uso de un modelo de capital humano y no humano, donde la renta corriente (Y_C) 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 ($\text{Ln}Y_C$) 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 la componente transitoria (en logaritmo), esto es: $\text{Ln}Y_C = \text{Ln}Y_P + \text{Ln}Y_T$.

Por otro lado, ante la ausencia de información muestral sobre los precios para cada individuo de los distintos regímenes de tenencia de vivienda que han sido considerados en esta memoria, hemos optado por emplear la metodología de precios hedónicos como procedimiento para determinar el precio compra y alquiler de las viviendas en cada comunidad autónoma, dada la disponibilidad de datos sobre características de las viviendas contenidos en la ECPF.

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, empleando 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), y como variables explicativas se han utilizado aquellas que recogen características de la vivienda, del edificio donde está ubicada, al igual que características del entorno como son la densidad de población y el grado de urbanización de la zona.

Como aportación novedosa de esta memoria, en este capítulo proponemos una especificación “alternativa” para el coste de uso anual del capital residencial en propiedad. Esta nueva formulación se basa en suponer que los propietarios se fijan en el mercado de alquiler para establecer su alquiler imputado. Bajo este supuesto, obtenemos que el coste de oportunidad de los fondos propios invertidos en la vivienda, las ganancias de capital y la parte del impuesto sobre la renta asociado a los rendimientos del capital inmobiliario, son las tres componentes que hacen que el coste de uso de una vivienda en propiedad difiera del alquiler contratado de la vivienda.

En la reciente literatura de Economía de la Vivienda, la variable coste de uso del capital residencial, en sus dos vertientes, en propiedad y en alquiler, ha jugado un

importante papel a la hora de analizar el impacto de políticas impositivas, de evolución del marco inflacionario general e incluso de políticas monetarias, sobre la demanda residencial de vivienda. Sin embargo a nivel nacional todavía no se había afrontado la tarea de evaluar empíricamente la relación explícita entre este tipo de variables indicadoras del coste de uso de inmuebles residenciales y el régimen de tenencia de los mismos. En este sentido, en el capítulo 4 desarrollamos en primer lugar, al igual que Green (1996) y Green y Vandell (1999) para los EE.UU., un modelo macroeconómico a nivel de las provincias españolas de régimen común que persigue conectar la tasa de viviendas habituales en propiedad observadas a nivel provincial, con el coste de uso relativo del capital residencial, y con distintas variables demográficas, sociales y de renta.

Para el estudio de la tenencia de vivienda a nivel microeconómico en España se han desarrollado tres modelos. El primero considera cuatro alternativas de tenencia establecidas en función al régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y al tipo de edificio (unifamiliar o colectivo). El segundo analiza de forma conjunta el régimen de tenencia y la localización de la vivienda habitual en función al grado de densidad de población de la zona. En el tercero, al igual que en el segundo, se aborda un estudio conjunto de localización de la vivienda y el régimen de tenencia, estableciéndose la localización de la vivienda en función al grado de urbanización de la zona en el que se encuentra ubicada la vivienda.

Este último estudio junto al de Colom y Cruz (1998) constituyen los únicos precedentes conocidos a nivel nacional que relacionan ubicación urbana y tenencia, de esta manera tratan explícitamente de solucionar el problema de endogeneidad de los precios. No obstante, el análisis de la tenencia que realiza Colom y Cruz es llevado a cabo mediante un modelo logit multinomial con datos referidos a 1991, considerando en la localización únicamente el ámbito urbano o rural.

Las estimaciones obtenidas para estos tres modelos de tenencia de vivienda son recogidas en el capítulo 4, así como las ecuaciones de demanda estimadas para el primero y el tercero de los modelos considerados. Los resultados obtenidos para la tenencia constatan la existencia de un comportamiento heterogéneo en los individuos respecto a las variables renta y edad, a pesar de haberse incluido diversas características de los mismos como factores explicativos de su proceso de toma de decisiones. Por esta razón, en lugar de un logit multinomial resulta más adecuado emplear un modelo logit

mixto que considere como aleatorios los coeficientes de estas dos variables. De la misma forma, se evidencia la mayor capacidad explicativa del logit mixto frente al logit multinomial, por presentar mayor valor en el log-verosimilitud, y al resultar rechazada la hipótesis que establece como nulas las varianzas de los parámetros aleatorios. Por otro lado, los factores que resultan más relevantes para explicar las decisiones sobre elección de tenencia de la vivienda habitual son las variables económicas precio y renta permanente, así como la edad del sustentador principal. El signo de la influencia se ajusta a lo esperado, de modo que aumentos en la renta inciden positivamente sobre la propiedad de una vivienda, subidas en el precio hacen disminuir la probabilidad de elección de la alternativa que se encarece, y una mayor edad da lugar a que los individuos se inclinen en menor medida por la opción del alquiler. Asimismo, según las estimaciones obtenidas por el modelo logit mixto, el coste de uso estimado bajo la especificación “alternativa” se convierte en una de las variables relevantes para explicar la elección del tipo de tenencia, a diferencia de la baja influencia que muestra cuando es calculada empleando la especificación “tradicional” recogida hasta ahora en la literatura.

Por su parte, las distintas ecuaciones de demanda de servicios de vivienda estimadas muestran la existencia de sesgo de selección muestral, indicando con ello, que tanto el tipo de tenencia (comprar o alquilar) como la localización de la vivienda (o el tipo de edificio) resultan factores correlacionados con la demanda de vivienda que realizan los individuos. Este mismo resultado obtiene Rapaport (1997) para una muestra de hogares del estado de Florida, o Colom y Cruz (1998) para los hogares españoles. En ambos casos analizan el gasto en vivienda simultáneamente con la localización y el régimen de tenencia.

Entre las principales conclusiones obtenidas, podemos destacar que el precio y la renta se convierten en los factores más determinantes en las ecuaciones de demanda. En este sentido, la inclusión de la renta permanente y transitoria como medidas de renta permite obtener mayores elasticidades y un mejor ajuste de la demanda. El menor valor que presenta la elasticidad de la renta corriente respecto a la renta permanente, indica que los individuos realizan sus decisiones de demanda en función a su renta a largo plazo en lugar de su renta corriente o actual. En términos de elasticidades, al igual que Jaén y Molina (1994) y Colom, Martínez y Cruz (2002), encontramos que son los hogares inquilinos los que muestran una demanda de vivienda más sensible a

modificaciones en la renta y en el precio. Este hecho puede ser debido a los mayores costes de transacción que soportan los hogares propietarios a la hora de modificar su demanda de servicios de vivienda.

De igual forma, para analizar la incidencia de la localización, en este capítulo se han estimado a modo comparativo las ecuaciones de demanda únicamente con las alternativas de tenencia de vivienda: propiedad y alquiler. Según los resultados obtenidos, la demanda estimada para el conjunto de los propietarios infravalora de forma notable la elasticidad precio. Este resultado confirma la conclusión obtenida por Rapaport (1997), que la consideración de la localización de la vivienda genera una mayor elasticidad precio de demanda. Por otro lado, se observan pautas de comportamiento diferentes entre los hogares propietarios según la ubicación de la vivienda. Los localizados en un ámbito rural muestran una demanda más sensible a modificaciones en renta permanente que los que residen en un ámbito urbano. En este sentido, el realizar una estimación de la demanda para el conjunto de los propietarios dará lugar a distintas elasticidades precio y renta, y por tanto, a conclusiones erróneas sobre su comportamiento ante modificaciones en la renta y en el precio de los servicios de vivienda.

En el capítulo 5 se analiza en primer lugar, la posible influencia de la reciente reforma impositiva del I.R.P.F. sobre la inversión en vivienda habitual (Ley 40/1998), mediante el desarrollo de un ejercicio de simulación aplicado sobre el modelo macroeconómico a nivel de las provincias españolas desarrollado en el capítulo 4. En segundo lugar, empleando el modelo microeconómico estimado bajo la especificación “alternativa” del coste de uso, simulamos por deciles de renta permanente el efecto que sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas de tenencia de vivienda se puede derivar de la adopción de determinadas medidas de carácter fiscal, como son la supresión de la actual deducción por vivienda habitual en propiedad existente en el I.R.P.F. o el efecto de la última reforma del I.R.P.F. (Ley 40/1998). Según los resultados obtenidos en esta segunda simulación, la supresión de las ventajas fiscales que reciben los propietarios de su vivienda genera una incidencia negativa sobre la compra de una vivienda (disminución en torno al 5.5%), principalmente en las zonas urbanas, fomentando lógicamente el alquiler. Los resultados por deciles de renta muestran para la alternativa de propiedad en zona urbana alta una incidencia creciente a medida que se incrementa el nivel de ingresos. En cambio, la compra en zona urbana

media-inferior experimenta las mayores variaciones en los niveles bajos de renta, mientras que en las zonas rurales es en los deciles intermedios.

Por otro lado, el efecto que se deriva del cambio impositivo en la regulación del I.R.P.F. en materia de vivienda habitual en propiedad (Ley 40/1998) parece ser escaso y va a depender del nivel de renta de los individuos. Es en las rentas más bajas donde la reforma parece fomentar la propiedad de una vivienda en detrimento del alquiler, como consecuencia del aumento que experimenta la renta permanente y la reducción que se produce en el coste de uso del capital residencial en propiedad. Por tanto, esta nueva legislación no parece desempeñar una importante influencia sobre el acceso a la propiedad de una vivienda, incidiendo principalmente sobre los individuos de baja renta.

En este mismo capítulo se desarrolla un modelo macroeconómico con el que se pretende añadir evidencia empírica que permitirá corroborar si a nivel de las provincias españolas se verifica o no la hipótesis de Oswald (1996), (1999), que establece la existencia de una relación positiva entre la tasa de desempleo y la tasa de vivienda habitual en propiedad, debido al efecto restrictivo que este tipo de tenencia genera sobre la movilidad laboral. Más concretamente, Oswald (1996), (1999) y parcialmente Green y Hendershott (2001), argumentan que los países y regiones con una tasa de vivienda en propiedad superior en 10 puntos porcentuales tienen aproximadamente 2 puntos porcentuales más alta la tasa de desempleo. Los resultados obtenidos para las provincias españolas indican por el contrario la existencia de una relación bidireccional negativa entre ambos mercados. Particularmente, encontramos que en los valores medios, las provincias que presentan una tasa de vivienda en propiedad superior en 10 puntos porcentuales tienen tasas de paro que son aproximadamente 2.2 puntos porcentuales más bajas. Por tanto, según se desprende del modelo estimado, en España un mayor nivel de vivienda ocupada en propiedad no genera un mayor nivel de desempleo. Por consiguiente, no resulta incompatible en España llevar a cabo políticas económicas encaminadas a promover el acceso a una vivienda en propiedad, y al mismo tiempo, reducir la tasa de desempleo.

En el apartado 4 de este último capítulo, destacamos algunas posibles implicaciones de la forma de tenencia de la vivienda principal sobre el diseño urbanístico en base a los resultados obtenidos en el estudio de la tenencia según el grado de urbanización desarrollado en el capítulo 4. De los resultados obtenidos se desprende que la incidencia

de la forma de tenencia-localización de la vivienda sobre el crecimiento urbano vendrá determinada en parte por la evolución que experimenten las variables que mayor influencia desempeñan en esta decisión, principalmente renta, precio y edad. En este mismo apartado realizamos un ejercicio de simulación que nos permite analizar con mayor claridad el impacto que sobre la elección de las distintas alternativas de tenencia-localización provocaría un cambio en estas tres variables (edad, nivel de precios y renta permanente).

El capítulo finaliza apuntando hacia otras posibles implicaciones sociales de la tenencia de vivienda, como son el efecto positivo que la tenencia en propiedad genera sobre la formación y los resultados escolares obtenidos por los hijos de las familias que son propietarias de su vivienda, o la relación entre el tipo de tenencia y la salud de sus inquilinos.

Concluimos la presente memoria sugiriendo posibles líneas de investigación futuras, incluyéndose un apéndice final en el que se recogen los resultados de las regresiones hedónicas para los precios de las viviendas estimadas por comunidades autónomas.

PARTE I:

FUNDAMENTOS METODOLÓGICOS

CAPÍTULO 1:

MODELO TEÓRICO DE ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA

1. INTRODUCCIÓN

El problema de la modelización teórica del proceso de decisión que siguen los individuos a la hora de elegir el régimen de tenencia de su vivienda habitual así como la demanda de servicios de vivienda ha sido probablemente uno de los más recurrentemente tratados en la literatura de Economía de la Vivienda (Artle y Varaiya (1978), Weiss (1978), Hendershott y Shilling (1982), Ranney (1981), Henderson y Ioannides (1983), Wheaton (1985), Linneman (1985), Plaut (1987), Goodman (1995), Ioannides y Kan (1996), Chung y Haurin (2002), Ortalo-Magné y Rady (2002)).

Pero antes de entrar en mayor detalle, mejor realizamos un ejercicio exploratorio previo sobre los principales factores que entendemos intervienen a la hora de decidir tenencia y demanda de vivienda. Factores que, a la postre, han sido el objetivo de análisis más pormenorizado en la literatura que trata este tema, y donde cada nueva contribución (como las mencionadas anteriormente) ha venido haciendo énfasis en el papel que juegan algunas de estas causas sobre otras. Como argumentaremos en lo que sigue, podemos subrayar esencialmente cinco fuentes de influencias sobre las decisiones que toman los individuos en materia de tenencia de la vivienda (Arnott (1987), Green (2001)): *la búsqueda de seguridad o de protección contra riesgos*, *la gestión efectiva de la vivienda*, *la segmentación del mercado*, *las causas financieras*, y, *la movilidad esperada del individuo*.

La primera razón (*búsqueda de seguridad*) la podríamos fundamentar de diversas maneras. En primer lugar, los propietarios de una vivienda no están sujetos como los arrendatarios al riesgo de una variación, tanto en el precio del alquiler como en la localización de su vivienda, al término de la duración de sus respectivos contratos de alquiler, que en España bajo la legislación actual (Ley 29/1994 de Arrendamientos Urbanos) suelen ser anuales y renovables, forzosamente para el arrendador, hasta cinco años con una actualización del alquiler pactado que no puede sobrepasar la evolución anual del IPC general publicado por el INE. Ciertamente, los propietarios también se enfrentan al riesgo sobre el precio de la vivienda, pero ya introduciremos este aspecto cuando abordemos la cuestión financiera.

Al mismo tiempo, una de las razones más importantes que motivan a los individuos a vivir en un determinado lugar es la proximidad a su zona de trabajo. En este caso, adquiriendo una vivienda en propiedad, se está manteniendo constante, además del coste de la vivienda, el coste de transporte hacia su lugar de trabajo, al menos mientras que este permanezca en el mismo sitio. Esta situación obviamente varía para los arrendatarios de una vivienda.

Podríamos añadir también aquí, la gestión de los riesgos propios del ciclo de vida del individuo o de búsqueda de seguridad patrimonial (ahorro e inversión como seguro para el retiro, protección frente a riesgos de inflación general, etc.). De esta manera se explicaría que aquellos individuos adversos a este tipo de riesgos (de precios, de localización y de ciclo de vida) prefieran la vivienda en propiedad frente a otras formas de tenencia.

En segundo lugar, el verdadero control de la *gestión efectiva de la vivienda* lo lleva el propietario y no el arrendatario. En muchas ocasiones los intereses del arrendador y del arrendatario no caminarán en la misma dirección. Por una parte, el arrendador no suele poseer información fehaciente sobre la manera de “mantener” la vivienda del arrendatario a la hora de realizar el contrato de alquiler. Por otro lado, no hay contrato de arrendamiento que recoja toda la casuística tal que genere que un arrendador actúe de la manera que desearía el arrendatario, que es el que disfruta los servicios que le provee la vivienda, ante circunstancias de mantenimiento determinadas. De esta forma, aquellos individuos especialmente preocupados por la gestión de la vivienda, por ejemplo las personas habilidosas en materias de mantenimiento, podrían preferir tener la vivienda habitual en propiedad, mientras que aquellos individuos para los que mantener su vivienda sea un peso excesivo, posiblemente porque hacen quizás un “uso intenso” de la misma, podrían encontrar el alquiler como una forma de tenencia más adecuada a sus intereses.

Por otra parte, la *segmentación del mercado de la vivienda* en viviendas de alquiler y en propiedad, provoca, como norma general, que el mercado de viviendas en alquiler sea “estrecho” en cuanto a características de las viviendas se refiere, en contraste con el mercado de viviendas en propiedad que suele ser más “profundo” en este sentido. Tenemos presente que, cuando se adquiere una vivienda, los individuos tienen la oportunidad de elegirla de tal manera que se ajuste lo más posible a sus gustos y preferencias,

siempre sujetos a sus restricciones financieras. Incluso pueden construirse su propia casa o remodelar una existente para adaptarla en mayor medida a sus gustos. A esto habría que añadir que algunos regímenes de tenencia pueden presentar *restricciones administrativas* de tal manera que hagan imposible o difícil su elección para determinados individuos en función de sus características personales (renta, número de hijos, etc), como suele ser el caso de las viviendas públicas o subsidiadas, bien sea en alquiler o en propiedad.

De alguna manera, los tres factores anteriormente reseñados se podrían condensar en una idea: las características propias de cada individuo (en cuanto a su aversión a riesgos, política de mantenimiento, y gustos en materia de vivienda) determinan sus preferencias por una forma de tenencia particular. Además, precisamente la ponderación de estos tres aspectos puede ser un motivo poderoso para que los individuos, como norma general, se inclinen preferentemente por la vivienda en propiedad frente a otras formas de tenencia, como se desprende del alto, aunque variable y creciente en el último decenio, nivel internacional de las tasas de viviendas ocupadas en propiedad (Trilla (2001), Fisher y Jaffe (2002)), del cual España es un notable ejemplo tal y como se refleja en el gráfico 1.1. Determinados trabajos sociológicos van incluso más allá apuntando una *preferencia ontológica de los individuos sobre la vivienda en propiedad* (Saunders (1990), Lagrange y Pretorius (2000)), donde se presenta un paradigma de comportamiento humano que se inclina hacia la vivienda en propiedad frente a otras formas de tenencia, algo así como un "innato deseo de ser propietario de la vivienda" y no arrendatario, independientemente de las condiciones económicas del individuo y de su entorno, fundamentado en la visión de la vivienda propia como un "título social". Lógicamente, la participación conjunta de otros factores ayuda a modular el alcance de esta aseveración que, de otra manera, conllevaría una "sociedad de propietarios".

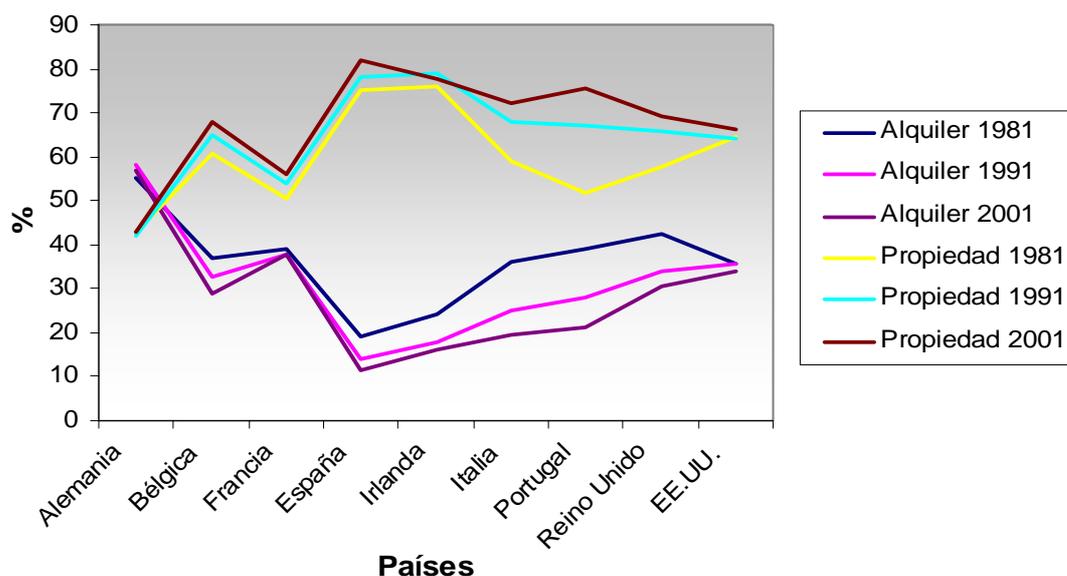


Gráfico 1.1. Tasas de vivienda según régimen de tenencia en diversos países seleccionados

Fuente: Alemania: Statistisches Bundesamt Deutschland, datos referidos a 1981, 1993 y 1998. Bélgica: National Institute of Statistics. Francia: Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE), datos referidos a 1984, 1992, 2002. España: INE. Irlanda: Central Statistics Office, datos referidos a 1980, 1990, 1998. Italia: Istituto Nazionale di Statistica, datos de 1981 referidos a 1980. Portugal: INE. Reino Unido: Office of the Deputy Prime Minister. US: US Census Bureau, datos referidos a 1980, 1990 y 2000.

Efectivamente, hay otras dos variables fundamentales que intervienen en la decisión de tenencia, además de las características propias del individuo: la *cuestión financiera* y la *movilidad esperada*.

Lógicamente, tras analizar sus preferencias por diferentes regímenes de tenencia, los individuos necesariamente confrontarán los costes que conllevan cada uno de ellos con su renta (incluso su renta permanente o de ciclo vital), de tal manera que, si el *coste de uso de una vivienda* en propiedad asequible para él supera al de una vivienda en alquiler (ambas con las características adecuadas a las preferencias propias del decisor), el individuo se convertirá en propietario y, en caso contrario, en arrendatario (Dougherty y Van Order (1982), Hendershott y Shilling (1982), Linneman (1985), entre otras numerosas referencias). Los determinantes del coste de uso de una vivienda en propiedad incluirán los precios de mercado de la vivienda, los costes de mantenimiento y depreciación, tipos de intereses y posible existencia de racionamiento en el mercado hipotecario (si fuera necesario solicitar un préstamo hipotecario para su adquisición), los impuestos que recaigan sobre la vivienda (en el caso español fundamentalmente los pre-

ceptos relativos a vivienda contenidos en el I.R.P.F. y el impuesto local sobre bienes e inmuebles I.B.I.), así como la apreciación (o depreciación) esperada en los precios de la vivienda. En el lado del arrendatario el coste de uso de una vivienda se reducirá al alquiler que soporta, modulado por aquellas disposiciones en materia impositiva que los puedan favorecer (o desfavorecer).

Es importante añadir también los *costes de transacción* de cada opción de tenencia (Quigley (2003)). Para el individuo que compra una vivienda estos pueden abarcar los costes de intermediación, el impuesto de transmisiones patrimoniales en caso de ser vivienda usada o IVA (IGIC en Canarias) en caso de ser nueva, de formalización del contrato hipotecario y de las escrituras, de búsqueda, de mudanza, etc. Para el arrendatario estos costes son generalmente menores y suelen incluir los costes de depósito o fianza (habitualmente en España una o dos mensualidades), y los costes de búsqueda y mudanza. Como se desprende de la discusión anterior, en la determinación final de los costes de uso de cada régimen de tenencia de la vivienda habitual, el papel que juega la política de vivienda se revela como fundamental.

Finalmente, la *movilidad esperada* del individuo es un determinante clave a la hora de seleccionar la forma de tenencia de su vivienda que, sin duda, modela la decisión final de los individuos en consonancia con los factores financieros y las características propias del individuo que definen sus preferencias en materia de vivienda (Arnott (1987), Dipasquale y Wheaton (1996), pg. 186). Precisamente debido a la diferencia entre los costes de transacción, aquellos individuos que esperan tener mayor movilidad (fundamentalmente debido a sus características particulares como edad, situación familiar, o presencia de hijos, y no menos importante, por su situación laboral) se suelen inclinar hacia el alquiler. De la misma forma, no deja de ser cierto que también la forma de tenencia puede tener impacto sobre las decisiones de movilidad de los individuos, lo cual nos llevaría a un modelo de decisiones simultáneas de movilidad-forma de tenencia y gasto en vivienda (Boehm (1981), Goodman (1995), Ermisch (1996)).

La discusión anterior la resumimos en el gráfico 1.2, donde hacemos abstracción de los tres efectos de búsqueda de seguridad, gestión efectiva y segmentación del mercado, en uno sólo que afecta a la decisión de tenencia y demanda directamente a través de las características de los individuos (que conforman sus preferencias en materia de vivienda

y consumo). Ello, para hacer hincapié en los dos motivos restantes que se tornan claves: los costes financieros y la movilidad esperada.

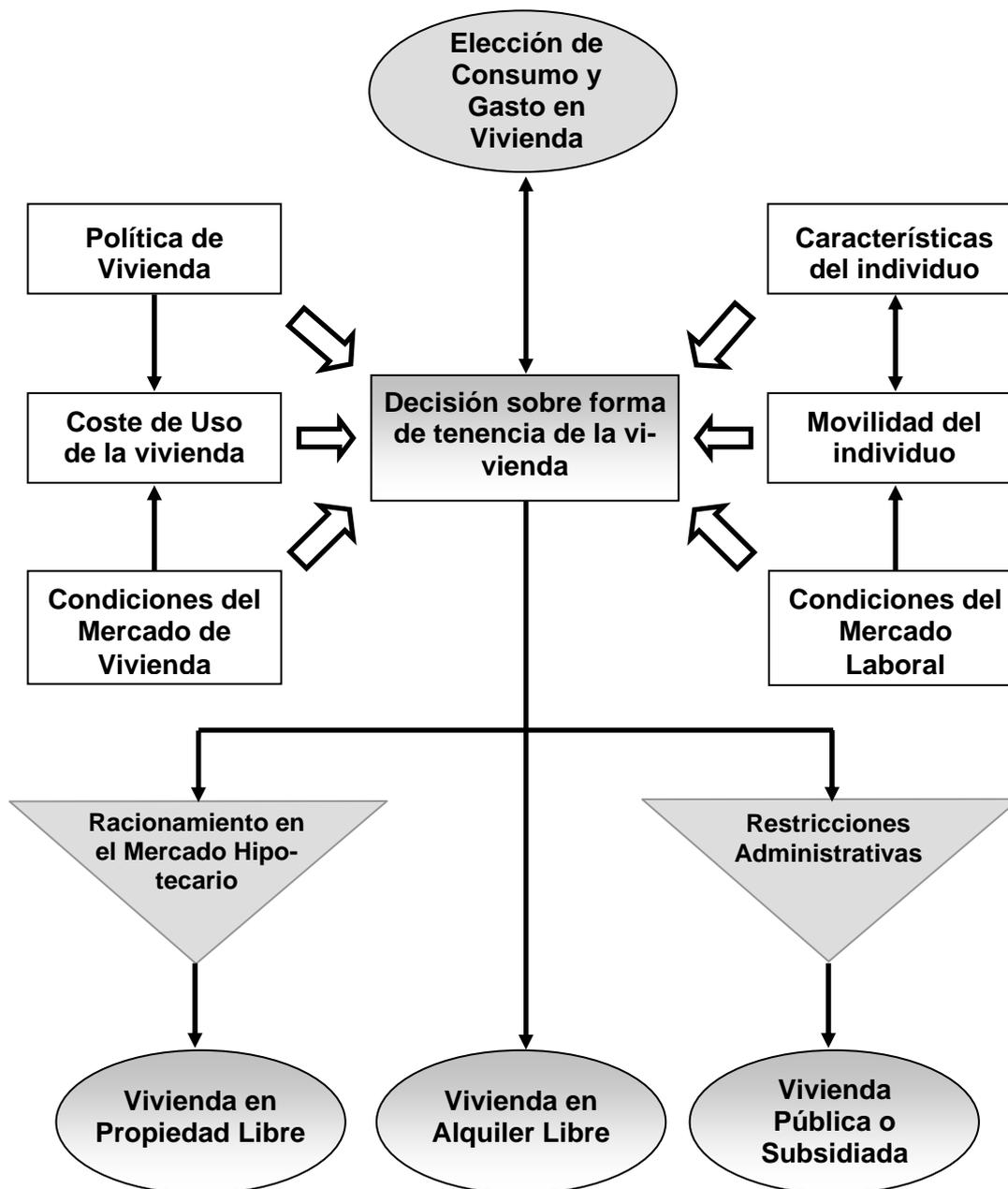


Gráfico 1.2. Factores que influyen en la decisión de tenencia y demanda de vivienda

2. ANTECEDENTES

A continuación analizaremos los antecedentes al modelo teórico que barajamos en esta Memoria. Para ello, sin entrar en excesiva profundidad, dirigiremos nuestra atención hacia aquellas aportaciones verdaderamente relevantes en la modelización teórica de la elección de tenencia y demanda, fijándonos en aquellos aspectos novedosos que presentan, los cuales insistirán necesariamente en alguno de los cinco factores fundamentales reseñados en el apartado anterior.

En primer lugar podríamos citar dos trabajos seminales ya clásicos en el análisis de la elección de tenencia de vivienda elaborados por Weiss (1978) y Henderson y Ioannides (1983), cuyo denominador común reside en la fundamentación de la selección de la forma de tenencia en la *diferente gestión efectiva de la vivienda que realizan arrendatarios y propietarios*.

La elección de forma de tenencia de la vivienda habitual es fundamentada por Weiss (1978) en la *diferente capacidad que presentan arrendatarios y propietarios para generar servicios de vivienda a partir de una misma cantidad o stock de la misma*. Bajo esta hipótesis, el problema de decisión al que se enfrenta el individuo puede ser formulado como un problema de optimización en dos etapas: En una primera, el individuo elegirá la forma de tenencia de la vivienda que minimice sus costes. Posteriormente, seleccionará el nivel óptimo de servicios de vivienda a consumir. De esta forma, Weiss reduce la decisión de tenencia a la comparación de los costes unitarios de los servicios de vivienda generados por las dos alternativas disponibles. Resulta interesante señalar respecto al modelo de Weiss que, aunque todos los individuos se enfrentan al mismo precio de la vivienda, el coste de los servicios de vivienda ocupada en propiedad para cada uno será diferente, siendo más alto (más bajo) para aquellos que sean más ineficientes (eficientes) en la conversión de stock en servicios de vivienda. Una vez determina el individuo su forma de tenencia, las funciones de demanda de servicios y stock de vivienda pueden ser derivadas como un problema del consumidor estándar.

Henderson y Ioannides (1983) introducen un modelo para explicar la elección de forma de tenencia de la vivienda habitual entre sus dos formas más habituales: en propiedad y en alquiler; que se ha convertido con el tiempo en una cita inexcusable para

todos aquellos trabajos que aborden este tema. Su esquema teórico *fundamenta la elección del régimen de tenencia de la vivienda en la doble componente de la demanda de vivienda como bien de consumo y como inversión, en la incertidumbre sobre los rendimientos de la vivienda*, así como en una *externalidad propia de la opción de alquilar* derivada del "problema del mantenimiento", la cual provoca que los arrendatarios sobreutilicen el stock de vivienda del que disfrutan. Nuevamente, el problema del consumidor se plantea como un problema de optimización en dos etapas que no contiene explícitamente la decisión de tenencia de vivienda, aunque esta se puede derivar de su resolución a través de la consideración de la doble vertiente de la demanda de vivienda como bien de consumo y de inversión: si la demanda óptima de consumo de vivienda es mayor que la demanda de inversión, entonces se alquilará la vivienda habitual, en otro caso se adquirirá en propiedad.

Con este esquema teórico (con las correcciones realizadas por Fu (1991)), Henderson y Ioannides concluyen que los arrendatarios ajustarán su demanda de stock de vivienda habitual hasta que la relación marginal de sustitución entre vivienda y consumo de otros bienes iguale al coste de la vivienda en alquiler (renta pagada y gastos de mantenimiento repercutibles al arrendatario). Por otra parte, el coste de oportunidad derivado de consumir una unidad adicional de la propia inversión en vivienda coincide con la renta neta perdida a lo que cabría añadir los costes de mantenimiento en que se incurriría como propietario. Además, el consumo de vivienda en propiedad, cuando coincide con la demanda en inversión, se ajusta hasta que la relación marginal de sustitución entre vivienda y consumo de otros bienes iguale el coste marginal de la misma, estando este último formado por los costes de utilización, el valor de los intereses perdidos menos el valor esperado de las ganancias de capital.

Se consigue de esta forma un modelo final que permite incorporar la decisión de tenencia de vivienda, decantándose los individuos por la vivienda en alquiler o en propiedad en función, principalmente, de sus ingresos y de la aversión al riesgo que presenten. Efectivamente, se comprueba que el stock demandado de vivienda (tanto en consumo como en inversión) se incrementa con la riqueza, dependiendo la elección de tenencia de las magnitudes relativas de las elasticidades de la demanda de vivienda respecto a los ingresos totales del individuo. Si la elasticidad respecto a los ingresos totales de la demanda de vivienda en inversión excede a la de la demanda de vivienda en consumo, entonces, es más probable que los individuos ocupen su vivienda en propiedad.

Ya en el modelo de Henderson y Ioannides se abordaba el problema de la elección de tenencia como uno de elección de cartera, aunque, eso sí, formulado tal y como estaba en términos prácticamente estáticos ciertamente hacía abstracción de las importantes implicaciones dinámicas que puede tener la adquisición de una vivienda en la cartera de activos del sujeto. Partiendo del modelo seminal de *Artle y Varaiya (1978)*, diversos trabajos enfocan la decisión de gasto en vivienda, que no explícitamente la de elección de tenencia, desde el punto de vista de la *teoría del ciclo de vida (Ranney (1981), Goodman y Kawai (1982), Wheaton (1985), Plaut (1987), Barrios (2001))*, subrayándose de esta manera *el carácter eminentemente dinámico de la toma de decisiones en materia de vivienda*.

Dos importantes consecuencias se extraen de los trabajos antes mencionados. En primer lugar, formalizando el problema del gasto en vivienda como un problema de optimización dinámica a lo largo de la vida del individuo, se deduce una condición de equilibrio tanto para arrendatarios como para propietarios similar a la obtenida por Henderson y Ioannides (1983), esto es, *en equilibrio los individuos ajustarán en cada instante su demanda de stock de vivienda habitual hasta que la relación marginal de sustitución entre vivienda y consumo de otros bienes iguale al coste de uso de la vivienda*. De aquí la relevancia del concepto de coste de uso de la vivienda en la discusión que nos ocupa. Además, precisamente esta variable, aparte de constituir uno de los determinantes clave en la demanda de vivienda, ha permitido abordar tradicionalmente hasta el momento, y de manera casi exclusiva, los efectos sobre el mercado residencial derivados del marco inflacionario general, de las expectativas de inflación de la vivienda, de condiciones del mercado hipotecario tales como tipos de interés o existencia de restricciones al acceso, o del diseño impositivo en materia de vivienda (sin ánimo exhaustivo cabe citar a nivel internacional los precedentes de: Aaron (1972), Rosen y Rosen (1980), Hendershott y Shilling (1982), Dougherty y Van Order (1982), Poterba (1984), Follain y Ling (1991), entre otros muchos. A nivel nacional, López García (1996), (1997) y (1999)).

Por otro lado, la teoría del ciclo de vida no sólo indica que los individuos se comportan como agentes optimizadores a lo largo de su ciclo vital, sino también que a la hora de adoptar sus decisiones de consumo en cualquier estadio dentro de su esperanza de vida, atienden más allá de su renta actual o corriente a cierta forma de *"renta a largo plazo"* o *renta permanente*, la cual comprenderá una medida de sus expectativas de

ingresos a lo largo de su horizonte vital (Friedman (1957)). Esta aseveración tiene, sin duda, importantes implicaciones en materia de adquisición de vivienda, reforzándose su mecanismo de actuación a través del mercado hipotecario. Efectivamente, un consumidor posee la posibilidad de ampliar su consumo en vivienda acudiendo al mercado hipotecario con la garantía de sus ganancias presentes y futuras (suponiendo que no tiene restringido el acceso al mismo).

Junto a las importantes implicaciones dinámicas de la teoría del ciclo de vida, la movilidad esperada de un individuo se revela como otro factor clave a la hora de elegir la forma de tenencia de la vivienda habitual (Boehm (1981), Linneman (1985), Zorn (1993), Goodman (1995), (2002), Ioannides y Kan (1996), Haurin y Chung (1998), Haurin y Gill (2002), Gobillon y Le Blanc (2002)).

Debido fundamentalmente a la diferencia entre los costes de transacción, aquellos individuos que esperan tener mayor movilidad atendiendo a sus características particulares como edad, situación familiar, presencia de hijos o por su situación laboral, se suelen inclinar hacia el alquiler. Recíprocamente, también la forma de tenencia puede tener impacto sobre las decisiones de movilidad de los individuos, lo cual nos llevaría a un modelo de decisiones simultáneas de movilidad-forma de tenencia y gasto en vivienda (Boehm (1981), Goodman (1995), Ermisch (1996)).

Linneman (1985), desarrolla un modelo teórico estático en el que reduce la decisión de tenencia de vivienda a la comparación de los costes totales derivados de cada tipo de tenencia, y en donde juega un papel destacado los costes de transacción generados en cada situación. Cabe destacar en este modelo la consideración en la formulación de los costes, siguiendo la misma idea que Weiss (1978), de la noción de eficiencia en la producción de servicios de vivienda a partir de un stock dado que supone diferente para arrendatarios y propietarios, así como la inclusión explícita de una variable que recoge el período esperado de tenencia de la vivienda por parte del decisor, concluyéndose a este respecto que *las ventajas derivadas de tener en propiedad la vivienda habitual crece respecto del período esperado de tenencia de esta*. *Haurin y Chung (1998)* y *Haurin y Gill (2002)* llegan también a análogas conclusiones básicamente prorrateando, como en el caso de Linneman, los costes de transacción a lo largo del período esperado de estancia en la vivienda para alcanzar una medida más adecuada del coste de uso de la misma.

Posteriormente, *Goodman (1995), (2002)* analiza simultáneamente la decisión de mudarse o permanecer en la vivienda así como la demanda de vivienda (que no la elección de tenencia) derivada a través del tiempo en presencia de costes de transacción, y donde la utilidad del consumidor puede variar en el tiempo, particularmente con respecto a variables relativas al ciclo de vida (edad, número de hijos, etc.). Su modelo, planteado en términos de un problema de programación dinámica, permite deducir el plan óptimo de mudanza-consumo (de otros bienes y de vivienda) a lo largo de T períodos. Concretamente, dados los vectores de precios, rentas y preferencias del consumidor, éste adoptará su decisión óptima relativa al número de estancias (o de viviendas), la duración de cada estancia, la cantidad de vivienda consumida en cada estancia y la cantidad consumida de otros bienes en cada período. Del trabajo de Goodman *se deduce que la renta de cada período, el precio de la vivienda y 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 cantidad demandada de vivienda en cada estancia, incluso para los individuos que deciden no mudarse.*

El modelo de Goodman (1995) es completado más tarde por *Ioannides y Kan (1996)* y *Gobillon y Le Blanc (2002)* para incorporar explícitamente la elección de tenencia y, en el último caso además, restricciones en el mercado hipotecario. En ambos trabajos se modeliza teóricamente el comportamiento dinámico de los individuos enfrentados simultáneamente a las decisiones de movilidad residencial, elección de tenencia de vivienda (entendiéndose estas bajo tres supuestos: Permanecer en la vivienda actual, mudarse y alquilar o mudarse y comprar) y cantidad de vivienda consumida (y de otros bienes de consumo), basándose en un marco de programación dinámica en el que los individuos proceden a lo largo de su ciclo vital realizando una secuencia de decisiones adoptadas a medida que poseen nueva información. Así, *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 vida.*

Como es usual en los problemas de programación dinámica, éste puede ser resuelto secuencialmente, período a período, de "atrás para adelante". Al mismo tiempo, *la decisión de mudanza-tenencia en cada etapa se puede llevar a cabo en dos fases: en una primera se calcularían los valores óptimos de consumo de otros bienes y vivienda bajo*

cada uno de los tres escenarios de mudanza-tenencia contemplados y la utilidad restante derivada en cada uno de estos. En una segunda fase, se elegiría aquella decisión de mudanza-tenencia de vivienda que tenga asociada la mayor utilidad. La solución de estos problemas nos llevará a la determinación de las decisiones óptimas de mudanza-tenencia de vivienda como una función del stock de activos que posee el individuo al principio del período, ciertas características socioeconómicas del mismo, y su forma de tenencia y consumo en vivienda anterior que conllevan determinados costes de transacción.

Finalmente, diversos trabajos en los últimos años han subrayado el importante papel que juegan las expectativas que realizan los individuos sobre el curso de las variables explicativas a la hora de adoptar la decisión de tenencia-gasto en vivienda, así como la manera de replantearse sus decisiones una vez se van observando en el tiempo los valores efectivos de estas.

En este sentido, *Chung y Haurin (2002)* introducen un modelo dinámico en el que el tamaño de la familia es una variable estocástica a la hora de tomar las decisiones de tenencia y gasto en vivienda, mostrándose la necesidad de considerar en la modelización tanto los valores esperados de las variables explicativas estocásticas como los efectivos.

Al mismo tiempo, *Ortalo-Magné y Rady (2002)* analizan la elección del individuo bajo un marco de maximización de la utilidad en un modelo sencillo de dos períodos en el que hay incertidumbre sobre ingresos, precios y alquileres de la vivienda, lo cual provoca que evalúe los riesgos asociados con cada forma de tenencia. En este último trabajo se extraen tres importantes conclusiones: En primer lugar, *dado un plan de consumo en vivienda, si decae la covarianza entre los ingresos del individuo y los alquileres de vivienda, se incrementa la probabilidad de compra.* En segundo lugar, *a mayor covarianza entre el coste de uso en propiedad de una vivienda y el de otros activos que el individuo es probable que considere para invertir en el futuro, mayor es la probabilidad de que adquiera la vivienda habitual en propiedad.* En último lugar y no menos importante, nuevamente se deduce de este modelo que *un individuo que planea permanecer en una vivienda por un largo período de tiempo es más probable que la adquiera en propiedad, mientras que si planea permanecer por poco tiempo, es más probable que la alquile.*

3. MODELO TEÓRICO DE ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA PROPUESTO

Expondremos en este apartado el modelo teórico de elección de tenencia y demanda de vivienda que constituye el paradigma de comportamiento bajo el que trabajamos en esta memoria. Comenzaremos abordando en el punto 3.1 el concepto de coste de uso (flujo) de una vivienda. A continuación, en 3.2 recogeremos la modelización de la renta permanente, para pasar a incorporar la movilidad esperada del individuo y los costes de transacción a los que se enfrenta en 3.3. Concluimos el epígrafe analizando el modelo teórico de elección de tenencia y gasto en vivienda propuesto. Para ello partimos de un modelo teórico más complejo, pero a la vez que se intenta ajustar en mayor medida al comportamiento real, en el que se considera, junto a la decisión de tenencia-gasto en vivienda, la decisión de movilidad. Ahora bien, dado que trabajaremos en los próximos capítulos fundamentalmente con muestras de corte transversal con limitación en la información disponible, adaptaremos posteriormente el modelo anterior para tratar una situación más sencilla en la que hacemos abstracción de los costes de transacción en los que se incurre y proponemos una movilidad esperada endógena, en función de ciertas características socioeconómicas del individuo.

3.1 EL COSTE DE USO DE LA VIVIENDA

Seguiremos aquí básicamente el desarrollo de Barrios (2001) en donde se lleva a cabo una revisión teórica del concepto del coste de uso del capital residencial en propiedad, obteniéndose una formulación del mismo para el caso español similar a la obtenida inicialmente por los principales antecedentes de este enfoque.

Habitualmente *se define, a grosso modo, el coste de uso del capital residencial, bien sea en propiedad o en alquiler, como el precio (anual o total) que tiene que pagar un individuo por disfrutar los servicios que genera una unidad de vivienda* (Hendershott y Shilling (1982), Follain y Ling (1991)). *En el caso del régimen de alquiler el coste de uso se suele identificar (en equilibrio) con la renta pagada por el inquilino, obviando las disposiciones tributarias que inciden sobre esta igualdad dada su escasa importancia en el caso español. Por otra parte, cuando la vivienda lo es en algún régimen de propiedad, la evaluación del coste de uso de la vivienda se complica al no poder ser*

observada la renta imputada que el propietario "se paga a sí mismo". Por ello, a continuación realizamos una revisión con mayor profundidad de los fundamentos teóricos de la variable coste de uso del capital residencial en propiedad. Y ello desde dos enfoques principales que se pueden advertir en la literatura: el modelo de comportamiento optimizador y el modelo financiero.

3.1.a EL MARCO OPTIMIZADOR

De forma análoga a Artle y Varaiya (1978), Wheaton (1985), o Bover (1993), formularemos un modelo de comportamiento del consumidor desde el punto de vista del panorama español, y fundamentado en la Teoría del Control Óptimo en su versión continua¹, la cual proporciona, a nuestro juicio, mayor claridad y sencillez en el razonamiento, llegándose a las mismas conclusiones que los primeros, esto es, a una caracterización similar (aunque no idéntica) del coste de uso del capital residencial en propiedad.

Imaginemos un individuo u hogar que se enfrenta a la decisión de consumo entre dos bienes a lo largo del tiempo: Servicios de vivienda (HS) y otros bienes de consumo agregados en un bien de consumo compuesto (C). Para simplificar supondremos que los servicios de vivienda son función del stock de vivienda (H) y de otras variables (E), esto es, $HS=g(H,E)$. El horizonte temporal de planificación de su consumo que se plantea el individuo es de T años, y posee una función de utilidad a lo largo del período dada por $u(t,HS(t),C(t))$ que se encuentra bajo las hipótesis habituales en estos casos. Para abordar el problema aceptaremos que el vector de otras variables E que influyen en los servicios generados por un cierto stock de vivienda se mantiene constante, y en consecuencia, el objetivo del individuo será maximizar el valor presente del flujo de utilidades que genera el consumo de ambos bienes a lo largo de su período de planificación. Ahora, adoptando las siguientes variables:

$p(t)$ = Índice que refleja el precio del bien de consumo compuesto C(t)

$p_v(t)$ = precio de una unidad de stock de vivienda

$q(t) = p_v(t)/p(t)$, precio real de la vivienda

¹ En versión discreta se llega a análogos resultados.

$S(t)$ = Ahorro efectuado en el período

$s(t) = S(t)/p(t)$, representa el ahorro del período en términos reales

$A(t)$ = Monto total de la cartera de activos que posee el individuo en el período

$a(t) = A(t)/p(t)$, es la cartera de activos en términos reales

$X(t)$ = Adición neta al stock de vivienda durante el período

$Y(t)$ = Renta que obtiene el individuo en el período

$y(t) = Y(t)/p(t)$, renta real obtenida en el período

i_o = Tipo de rendimiento medio de la cartera de activos

τ_{IRPF} = Tipo marginal del IRPF que se aplica al individuo

δ = Tasa de depreciación por período de la vivienda

$\pi = \dot{p}(t) / p(t)$, es la tasa de inflación general

$\pi_a = \pi / (\pi + 1)$, es la tasa a la que se depreciarán los activos reales por causa de la inflación general.

$IRPF_{vda}$ = Gasto en impuesto sobre la renta debido al stock de vivienda poseído en proporción del precio de la vivienda

IBI = Gasto en impuesto local sobre la propiedad generado por el stock de vivienda poseído en proporción al precio de la vivienda

i_{HIP} = Tipo aplicable al préstamo hipotecario.

r = proporción entre el valor del préstamo y el precio de la vivienda.

m = Gastos en mantenimiento del stock de vivienda poseído en proporción a su precio.

Entonces, el problema al que se enfrenta el consumidor se puede plantear como sigue:

Problema del Propietario (P1):

$$\text{Max} \int_0^T u(t, H(t), C(t)) dt$$

sujeta a:

$$\begin{aligned} C(t) + s(t) + q(t)X(t) &= \\ (1-\tau_{\text{IRPF}})(y(t) + i_0 a(t)) - (\text{IRPF}_{\text{vda}} + \text{IBI} + (i_{\text{HIP}} - (1-\tau_{\text{IRPF}})i_0)r + m)qH(t) \\ \dot{H}(t) &= X(t) - \delta H(t) \\ \dot{a}(t) &= s(t) - \pi_a a(t) \end{aligned}$$

donde la primera restricción es presupuestaria y de evolución dinámica de las variables concurrentes. Por una parte, en cada año t , el individuo tiene que sujetar a un presupuesto el destino de su gasto, y por otra, suponemos que puede acudir al mercado de préstamos hipotecarios para la adquisición de una vivienda, adquisición que, en consecuencia, también le generará gastos en impuestos sobre la renta, en impuestos locales sobre la propiedad, en pago de intereses hipotecarios, en coste de oportunidad de los fondos invertidos, y, en mantenimiento de la misma. En suma, nos encontramos con una restricción presupuestaria similar a la que aparece en López García (1996)². Además, habría que añadir dos restricciones técnicas que describen la evolución del valor del stock de vivienda ($H(t)$) y del stock de activos distintos de la vivienda ($A(t)$) que posee el individuo a lo largo de cada año, donde el punto encima de la variable denota su derivada respecto al tiempo.

En los diversos trabajos que tratan este problema (Artle y Varaiya (1978), Wheaton (1985), o Bover (1993)), se suele considerar que la utilidad es invariante en el tiempo, y que el individuo descuenta el valor de la utilidad para obtener su valor presente a una tasa de descuento temporal $\rho > 0$. Este tipo de hipótesis tan frecuentes en la modelización del comportamiento optimizador dinámico no son esenciales para la obtención de los resultados que aquí apuntamos.

² Véase López García (1996), apéndice: expresión [A.1] o [A.2]. Las diferencias fundamentales entre estas y la restricción presupuestaria que recogemos aquí es que incluimos la posibilidad de acudir al mercado de préstamo hipotecario para financiar la compra de la vivienda, además de los gastos de mantenimiento de la misma e incorporamos la tasa de depreciación de los activos reales $\pi_a = \pi / (\pi + 1)$ en lugar de identificar esta con la tasa de inflación general π .

Ahora una sencilla aplicación del principio del máximo nos permite deducir que los niveles de consumo óptimos de vivienda en propiedad deben verificar:

$$\frac{u_{H(t)}}{u_{C(t)}} = \left((1 - \tau_{IRPF})(1 - r)i_o + ri_{HIP} + \delta + m + IRPF_{vda} + IBI - \pi_a - \frac{\dot{q}}{q} \right) q \quad (1.1)$$

De esta forma, en cada período la economía doméstica permanecerá en equilibrio si la relación marginal de sustitución entre vivienda y consumo (parte izquierda de la igualdad) coincide con la expresión de la derecha. Por analogía con la condición de óptimo estática se extrae que la cantidad:

$$\left((1 - \tau_{IRPF})(1 - r)i_o + ri_{HIP} + \delta + m + IRPF_{vda} + IBI - \pi_a - \frac{\dot{q}}{q} \right) p_v \quad (1.2)$$

se puede interpretar como el coste anual que le supone la propiedad de una unidad de stock de vivienda al individuo (C_{UV}). Esto es lo que denominamos el coste de uso del capital residencial en propiedad. En términos porcentuales del precio de mercado de la vivienda, nos encontramos con el coste de uso unitario del capital residencial:

$$c_{UV} = (1 - \tau_{IRPF})(1 - r)i_o + ri_{HIP} + \delta + m + IRPF_{vda} + IBI - \pi_a - \frac{\dot{q}}{q} \quad (1.3)$$

Variable esta que, como consecuencia de lo anterior, jugará un papel clave a la hora de adquirir vivienda y por tanto debe tener su correspondiente impacto en la demanda total que acude al mercado de vivienda. Nótese que a través de esta variable se captura la influencia que tiene la inflación sobre la demanda de vivienda. Concretamente, la inflación general afectará directamente al rendimiento de la cartera de activos del individuo (π_a), pero también afecta indirectamente (a través del mecanismo institucional que supone el Banco de España o el Banco Central Europeo y el conjunto de entidades de crédito) al nivel de tipo de interés de los préstamos hipotecarios y también al de su activo alternativo. Este último efecto resulta, sin duda, más difícil de delimitar con este modelo.

3.1.b EL MARCO FINANCIERO

El enfoque financiero permite justificar la definición de coste de uso del capital residencial de una manera más sencilla y asequible que el anterior, lo cual motiva a su vez que se encuentre más arraigado, aunque, también al igual que aquel, éste responde a una situación de equilibrio en el consumo y en los mercados de capitales que, como mínimo, puede ser de muy dudosa viabilidad en la práctica.

Nos basamos aquí en que cada activo con el mismo nivel de riesgo de la cartera de activos de un individuo en equilibrio debe poseer la misma rentabilidad (condición de arbitraje). Al mismo tiempo, la economía doméstica adquirirá de cada activo la cantidad que haga que la renta (ingreso marginal) obtenida por el mismo iguale al coste marginal producido. En el caso de la vivienda, podemos acudir a dos escenarios, el primero, si atendemos a la renta que se obtiene anualmente, y el segundo, si nos fijamos en el flujo de renta futura que genera una vivienda. Distinguimos ambas situaciones:

A) EL MARCO FINANCIERO POR PERÍODOS

Supongamos que la rentabilidad después de impuestos de un activo alternativo a la vivienda durante un cierto período t es:

$$i_o(1-\tau_{IRPF}) \quad (1.4)$$

Por otra parte, la rentabilidad anual de la vivienda en propiedad después de impuestos se puede calcular a partir de la suma de los rendimientos implícitos asociados a la vivienda: alquiler imputado que el propietario se “paga” a sí mismo R_I más las ganancias (pérdidas) de capital derivadas de la apreciación (depreciación) del precio nominal de la vivienda ($\Delta PV = \dot{p}_v(t) / p_v(t)$). A esta ganancia bruta habría que sustraer los costes relacionados con la posesión de la vivienda, esto es: la depreciación (DEP), el mantenimiento (MAN), el pago de intereses en caso de requerir de un préstamo hipotecario para la compra (HIP), así como el pago del impuesto local de la propiedad (IBI) y de la parte del impuesto sobre la renta asociada a la vivienda habitual ($IRPF_{vda}$). En suma, si llamamos r a la proporción entre el préstamo hipotecario requerido y el precio de la vivienda (p_v), la condición de arbitraje nos llevaría a:

$$i_o(1-\tau_{IRPF})(1-r)p_v = R_I + \Delta PV - HIP - DEP - MAN - IBI - IRPF_{vda} \quad (1.5)$$

Tengamos en cuenta además que:

- a) La parte izquierda de (1.5) representa el coste de oportunidad de los fondos propios invertidos en la adquisición de la vivienda después de impuestos (CFP), siendo i_o el tipo de interés al que renta el mejor activo alternativo a la vivienda con el mismo nivel de riesgo y τ_{IRPF} el tipo marginal del IRPF al que tributa el individuo. Esto es:

$$CFP = (1 - \tau_{IRPF})i_o(1 - r)p_v \quad (1.6)$$

- b) Las ganancias de capital representarán la variación esperada en el precio nominal de la vivienda. Teniendo en cuenta que en España no están sujetas a tributación³, su expresión vendrá dada por:

$$\Delta PV = E \left(\frac{p_v(t+1) - p_v(t)}{p_v(t)} \right)$$

donde E representa el valor esperado. Por el momento, supondremos que los individuos prevén perfectamente la inflación en vivienda, esto es:

$$\Delta PV = \frac{p_v(t+1) - p_v(t)}{p_v(t)} \quad (1.7)$$

- c) Si el tipo de interés hipotecario es i_{HIP} , el pago anual por intereses será⁴:

$$HIP = i_{HIP}r p_v \quad (1.8)$$

- d) La depreciación y el mantenimiento los supondremos porcentajes δ y m del valor de mercado de la vivienda:

$$DEP + MAN = (\delta + m)p_v \quad (1.9)$$

³ En realidad las ganancias de capital tributan en el IRPF a la hora de la venta de la vivienda, estando exentas si transcurre cierto tiempo desde la adquisición.

⁴ Al menos en los primeros años de concesión de un préstamo con interés variable y amortizable por cuotas fijas siguiendo el método francés, que es, hoy por hoy, el que posee mayor cuota en el mercado de préstamos hipotecarios (García Montalvo y Mas (2000)).

e) Los impuestos locales sobre la propiedad los reduciremos al pago del impuesto de bienes inmuebles (IBI), el cual se establece como un porcentaje τ_{IBI} del valor catastral. El valor catastral lo suponemos a su vez un porcentaje (k) del valor de mercado de la vivienda, con lo que:

$$\text{IBI} = \tau_{\text{IBI}} k p_v \quad (1.10)$$

f) Para determinar la parte del impuesto de la renta que se deriva de la posesión de la vivienda (IRPF_{vda}), debemos distinguir básicamente dos situaciones en la década de los noventa a nivel del territorio nacional de régimen común: La que se tiene bajo la Ley 18/1991 que afecta a casi toda la década de los noventa, con ligeras modificaciones puntuales a lo largo del período de vigor de la misma, y, la que aparece tras la reciente reforma del IRPF recogida en la Ley 40/1998 y que se empezó a aplicar sobre el ejercicio de 1999. Si bien en López García (1999) se recoge una expresión para ambos, no tiene en cuenta las limitaciones a las deducciones en vivienda propias de cada una, lo cual puede invalidar la evaluación de ambas expresiones en la práctica. En Onrubia y Sanz (1999) se analizan detalladamente las diferencias entre estos dos marcos legales, llegándose a una primera formulación del pago en concepto de IRPF por vivienda habitual bajo cada una, incluyendo las limitaciones a la cantidad a deducir en vivienda. Aquí presentamos una formulación inspirada en este último trabajo con alguna modificación:

i) Situación antes de la reforma del IRPF en 1999:

$$\text{IRPF}_{\text{vda AR}} = [\tau_{\text{IRPF}}[(a - \tau_{\text{IBI}})k - \tau_{\text{HIP}} r_{\text{HIP}}] - t_d C_a] p_v \quad (1.11)$$

donde:

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

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, C_a es el capital amortizado en el período

do por el préstamo hipotecario en porcentaje del precio de la vivienda (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 t_d el tipo de deducción en la cuota reconocido al capital amortizado en el período. En este caso se debe verificar que⁵:

$$C_{apf} \leq 0.3 \cdot (\text{Base Liquidable})$$

ii) Situación después de la reforma del IRPF en 1999:

$$\text{IRPF}_{\text{vda DR}} = - \left\{ (1 - \theta) t'_{di} [C_a + ri_{\text{HIP}}] + \theta \left[t'_{di} \frac{750000}{p_v} + t'_d \left(C_a + ri_{\text{HIP}} - \frac{750000}{p_v} \right) \right] \right\} p_v \quad (1.12)$$

donde, 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 con derecho a deducción que estará limitado a 1500000 ptas., esto es: $(C_a + ri_{\text{HIP}})p_v \leq 1500000$. Y:

$$\theta = \begin{cases} 0 & , \text{ si } (C_a + ri_{\text{HIP}}p_v) \leq 750000 \\ 1 & , \text{ si } (C_a + ri_{\text{HIP}}p_v) > 750000 \end{cases}$$

$$t'_{di} = \begin{cases} 0.25 & , \text{ si el período } t \text{ es el } 1^\circ \text{ o } 2^\circ \text{ año tras la compra} \\ 0.20 & , \text{ en otro caso} \end{cases}$$

El parámetro θ recoge la diferencia de tributación de las primeras 750000 ptas. deducibles, t'_{di} es el tipo de deducción de la cuota aumentado que fija la ley⁶ 40/1998.

En consecuencia, despejando la renta implícita (R_I) de (1.5), la condición de equilibrio del individuo determina ya una expresión para el coste de uso del capital residencial a lo largo de un período t de la forma:

⁵ En realidad, la suma de las deducciones en la cuota por inversión (entre ellas la de inversión por vivienda habitual) debe estar sometida al límite del 30% de la base liquidable. En nuestro caso obviaremos el resto de deducciones por inversión.

⁶ Suponemos el caso de que el endeudamiento hipotecario supere el 50% del valor de adquisición de la vivienda, situación sobre la que se aplica el tipo de descuento aumentado sobre las primeras 750000 ptas. de la deducción por capital amortizado e intereses hipotecarios pagados durante el período.

$$C_{UV} = CFP + HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_{vda} - \Delta PV \quad (1.13)$$

o de forma unitaria en proporción al precio de mercado de la vivienda p_v :

$$c_{UV} = (CFP + HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_{vda} - \Delta PV)/p_v \quad (1.14)$$

donde las expresiones (1.6)-(1.12) definen cada una los sumandos CFP, HIP, DEP, MAN, ΔPV , IBI y $IRPF_{vda}$ de la derecha. Nótese que las expresiones (1.13) y (1.14) son idénticas a (1.2) y (1.3) obtenidas bajo el modelo optimizador⁷, respectivamente.

B) EL MARCO FINANCIERO GLOBAL

Hendershott, P. H. y Shilling (1982) o Follain y Ling (1991), entre otros, desarrollan el concepto de coste de uso de capital residencial atendiendo al flujo de rentas netas futuras que se obtiene de la vivienda habitual. González Páramo y Onrubia (1992) y posteriormente García Montalvo y Mas (2000) realizan una aproximación similar para calcular el subsidio efectivo a la vivienda en el caso español.

Bajo este punto de vista se considera que, en equilibrio, el valor presente de los flujos de caja netos que genera una vivienda debe coincidir con la inversión en vivienda. Se supone que la casa se mantendrá en propiedad durante un período de T años tras el cual se vende. Los ingresos futuros consistirán en la renta de la vivienda imputada (R) más el valor residual de la vivienda que se obtendrá en el momento de su venta, a lo que habrá que sustraer la minoración del rendimiento neto que supone la financiación mediante un préstamo hipotecario a un tipo de interés i_{HIP} superior al del activo alternativo neto de impuestos $(1-\tau_{IRPF})i_o$, el pago de impuestos sobre la renta y locales sobre la propiedad y los costes de venta a la hora de enajenar la vivienda. Así las cosas, siguiendo la notación de apartados anteriores, se llegaría a una condición de equilibrio de la forma:

$$p_v = \sum_{t=1}^T \frac{(1 + \pi_{vda})^{t-1} R}{(1 + \rho)^t} - \sum_{t=1}^T \frac{(1 + \pi_{vda})^{t-1} (i_{HIP} - (1 - \tau_{IRPF})i_o) r p_v}{(1 + \rho)^t}$$

⁷ Adviértase que en el caso continuo $\Delta p_v/p_v = \frac{\dot{p}_v}{p_v} = \frac{\dot{q}}{q} + \frac{\dot{p}}{p} \cong \frac{\dot{q}}{q} + \pi_a$, siendo $q = \frac{\dot{p}_v}{p}$.

$$-\sum_{t=1}^T \frac{\text{IRPF}_{\text{vda } t} + \text{IBI}_t}{(1 + \rho)^t} + \frac{(1 - c)(1 + \pi_{\text{vda}})^T p_v - C_T}{(1 + \rho)^T} \quad (1.15)$$

donde hemos introducido las nuevas variables: ρ = tipo de descuento temporal, π_{vda} = tasa de apreciación neta de las rentas generadas por la vivienda, además, suponemos que los precios de la misma también se aprecian a la misma tasa⁸ c = coste proporcional que supone la venta de la vivienda, y, C_T = es la cuantía del principal correspondiente al préstamo hipotecario que permanece sin pagar en el período T.

Análogamente al argumento de Hendershott y Shilling, (1982), bajo las hipótesis simplificadoras siguientes: **a)** $\rho=(1-\tau_{\text{IRPF}})i_o$, esto es, que la tasa de descuento temporal coincide con la rentabilidad después de impuestos del activo alternativo a la vivienda con el mismo nivel de riesgo, **b)** La tasa de apreciación de las rentas generadas por la vivienda coincide con la diferencia entre la tasa de apreciación de los precios nominales de la vivienda y las tasas de mantenimiento y depreciación, esto es, $\pi_{\text{vda}}=\Delta p_v/p_v-m-d$, **c)** El período de mantenimiento en propiedad de la vivienda T es grande ($T \rightarrow \infty$), **d)** La rentabilidad después de impuestos del activo alternativo $(1-\tau_{\text{IRPF}})i_o$ es mayor que la tasa de apreciación de las rentas de la vivienda π_{vda} ⁹, y, **e)** El pago por impuestos relacionados con la vivienda sigue un curso a través del tiempo basado en una cuota de pago constante ($\text{IRPF}_{\text{vda}}+\text{IBI}$ en proporción al precio de la vivienda p_v) revalorizada a la tasa π_{vda} (básicamente porque a esta tasa varían las bases imponibles que afectan estos impuestos); entonces, la condición de equilibrio (1.15) se reduce a la expresión (1.2) o (1.13) del coste de uso del capital residencial en propiedad, o en términos unitarios, a (1.3) o (1.14).

⁸ Aunque perfectamente podríamos distinguir entre las tasas a las que se aprecian las rentas de vivienda y a las que se aprecian los precios, para obtener finalmente la expresión (1.2) o (1.13), o en términos unitarios (1.3) o (1.14), resulta indispensable suponer que ambas coinciden con la diferencia entre la tasa de crecimiento de los precios nominales de la vivienda y las tasas de mantenimiento y depreciación.

⁹ Este requisito coincide con el efectuado por González-Páramo y Onrubia (1992), pg. 211, o, García Montalvo y Mas (2000), pg. 239. Sin embargo, bastaría con suponer que el valor residual de la vivienda cuando $T \rightarrow \infty$ es nulo.

3.2 LA RENTA PERMANENTE

El primer problema al que nos enfrentamos al intentar introducir el concepto de renta permanente en la modelización de las decisiones sobre forma de tenencia y gasto en vivienda que realizan los individuos es la imprecisión que presenta la definición de esta variable en una gran parte de la literatura que trata el tema. En primer lugar, todavía no se utilizaba asiduamente la teoría de optimización dinámica en Economía cuando Milton Friedman introdujo en la literatura la hipótesis de la renta permanente (Friedman (1957)). De hecho, Friedman nunca especificó verdaderamente un modelo matemático formal sobre el comportamiento analizado derivado explícitamente de la maximización de la utilidad, basándose por el contrario en determinados puntos cruciales en la intuición y en la descripción verbal del comportamiento (Carroll (2001)).

Las conclusiones del modelo de Friedman quedan bien reflejadas en la literatura de Economía de la Vivienda en la frecuentemente citada aportación de Goodman y Kawai (1982), la cual basándose en la teoría del capital humano presenta *la renta permanente (R^P) de un individuo como la suma de ciertas proporciones constantes (rentabilidad) de su riqueza humana (H) y de su riqueza no humana (W)*. La riqueza humana se definirá como el valor esperado descontado del flujo presente y futuro de rentas laborales (o más correctamente “no procedentes del capital”), mientras que la no humana abarcará los ahorros, ganancias de capital, etc, que ha acumulado el individuo hasta su edad actual. Esto es:

$$R^P = \phi H + \psi W \quad (1.16)$$

donde ϕ y ψ son constantes positivas teóricamente dependientes de los tipos de interés de mercado, de las tasas de preferencia temporal de los individuos, y de otros factores.

Ahora bien, la herencia que hemos adquirido del amplio volumen de literatura que analiza la teoría del consumo en las últimas décadas es la modelización de este fenómeno a través de un modelo multiperíodo de maximización de la utilidad, el cual debe incorporar una descripción rigurosa de la evolución temporal tanto de los ingresos de capital como de los humanos, así como de la riqueza del individuo. Puesto que en el modelo de comportamiento que analizamos en el último epígrafe de este apartado incluiremos explícitamente la evolución dinámica de los ingresos de capital y de la riqueza no

humana de los individuos, fijaremos nuestra atención ahora en la modelización de la *renta permanente del trabajo*.

Para ello, si entendemos la *renta permanente del trabajo* como la *rentabilidad de la riqueza humana*, esta última tal y como la definíamos anteriormente, esto es, *como el valor esperado descontado del flujo presente y futuro de rentas laborales (o de manera más correcta "no procedentes de activos de capital")*, entonces, necesariamente, puesto que de manera general tanto la riqueza humana del individuo como su rentabilidad varían a través del tiempo, cualquier valoración de la renta permanente del trabajo será dinámica (llamemos Y_t^P a la renta permanente del trabajo prevista en el período t).

Ahora, inspirados por los modernos modelos de consumo en los que se subraya el papel de los ahorros por motivos de precaución para "suavizar" la trayectoria de consumo (Deaton (1991), Carroll (1992)), asumiremos que los ingresos laborales corrientes (Y_t) son iguales a la renta permanente (del trabajo) Y_t^P multiplicada por un shock transitorio ψ_t , es decir:

$$Y_t = \psi_t Y_t^P \quad (1.18)$$

Al mismo tiempo, supondremos que la renta permanente del trabajo sigue una evolución temporal exógena:

$$Y_{t+1}^P = \phi_{t+1} Y_t^P N_{t+1} \quad (1.19)$$

siendo ϕ_{t+1} un shock permanente que puede ser estocástico, y N_{t+1} es la tasa media de crecimiento de la renta permanente para los consumidores empleados.

3.3 LOS COSTES DE TRANSACCIÓN Y LA MOVILIDAD ESPERADA

Diversos autores coinciden en señalar que la medida del coste de uso introducida en el apartado 3.1 infravalora la cuantía verdadera debido a que no incorpora los costes de transacción que se generan al cambiar de vivienda (Linneman (1985), Zorn (1993), Goodman (1995) y (2002), Haurin y Chung (1998), Haurin y Gill (2002), Quigley (2003)), entre los que podríamos mencionar, el pago del IVA (IGIC en Canarias) si es vivienda nueva o del impuesto de transmisiones patrimoniales (ITP) si es vivienda usada, el coste de formalización de la hipoteca y de las escrituras (que debe incluir el pago

del impuesto de actos jurídicos documentados IAJD) en caso de adquisición en propiedad de la vivienda, el coste de búsqueda de la nueva vivienda, el de mudanza, el de venta de la vivienda actual en caso de ser en propiedad, el derivado de asumir el "riesgo" de ser arrendatario o propietario, etc, incluyendo los difícilmente cuantificables costes psicológicos y de adaptación a un nuevo entorno.

Estos costes de transacción no parecen ser precisamente triviales en el caso de la adquisición en propiedad, argumentándose en Chambers y Simonson (1989) que suponen un valor razonable del 6-10% del precio de la vivienda, Linneman (1985) un 10%, Haurin y Chung (1998) un 6%, mientras que Haurin y Gill (2002) estiman un valor aproximado compuesto de un 3% del valor de la vivienda y un 4% de los ingresos corrientes del individuo, todos ellos bajo el contexto estadounidense. Si tenemos en cuenta que en el año 1999 en España el IVA-ITP se sitúa a un nivel del 6% del valor de la vivienda, que el coste por IAJD puede suponer alrededor de un 0.5%, y el coste de formalización de la hipoteca en torno al 0.8%¹⁰, estaríamos hablando de un coste de transacción en caso de adquisición en propiedad de la vivienda, superior al 7.3% del precio de la vivienda, lo cual supone, sin duda, una cuantía considerable.

Sería conveniente por lo tanto introducir una nueva medida del coste de uso de la vivienda bajo un régimen de tenencia j , $j=1,\dots,J$ (llamémosla C_{UTj} o en proporción al precio de la vivienda c_{UTj}) que abarcara también estas componentes derivadas de la transacción no consideradas hasta el momento. Al mismo tiempo, se hace preciso anualizar o tornar en una variable flujo la materialización de estos costes de transacción para poder ser considerados conjuntamente con la variable flujo de coste de uso definida en el apartado 3.1 anterior. Es precisamente en este punto donde interviene la movilidad esperada del individuo a través del *período de estancia estimado*, suponiéndose habitualmente que *los costes de transacción se amortizan a lo largo del período de permanencia en la vivienda* (Linemann (1985), Chambers y Simonson (1989), Haurin y Chung (1998), Haurin y Gill (2002)).

¹⁰ Suponiendo que el coste de la hipoteca es del 1% del importe contratado que suele ser, como máximo, el 80% del valor de la vivienda.

En caso de ser un régimen de tenencia en propiedad, como bien señalan Haurin y Gill (2002), podríamos optar por emplear la determinación del coste de uso sugerida por Hendershott y Shilling (1982) recogida en (1.15) (llamémoslo en términos unitarios del precio de la vivienda c_{HS}), e incorporar los costes de transacción derivados de la compra de la vivienda (C_{TR}) en proporción al precio de la misma ($C_{TR}=c_{TR}p_v$). Si en esa igualdad resolvemos en la renta imputada a la vivienda en propiedad, obtenemos una expresión del coste de uso en propiedad unitario que incorpora los costes de transacción, el período de tenencia estimado (T), además de la valoración “residual” de la vivienda en el momento de la venta, y que vendrá dado, siguiendo la notación e hipótesis simplificadoras del apartado 3.1.b (salvo que $T \rightarrow \infty$), por:

$$c_{HS} = c_{uv} + \left[c_{TR} + c_r \left(\frac{1 + \pi_{vda}}{1 + \rho} \right)^T \right] \frac{\rho - \pi_{vda}}{1 - \left(\frac{1 + \pi_{vda}}{1 + \rho} \right)^T} \quad (1.20)$$

donde c_{uv} representa el coste de uso unitario (anual) definido por (1.3) y el parámetro $c_r = c + c_T / (1 + \pi_{vda})^T$ recoge el coste proporcional que supone la venta de la vivienda incluida la cuantía del principal correspondiente al préstamo hipotecario que permanece sin pagar en el período T. Fácilmente se comprueba que $\frac{\partial c_{HS}}{\partial T} < 0$, y, $\frac{\partial c_{HS}}{\partial c_{TR}} > 0$, y de esta manera, cuanto mayor es el tiempo de permanencia en la vivienda estimado y menor es el coste de transacción, menor es la medida del coste de uso en propiedad así definido.

Adviértase que si el período esperado de tenencia se hace arbitrariamente grande ($T \rightarrow \infty$) en la expresión (1.20), se tendría que: $c_{HS} = c_{UV} + c_{TR}(\rho - \pi_{vda})$, y, redefiniendo los componentes del coste de uso de la vivienda $IRPF'_{vda}$, IBI' , y r para expresarlos en proporción a lo que podríamos denominar el *precio final de la vivienda* (al adquirente) $p_f = (1 + c_{tr})p_v$ (llamémoslos $IRPF'_{vda}$, IBI' y r' respectivamente), deduciríamos que la nueva expresión del coste de uso unitario de Hendershott y Shilling se podría escribir:

$$c_{HS} = \left((1 - \tau_{IRPF})(1 - r')i_o + r'i_{HIP} + d + m + IRPF'_{vda} + IBI' - \frac{\dot{q}}{q} \right) (1 + c_{TR}) \quad (1.21)$$

la cual es análoga a la recogida en Barrios (2001) donde se toma $c_{TR} = t_{ITP} + t_{IAJD} + c_{HIP}$, siendo t_{ITP} el tipo del IVA o del ITP según sea la vivienda nueva o usada respectivamente, t_{IAJD} el tipo del IAJD, y, c_{HIP} representa el coste de la hipoteca en proporción al precio de la vivienda.

Alternativamente, Linneman (1985) y posteriormente Chambers y Simonson (1989) y Haurin y Gill (2002) proponen una medida del coste de uso en propiedad que generaliza la formulada en (1.3) de una forma ad hoc, simplemente añadiendo el prorrateo de los costes de transacción (c_{TR}) a lo largo del período de estancia esperado T , esto es:

$$c_{CS} = c_{UV} + \frac{c_{TR}}{T} . \quad (1.22)$$

Obviamente, de nuevo se verifica que: $\frac{\partial c_{CS}}{\partial T} < 0$, y, $\frac{\partial c_{CS}}{\partial c_{TR}} > 0$.

Haurin y Gill (2002) comparan las medidas de coste de uso (1.3), (1.20) y (1.22) para una muestra de militares estadounidenses con plazos de destino fijados a priori y, en consecuencia, con un período de estancia esperado prácticamente exógeno y observado, lo cual les facilita la evaluación de los costes de uso respectivos, confirmándose que la consideración de una medida del coste de uso que incluya los costes de transacción y el período de estancia mejora notablemente el ajuste a los datos del modelo de elección de tenencia que barajan. Además, encuentran para su muestra que la modelización de la elección de tenencia a través del coste de uso dado por (1.22) es superior a la obtenida si se emplea la derivada de Hendershott y Shilling (1.20).

Por otro lado, Haurin y Chung (1998) y Chung y Haurin (2002) desarrollan un modelo dinámico en dos períodos que introduce explícitamente el *período de estancia óptimo* y los costes de transacción en el problema de elección de tenencia y consumo de vivienda, justificándose una expresión más apropiada del coste de uso en propiedad como una *media del coste de uso ponderada por los costes de transacción*, definida por:

$$C_{HC} = \frac{\int_0^{T^*} C_{uvt} e^{-\rho t} dt + C_{TR} e^{-\rho T^*}}{\int_0^{T^*} e^{-\rho t} dt} \quad (1.23)$$

donde T^* es el período óptimo de estancia, C_{uv_t} el coste de uso en propiedad de la vivienda en la etapa t dado por (1.2), C_{TR} los costes de transacción derivados de la venta de la vivienda (que también suponen proporcionales al precio de la vivienda) y ρ es una tasa de preferencia temporal (que toman igual al tipo de interés real tras impuestos).

Adviértase que una vez más $\frac{\partial C_{HC}}{\partial T^*} < 0$ (siempre que $C_{uvT^*} < C_{HC} + \rho C_{TR}$), y, $\frac{\partial C_{HC}}{\partial C_{TR}} > 0$.

En Haurin y Chung (1998) se comprueba que la inclusión en la modelización de la demanda de vivienda del coste de uso en la forma (1.23) mejora ligeramente el ajuste del modelo frente a la medida tradicional del coste de uso y conlleva unas estimaciones de la elasticidad precio y renta superiores, aunque similares a las obtenidas empleando una medida del coste de uso total como la (1.22).

De cualquier forma, la modelización empírica de ambos fenómenos (coste de transacción y movilidad esperada) se complica en general principalmente por tres razones. En primer lugar no resulta sencillo evaluar la cuantía de los costes de transacción, los cuales generalmente no son observados, al tiempo que difícilmente se podrían calcular determinados componentes del mismo, como el coste de búsqueda de la vivienda o los costes psicológicos y de adaptación a un nuevo entorno. En segundo lugar, el período de estancia estimado tampoco suele ser observado; siendo esta variable importante puesto que la anualización de los costes de transacción dependen de ella. Este problema se podría solucionar introduciendo variables proxy del período de estancia esperado o a través de datos de panel empleándose el período de estancia observado ex-post (lo cual evidentemente puede llevar a errores por la aparición de eventos no planificados) o valores predecidos de este a través de algún modelo específico (Haurin y Chung (1998)). Por último, puede existir simultaneidad en la determinación del período de estancia estimado y la elección de tenencia de la vivienda (Boehm (1981)).

En consecuencia, para solventar estas dificultades (que se justifica con la muestra de corte transversal que manejamos sin información sobre movilidad), y ante la imposibilidad de trabajar como Haurin y Gill (2002) con movilidades esperadas exógenas, proponemos en la línea apuntada por Zorn (1993), o Haurin y Chung (1998), una *modelización endógena conjunta tanto de los costes de transacción como de la movilidad esperada* en cada período.

En primer lugar, supondremos, que la movilidad esperada del individuo o duración estimada de la estancia en cada período, llamémosla M_t , depende de su régimen de tenencia de la vivienda al principio del período y de determinadas características socio-demográficas del sujeto (X), esto es, $M_t = M(T_{t-1}, X_t)$.

A su vez, trabajaremos con una forma del coste de uso total de una vivienda bajo el régimen de tenencia j , $j=1, \dots, J$, que va en la línea de las expresiones (1.20), (1.22) y (1.23), donde suponemos que el componente derivado de los costes de transacción y del período esperado de tenencia es aditivamente separable, siendo a su vez una función del vector de características sociodemográficas del individuo X_t , función que puede ser diferente según sean los regímenes de tenencia previo y el final (y que condicionan sus costes de transacción), esto es:

$$C_{UTj} = \theta(C_{UVj}, C_{TR}, M_t) = C_{UVj} + \theta^{ij}(C_{TR}, T) = C_{UVj} + \theta^{ij}(X) \quad (1.24)$$

si ha pasado con anterioridad del régimen de tenencia de la vivienda i al j ($i, j=1, \dots, J$), donde C_{UVj} representa el componente del coste de uso (anual) de la vivienda bajo el régimen j que no incluye los costes de transacción, el cual viene determinado en caso de ser en propiedad por la expresión (1.2) y en caso de ser en alquiler por la renta contratada. Supondremos además, como ha ocurrido anteriormente, que $\frac{\partial C_{UTj}}{\partial T} = \frac{\partial \theta^{ij}}{\partial T} < 0$, y,

$$\frac{\partial C_{UTj}}{\partial C_{TR}} = \frac{\partial \theta^{ij}}{\partial C_{TR}} > 0, \text{ esto es, aquellas variables sociodemográficas que aumenten (dis-$$

minuyan) el período de estancia esperado o disminuyan (aumenten) los costes de transacción, tenderán a disminuir (aumentar) el coste de uso total de la vivienda.

Chambers y Simonson (1989), Ermisch (1996), Ioannides y Kan (1996), Haurin y Chung (1998) o Haurin y Gill (2002) coinciden en señalar que la movilidad esperada está correlacionada con variables sociodemográficas como la edad y sexo del cabeza de familia, su estatus matrimonial, la presencia de hijos, la localización urbana-rural y la renta. Concretamente, en Ermisch (1996) y Haurin y Chung (1998) se comprueba que si el cabeza de familia es hombre tiende a presentar un período de estancia en la vivienda menor que si es una mujer. También a mayor edad del mismo o si su estado civil es casado, aumenta su período de estancia, al tiempo que disminuyen sus costes de transacción según Zorn (1993).

3.4 MODELO TEÓRICO DE ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA PROPUESTO

Nos basaremos en el modelo pionero de Ioannides y Kan (1996) completado por Gobillon y Le Blanc (2002), así como en la moderna literatura sobre consumo de bienes duraderos (Carroll y Dunn (1997), Dunn (1998)), en nuestro caso para J tipos de tenencia de vivienda diferentes ($J \geq 2$). Sin embargo, a diferencia de ellos, y debido fundamentalmente a la naturaleza estática de la muestra que manejamos así como a la práctica ausencia de información al respecto en ella, obviaremos finalmente la decisión de movilidad de los individuos y fijaremos nuestra atención en la modelización conjunta de las decisiones de tenencia-gasto en vivienda.

Imaginemos a un individuo planificando su decisión en materia de vivienda en el período actual ($t=0$). Lógicamente si su horizonte vital (o de planificación futura) se corresponde con un período $T > 0$, este decisor analizará como afecta esta decisión a su bienestar presente y futuro. Para ello necesariamente también tendrá que tener en cuenta las decisiones sobre vivienda que deberá adoptar en el futuro. Podemos formalizar el problema al que se enfrenta este sujeto atendiendo a las siguientes hipótesis:

- a) T_t representará la *decisión de tenencia* en la etapa t . T_t será una variable discreta: $T_t=j$ si el individuo decide adoptar la forma de tenencia de vivienda j a lo largo del período t , $j=1, \dots, J$. Supondremos que los J tipos diferentes de tenencia de la vivienda se pueden a su vez clasificar en dos grandes grupos: en alquiler y en propiedad. Al mismo tiempo, al principio de cada período el individuo tendrá una estimación de su *movilidad esperada* (tiempo esperado de permanencia en la vivienda) que denotaremos M_t . Asumiremos además, como mencionamos en el apartado anterior, que $M_t=M(T_{t-1}, X_t)$, esto es, la movilidad esperada del individuo dependerá de su régimen de tenencia de la vivienda en el período anterior y de determinadas características socioeconómicas del mismo al principio del período recogidas en el vector X_t .
- b) Suponemos que el tiempo es discreto, que el horizonte de planificación es de T períodos, y que el individuo valora en cada período su *consumo de stock de vivienda* H_t (bajo la hipótesis usual de que los servicios generados por la vivienda, que es lo que realmente le preocupa al consumidor, se producen proporcionalmente al stock de vivienda) y de *otros bienes de consumo* C_t según una función de utilidad:

$U_t = U(C_t, H_t; t)$. El *objetivo del consumidor* será maximizar su utilidad esperada a lo largo de su horizonte vital: $\text{Max} \sum_{t=0}^T \rho^t E_t U(C_t, H_t; t)$, donde $0 < \rho < 1$ es un factor de descuento temporal, sujeto a ciertas restricciones que detallaremos.

- c) Denotamos por p_t al índice que refleja el precio del bien de consumo compuesto C_t . El *precio unitario (alquiler unitario si es en régimen de alquiler) del stock de vivienda bajo el régimen de tenencia j* en cada período vendrá dado por p_{vjt} ($j=1, \dots, J$). Se considera que los individuos forman expectativas puntuales sobre el curso futuro tanto de índice de precios de otros bienes de consumo, como de alquileres y precios unitarios de la vivienda.
- d) A comienzos de cada período el individuo tiene unos ingresos (del trabajo) de Y_t . Como mencionamos en el punto anterior, asumiremos que los ingresos corrientes son iguales a la renta permanente (del trabajo) Y_t^P multiplicada por un shock transitorio ψ_t (Friedman (1957), Carroll (2001)), es decir: $Y_t = \psi_t Y_t^P$. Al mismo tiempo, la renta permanente del trabajo seguirá una evolución dinámica exógena del tipo: $Y_{t+1}^P = \phi_{t+1} Y_t^P N_{t+1}$, donde ϕ_{t+1} es un shock permanente que puede ser estocástico, y N_{t+1} es una tasa media de crecimiento de la renta permanente para los consumidores empleados.
- e) Cabe la posibilidad de invertir en un *activo sin riesgo* (A_t representará la cantidad de este activo poseída al principio del período t) que renta a una tasa i_0 constante, suponiéndose que el individuo posee una dotación de riqueza inicial de A_0 . Si denominamos Ca_t al *stock de dinero en efectivo* que posee el sujeto al principio del período t (*cash-on-hand* en la terminología de Deaton (1991)), entonces se verificará:

$$Ca_t = A_t + (1 - \tau_{IRPFt})(Y_t + i_0 A_t) = A_t + (1 - \tau_{IRPFt})(\psi_t Y_t^P + i_0 A_t)$$

donde τ_{IRPFt} es el tipo marginal que se aplica al individuo en el período. Al mismo tiempo, asumiremos que los individuos se enfrentan a *restricciones de liquidez*. Para arrendatarios estas tomarán la forma: $A_t \geq 0$, mientras que para propietarios estas serán: $A_t + p_t H_t \geq 0$. Además, los propietarios potenciales pueden acudir al mercado hipotecario a un tipo de interés i_{HIP} para financiar la compra de la vivienda. Sin embargo

no se permitirá tomar prestado más allá de una cierta cantidad que determinará el stock de vivienda máximo que puede ser adquirido (H_{\max}).

f) Al principio de cada período el individuo decide sobre $J+1$ posibilidades en materia de vivienda: Permanecer en la misma situación del período anterior (**PER**), o mudarse y adoptar el régimen de tenencia j (**MYj**), y en cada caso, el stock de vivienda consumido. Podemos modelizar su proceso de decisión conjunto sobre mudanza-tenencia-consumo de vivienda a través de una vector de decisión $\mathbf{D}_t=(\mathbf{d}_t, \mathbf{C}_t, \mathbf{H}_t)$, donde \mathbf{d}_t es la variable que recoge las decisiones de mudanza-tenencia y que puede tomar $J+1$ valores: PER, MY1, ..., MYJ. De esta manera, la decisión a tomar a comienzos de cada período (\mathbf{D}_t) vendrá completamente determinada por el vector de variables de estado $(A_t, Y_t^P, M_t, H_{t-1}, T_{t-1})$, esto es: $\mathbf{D}_t=\mathbf{D}_t(A_t, Y_t^P, M_t, H_{t-1}, T_{t-1})=\mathbf{D}_t(A_t, Y_t^P, H_{t-1}, T_{t-1}; \mathbf{X}_t)^{11}$.

g) Mientras que el consumo de otros bienes puede ser cambiado en cada período sin coste alguno, no ocurre lo mismo con el consumo de vivienda donde se incurre necesariamente en un *coste de transacción*¹². Tal y como recogimos en el apartado anterior, supondremos que los individuos evalúan el coste de uso total de su vivienda prorrateando los costes de transacción según el período de estancia esperado en la vivienda a través de un componente $\theta^{ij}(\mathbf{X}_t)$.

Así las cosas, *el problema del consumidor consistirá en determinar sus sendas de consumo de otros bienes, de vivienda y de decisiones de mudanza-tenencia de vivienda: $\{\mathbf{D}_t\}_{t=0}^T$ de cara a maximizar la utilidad esperada a lo largo de su horizonte de planificación*. Como es usual en los problemas de programación dinámica, éste puede ser resuelto secuencialmente, período a período, de "atrás para adelante". Al mismo tiempo, *la decisión de mudanza-tenencia (\mathbf{d}_t) en cada etapa se puede llevar a cabo en dos fases*: en una primera se calcularían los valores óptimos de consumo de otros bienes y vivienda bajo cada uno de los $J+1$ escenarios contemplados, así como la utilidad res-

¹¹ Estrictamente hablando, el vector de variables de estado debe incluir también todas las variables que determinan el stock de vivienda máximo que puede ser adquirido H_{\max} .

¹² Consideramos implícitamente que la única forma de variar el stock de vivienda consumido es a través de la mudanza incurriendo en este caso en costes de transacción.

tante derivada en cada uno de estos. En una segunda fase, se elegiría aquella decisión de mudanza-tenencia de vivienda que tenga asociada la mayor utilidad.

De esta forma, si denominamos F_t^{PER} , $F_t^{\text{MY}^j}$, $j=1, \dots, J$ a las $J+1$ *funciones valor o de actuación óptima* en el período t para cada una de las posibilidades de mudanza-tenencia consideradas, $F_t = \max \{ F_t^{\text{PER}}, F_t^{\text{MY}^1}, \dots, F_t^{\text{MY}^J} \}$, y definiendo una variable dummy λ_t que refleje si el régimen de tenencia durante el período lo es en propiedad o no ($\lambda_t=1$ si en propiedad y 0 si es en alquiler), siendo δ la tasa de depreciación de la vivienda en cada período, las variables:

$$R_{jt} = \begin{cases} \text{Alquiler unitario, si } T_t = j \text{ es en alquiler} \\ (\text{IRPF}_{\text{vdat}} + \text{IBI}_t + (i_{\text{HIP}} - (1 - \tau_{\text{IRPF}})i_o)r_t + m)p_{\text{vit}}, \text{ si } T_t = j \text{ es en propiedad} \end{cases}$$

para $j=1, \dots, J$, donde $\text{IRPF}_{\text{vdat}}$ e IBI_t representan los pagos (unitarios) efectuados en el período en concepto de IRPF e impuesto local sobre la propiedad relativos a la vivienda habitual, i_{HIP} es el tipo de interés hipotecario, y r_t el ratio entre el monto de la deuda hipotecaria pendiente en el período y el precio vigente de la vivienda. Entonces, las *ecuaciones de Bellman* asociadas a cada una de las posibilidades vendrán dadas por¹³:

Problema de consumo de vivienda en el período t para un individuo que PERMANECE en su vivienda (P2):

$$F_t^{\text{PER}}(A_t, Y_t^P, H_{t-1}, T_{t-1}; X_t) = \max_{C_t, H_t} \left\{ u(C_t, H_t, t) + \rho E_t [F_{t+1}(A_{t+1}, Y_{t+1}^P, H_t, T_t; X_{t+1})] \right\}$$

sujeta a:

$$H_t = H_{t-1}(1 - \delta)$$

$$T_t = T_{t-1}$$

$$A_{t+1} = Ca_t - p_t C_t - R_{jt} H_t$$

$$Y_t = \psi_t Y_t^P$$

$$Y_{t+1}^P = \phi_{t+1} Y_t^P N_{t+1}$$

$$\lambda_t(A_{t+1} + p_{jt+1}H_t) + (1 - \lambda_t)A_t \geq 0, \text{ si } T_{t-1} = j$$

¹³ Adviértase que en ambos tipos de situaciones (P2 y P3), siempre que el régimen de tenencia de la vivienda en período actual sea en propiedad, se asume implícitamente que el ratio de la hipoteca contratada

Problema de consumo de vivienda en el período t para un individuo que SE MUDA Y PASA DE LA FORMA DE TENENCIA i A LA j (i,j=1,...,J) (P3):

$$F_t^{MYj}(A_t, Y_t^P, H_{t-1}, T_{t-1}; X_t) = \max_{C_t, H_t} \left\{ u(C_t, H_t, t) + \rho E_t [F_{t+1}(A_{t+1}, Y_{t+1}^P, H_t, T_t; X_{t+1})] \right\}$$

sujeta a:

$$T_t = j$$

$$A_{t+1} = Ca_t - p_t C_t - \theta^{ij}(X_t) + \lambda_{t-1}(1 - r_{t-1})p_{vit-1}(1 - \delta)H_{t-1} - \lambda_t(1 - r_t)p_{vjt}H_t - R_{jt}H_t$$

$$Y_t = \psi_t Y_t^P$$

$$Y_{t+1}^P = \phi_{t+1} Y_t^P N_{t+1}$$

$$\lambda_t(A_{t+1} + p_{jt+1}H_t) + (1 - \lambda_t)A_t \geq 0$$

$$H_t \leq H_{\max}$$

En consecuencia, comenzando desde el período final (T) y moviéndose hacia el período inicial, el individuo calculará sus decisiones óptimas de consumo en cada etapa t para cada uno de los J+1 problemas P2-P3, adoptando posteriormente aquella decisión de mudanza-tenencia de vivienda que lleve aparejado el mayor valor de su función valor asociada (F_t), esto es:

$$\text{Permanecer (d}_t\text{=PER)} \Leftrightarrow F_t = F_t^{\text{PER}} = \max \{ F_t^{\text{PER}}, F_t^{\text{MY1}}, \dots, F_t^{\text{MYJ}} \} \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow F_t^{\text{PER}} - F_t^{\text{MYj}} \geq 0, \forall j=1, \dots, J$$

$$\text{Mudarse y pasar a la forma de tenencia j (d}_t\text{=MYj)} \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow F_t = F_t^{\text{MYj}} = \max \{ F_t^{\text{PER}}, F_t^{\text{MY1}}, \dots, F_t^{\text{MYJ}} \} \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow F_t^{\text{MYj}} - F_t^{\text{PER}} \geq 0, F_t^{\text{MYj}} - F_t^{\text{MYk}} \geq 0, \forall k=1, \dots, J, k \neq j$$

La solución de estos problemas nos llevará por lo tanto a la determinación de las decisiones óptimas de mudanza-tenencia de vivienda como una función del stock de activos que posee el individuo al principio del período (A_t), de su renta permanente del

en el período (r_t) es un parámetro más que le viene "impuesto" al individuo. Perfectamente se podría tomar alternativamente r_t como una variable de control adicional, siempre que H_t < H_{max}.

trabajo (Y_t^P), de ciertas características socioeconómicas del mismo (X_t), y de su forma de tenencia y consumo en vivienda anterior (H_{t-1} , T_{t-1}) la cual conllevará determinados costes de transacción.

Sin embargo, el modelo de comportamiento del individuo enfrentado a la decisión de mudanza-tenencia-consumo así planteado presenta un notable grado de dificultad. Como bien señalan Carroll y Dunn (1997), Dunn (1998) o Carroll (2001), aparentemente, para este tipo de problemas (P2 y P3), es imposible derivar una solución analítica que nos permita expresar las decisiones de mudanza-tenencia de vivienda óptimas como función de los parámetros y variables de estado del modelo. Por ello, para obtener conclusiones cualitativas (y cuantitativas) sobre el comportamiento de las decisiones óptimas ante variaciones en los parámetros del modelo resulta necesario, por un lado, implementar *técnicas numéricas de programación dinámica* (Judd (1998)) valiéndonos de los modernos avances en computación, y por otro, y de cara precisamente a posibilitar el empleo de este tipo de técnicas, establecer ciertas simplificaciones en la modelización anterior.

Así, por ejemplo, Carroll y Dunn (1997) y Dunn (1998) analizan numéricamente la solución del modelo anterior para el caso de un horizonte temporal infinito en el que se consideran únicamente los dos tipos de tenencia de vivienda más extendidos, en propiedad y en alquiler, y en el que se hace especial hincapié en reflejar el impacto producido por el "riesgo de desempleo o de ingresos" a lo largo del ciclo económico sobre las decisiones de mudanza-tenencia-consumo de vivienda. Para ello, asumen las siguientes

simplificaciones: **a)** $U(C_t, H_t; t) = \frac{(C_t^{1-\alpha} H_t^\alpha)^{1-\beta}}{1-\beta}$, esto es, la función de utilidad toma la

forma estándar de agregación Cobb-Douglass en bienes y servicios de vivienda con una aversión al riesgo relativa constante (β), **b)** Se obvian las consideraciones fiscales ($IRPF_{vda}=IBI=\tau_{IRPF}=0$), de movilidad esperada ($\theta^{ij}(X_t)=b>0$), y de inflación ($p_t=1$), **c)** Los compradores pueden hipotecar la vivienda en una cantidad fija en proporción al valor de la misma ($r_t=r$), siendo el tipo de interés hipotecario fijo e igual a la depreciación de la vivienda más el tipo de interés alternativo, $i_{HIP}=\delta+i_o$, **d)** Los consumidores adquieren una vivienda cuyo valor es también fijo e igual a ϕ veces su renta permanente, mientras que los arrendatarios se enfrentan a una renta unitaria también fija e igual a q ($q>1$) veces la tasa ($i_o+m+\delta$), con lo cual se asegura que el alquiler unitario es estricto-

tamente mayor que el coste de uso de la vivienda en propiedad, e) la renta permanente sigue un proceso estocástico de Markov con tendencia a través del tiempo, proceso que depende del estado agregado de la economía el cual puede tomar tres valores: expansión, recesión o recuperación, así como del estatus de empleo del individuo (empleado vs desempleado). En cada período los individuos se enfrentan a una cierta probabilidad de permanecer desempleados uno o dos períodos (que a su vez también depende de los estados agregados de la economía).

Para obtener soluciones numéricas al problema base de esta manera formulado, Carroll y Dunn (1997) y Dunn (1998) calibran los siguientes valores de los parámetros de nuestro interés: $r=0.8$, $b=0.03$, $\delta=0.02$, $i_o=0.02$, $q=1.5$, $m=0.05$; modelizándose, a grosso modo, la evolución estocástica de la renta corriente y permanente de tal forma que las expansiones están caracterizadas por un alto crecimiento de la renta y baja probabilidad de desempleo, las recesiones, por un alto desempleo y bajo crecimiento de la renta, y las recuperaciones, por un nivel alto de crecimiento de la renta y un nivel alto de desempleo.

La conclusión a la que llegan Carroll y Dunn (1997) y Dunn (1998), a pesar de las dificultades que experimentan en su ejercicio de simulación, el cual llevó según sus autores cuatro días para solucionarse y dos días para la simulación, empleándose para ello una estación de trabajo Unix, es que el comportamiento de los individuos modelizados de esta forma fundamentalmente responde en las primeras etapas al del *ahorrador típico de la teoría del ahorro de stock de reserva* ("buffer-stock saving", véase Deaton (1991) o Carroll (1992)), teniendo como objetivo el mantener un stock de activos para utilizar como reserva en caso de situaciones de desempleo inesperadas; para pasar posteriormente, cuando se encuentran dispuestos a comprar una nueva vivienda, a realizar un mayor ahorro que les permita financiar la entrada requerida. Obviamente, a causa de las ventajas supuestas en los costes, una gran mayoría de consumidores son propietarios la mayor parte del tiempo. Además, la existencia de costes de transacción provoca que *la decisión de tenencia pueda ser descrita de forma sencilla como siguiendo una regla (S,s)* familiar en la moderna teoría del consumo de bienes duraderos (Dunn (2003)), caracterizada por infrecuentes ajustes del stock de vivienda. Puesto que el valor de la vivienda se deprecia con el tiempo y la renta permanente crece, el ratio entre el valor de la vivienda y la renta permanente decrece a lo largo del tiempo. Cuando este ratio cae por debajo de cierto valor s , el individuo venderá su vivienda actual y comprará una

nueva que se reajuste al stock de vivienda objetivo (en relación a la renta permanente) S , siendo el valor de s y S dependientes del riesgo esperado de desempleo y del nivel del stock de reserva de activos líquidos. Si los costes de transacción tendieran a ser cada vez más pequeños, la distancia entre s y S se haría menor, y en el límite el consumidor ajustaría su stock óptimo de vivienda continuamente.

En Dunn (1998) también se resuelve numéricamente el modelo propuesto con un horizonte temporal finito (comenzando en 25 años y una edad máxima de 100), junto con las simplificaciones anteriores, adoptándose por el contrario una tasa de crecimiento de la renta permanente (N_{t+1}) dependiente de la edad del individuo (además del estado agregado de la economía), lo cual se asemeja en mayor medida al patrón de consumo a lo largo del ciclo de vida observado en los datos microeconómicos (Carroll (1997)). Concretamente se supone una alta tasa de crecimiento entre los 25 y 50 años, una tasa de crecimiento menor cerca de la jubilación (50-65 años) y un crecimiento cero tras la jubilación junto con una caída simultánea de la renta a un nivel del 70% de la renta permanente. Esto provoca que haya otra razón para ahorrar además de por precaución y para aportar la entrada de la vivienda, también habrá que ahorrar para la jubilación donde los ingresos son menores.

Por otra parte, Ioannides y Kan (1996) renuncian a obtener una solución analítica de su modelo limitándose a su contrastación empírica, mientras que Gobillon y Le Blanc (2002) llegan también a la conclusión de que la decisión de tenencia sigue una regla (S,s) , partiendo de un modelo como el recogido en P2 y P3 (obviando una vez más las consideraciones fiscales y el coste flujo de la vivienda en propiedad, entre otras simplificaciones), optando de cara a obtener una solución al mismo (aunque aproximada), a analizar una versión en dos períodos (t y $t+1$) con dos regímenes de tenencia (alquiler y propiedad), bajo una función de utilidad Cobb-Douglass, suponiéndose que los ingresos del individuo en cada período son exógenos y que este es "miope" respecto al futuro, aproximando las funciones valor o de actuación óptima en $t+1$ como una función de su riqueza total en este período $W_{t+1}=A_{t+1}+\lambda_{t+1}p_{t+1}H_{t+1}$.

En resumen, si subsumimos nuestro modelo de elección de tenencia y gasto en vivienda en la teoría de stock de ahorro de reserva por motivo de precaución, podríamos establecer las siguientes *conclusiones* en cuanto al comportamiento esperado del individuo (Carroll y Dunn (1997), Dunn (1998), Dunn (2003)):

- 1) El consumidor intentará mantener por precaución un nivel objetivo de activos líquidos que utilizará para “suavizar” su trayectoria de consumo de otros bienes en presencia de incertidumbre para sus ingresos. *A medida que se acerca el instante en el que adquiere una vivienda, se realizará un esfuerzo de ahorro mayor para hacer frente a la entrada que debe proveer para la misma, así como a los costes de transacción derivados.*
- 2) *La decisión de vivienda se describe cualitativamente como siguiendo una regla (S,s) caracterizada por infrecuentes ajustes del stock de vivienda poseído. La banda (S,s) dependerá (en parte) del stock de activos líquidos que posee el individuo y del nivel de incertidumbre que presenten sus ingresos.* Particularmente, la teoría predice que *una mayor incertidumbre sobre los ingresos provoca un efecto negativo sobre el valor de s que posee el individuo, aumentando el rango de “inacción” del individuo en cuanto a la decisión de reajuste del stock de vivienda consumido se refiere.* Esto es, los consumidores responderán a la mayor incertidumbre aumentando su nivel de ahorro de reserva, reduciendo su nivel de consumo de otros bienes y de vivienda.
- 3) Se comprueba a través de la simulación que la curva que relaciona el valor de s con el nivel de activos líquidos del individuo tiene pendiente positiva, esto es, *los consumidores con más activos líquidos comprarán una vivienda antes.*
- 4) En el modelo propuesto *el dinero invertido en la vivienda sirve también como una “reserva de emergencia” adicional por motivo de precaución,* al lado del nivel de activos líquidos poseídos. Efectivamente, los consumidores que puedan experimentar una caída “drástica” en sus ingresos pueden acudir a la renegociación de su hipoteca o incluso a la venta de su vivienda para saldar la hipoteca contratada, recuperar el dinero invertido en ella, y reubicarse en otra vivienda con otra (o la misma) forma de tenencia. Esta conclusión es corroborada empíricamente por Carroll et al (2003).
- 5) Los consumidores más jóvenes son más sensibles al riesgo de desempleo que los mayores, a causa de que el modelo planteado (adaptado para recoger la variación de los ingresos a lo largo del ciclo de vida) conlleva que los consumidores con edad más avanzada automáticamente poseen un mayor stock de ahorros de reserva que los jóvenes y, consecuentemente, son menos sensibles que ellos al riesgo de desempleo. Más formalmente, del modelo se deduce que *la probabilidad de que un consumidor*

adquiera una vivienda en propiedad será más sensible al riesgo de desempleo en los estadios iniciales del ciclo de vida, y menor al final del mismo.

CAPÍTULO 2:

**MODELOS ECONOMETRÍCOS DE
ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA
DE VIVIENDA**

1. INTRODUCCIÓN

En este capítulo desarrollamos, en primer lugar, un modelo teórico de tenencia de vivienda habitual desde una perspectiva macroeconómica. En segundo lugar, se lleva a cabo una especificación de los principales modelos microeconómicos de elección de tenencia, que basados en el paradigma de la maximización de la utilidad aleatoria, han sido aplicados a la vivienda. A continuación, se detalla la formulación del modelo econométrico logit multinomial mixto que empleamos en la modelización de la tenencia. En el último epígrafe, se presenta el método de corrección del sesgo de selección de Heckman generalizado para tratar un logit mixto en la primera etapa, el cual nos permitirá estimar las ecuaciones de demanda de vivienda.

2. MODELOS MACROECONOMÉTRICOS DE ELECCIÓN DE TENENCIA DE VIVIENDA

En la literatura reciente de Economía de la Vivienda, las decisiones que toman los individuos sobre el régimen de tenencia y la cantidad demandada de servicios de vivienda se consideran interdependientes y simultáneas (Rosen (1979), y Megbolugbe y otros (1991)). Desde este punto de vista, el régimen de tenencia (RT) se modeliza típicamente como una variable discreta que depende básicamente de los mismos factores que la demanda de servicios de vivienda. Si nos limitamos a las dos formas de tenencia de vivienda más generalizadas, en propiedad y en alquiler, una especificación común es (Jaén y Molina (1994), Haurin, Hendershott y Kim (1994), Bourassa (1995), Di Salvo y Ermisch (1997), Åsberg (1999), Green y Vandell (1999)):

$$RT = f(C_{UV}/C_{RV}, Y_P, D) \quad (2.1)$$

siendo f una cierta función que depende de las variables C_{UV}/C_{RV} , la relación entre los costes de uso de la vivienda habitual en propiedad (C_{UV}) y en alquiler (C_{RV}), Y_P representa lo que se ha venido denominando renta permanente o a largo plazo, y, D es un vector de características demográficas o sociales de los hogares.

Desde una perspectiva macroeconómica, diversos trabajos han intentado modelizar, partiendo de datos agregados en ciertos ámbitos territoriales, la tasa observada de vi-

viendas habituales en propiedad (π) frente a otros regímenes de tenencia. Como ejemplos, podemos citar entre otros a Rosen y Rosen (1980), o Hendershott y Shilling (1982), ambos estudian los principales determinantes que influyen a la hora de decidir entre los dos tipos principales de tenencia de vivienda (comprar o alquilar), con objeto de poder explicar el fuerte incremento experimentado por la tasa de vivienda en propiedad en los Estados Unidos. A través de la componente del coste de uso relativo del capital residencial en propiedad sobre alquiler, analizan la incidencia que los cambios en las leyes impositivas que recaen sobre la vivienda (por ejemplo, eliminar la deducción a los intereses de los préstamos hipotecarios o gravar las ganancias de capital) provocan sobre la decisión de adquirir una vivienda.

En la misma línea, Rosen, Rosen y Holtz-Eakin (1984) desarrollan un modelo de elección de tenencia donde, a diferencia de los dos estudios anteriores, las expectativas del precio de las viviendas son consideradas explícitamente mediante la construcción de un modelo de formación de expectativas basado en los valores pasados de la variable (procedimiento Box-Jenkins). Las conclusiones obtenidas por estos tres estudios destacan la importante influencia que desempeña el tratamiento fiscal favorable que reciben los propietarios en el impuesto sobre la renta sobre la tasa de vivienda en propiedad.

Este mismo resultado es obtenido por Green y Vandell (1999) en un estudio realizado a nivel microeconómico y macroeconómico para los Estado Unidos. Más concretamente, estos autores ponen de manifiesto con su análisis que sustituyendo las deducciones fiscales por el pago de intereses hipotecarios e impuestos sobre la propiedad que disfrutaban los propietarios de su vivienda por una cuantía fija de deducción, se provoca un incremento en la tasa de vivienda en propiedad entre un 3 y un 5%. Además, este aumento resulta superior (hasta un 8%) en las comunidades donde existe un menor nivel de renta. De este modo, las reformas impositivas se convierten en una herramienta útil para ampliar el número de familias propietarias.

Eilbott y Binkowski (1985) analizan la elección de tenencia de vivienda empleando datos agregados de distintas áreas metropolitanas de los Estados Unidos. Las conclusiones que se derivan de su estudio indican que aproximadamente el 56% de las variaciones experimentadas por la proporción de viviendas en propiedad en los distintos distritos en 1970 pueden ser explicadas por las variables: renta, valor de la vivienda, tamaño y distribución de edad de la familia.

Barrios y Rodríguez (2004a) proponen una metodología para modelizar y cuantificar los vínculos existentes entre la tasa de vivienda en propiedad y tasa de desempleo a través de un modelo macroeconómico que relaciona ambos mercados mediante un sistema de ecuaciones simultáneas, que incluye como variables explicativas, un indicador del coste de uso relativo propiedad/alquiler, variables sociodemográficas e indicadores de renta. La particularidad del modelo radica en que las unidades de observación, en vez de ser la conducta observada de los individuos, recaen sobre el comportamiento de los mercados inmobiliarios residenciales a nivel provincial. En sus resultados encuentran que para las regiones españolas no se verifica la hipótesis establecida por Oswald (1996), (1999), que la vivienda en propiedad genera un impacto negativo sobre el mercado de trabajo debido al efecto restrictivo que este tipo de tenencia produce sobre la movilidad laboral.

A continuación realizamos algunas matizaciones a la especificación (2.1) para obtener el fundamento teórico en el que se basan los modelos macroeconómicos recogidos en los capítulos 4 y 5 de esta memoria.

a) El modelo (2.1) es eminentemente estático y se ha empleado fundamentalmente en estudios empíricos limitados por muestras microeconómicas de corte transversal. Sin embargo, diferentes autores han puesto de manifiesto la naturaleza dinámica de la toma de decisiones en materia de tenencia de vivienda (Rosen y Rosen (1980), Rosen, Rosen y Holtz-Eakin (1984), Dipasquale y Wheaton (1994), Muellbauer y Murphy (1997), López García (2001)). En este sentido, bajo un punto de vista macroeconómico, cabe suponer que los individuos agrupados en las unidades territoriales observadas han tomado sus decisiones de vivienda en cada período atendiendo, no sólo al coste de uso relativo actual (C_{UVt}/C_{RVt}), sino también a la evolución pasada del mismo ($C_{UVt-1}/C_{RVt-1}, \dots$). En otras palabras, suponemos que los individuos establecen sus expectativas sobre la trayectoria futura del coste de uso relativo en función de los valores observados del mismo. En todo caso, en consonancia con las hipótesis usuales en Economía de la Vivienda, cabe esperar una relación inversa entre la expectativa formada de coste de uso relativo y la tasa de vivienda en propiedad observada, esto es, si se espera un aumento (descenso) del coste de uso relativo, la tasa de vivienda en propiedad observada debe disminuir (aumentar).

b) Desde el enfoque macroeconómico difícilmente se puede obtener una medida de la

renta permanente. Por ello, habitualmente se ha optado por incluir indicadores de renta per cápita (Y_t), como el consumo o la renta disponible per cápita (Rosen y Rosen (1980), Rosen, Rosen y Holtz-Eakin (1984), Eilbott y Binkowski (1985), Green y Vandell (1999)). No obstante, como señala Eilbott y Binkowski (1985), uno de los problemas que plantea el uso de la renta media de las familias como variable proxy, es que dichos valores de renta no se encuentran deflactados por los respectivos índices de precios de cada una de las unidades geográficas objeto de agrupación. La no existencia de información sobre esta última componente para todas las zonas hace que no sea posible en muchas ocasiones deflactar estas rentas nominales medias.

- c) Las variables demográficas comúnmente empleadas en los modelos macroeconómicos para explicar la elección de tenencia de vivienda son: porcentajes de población por tramos de edad, tamaño medio del hogar, o, porcentajes de población por estado civil (matrimonios, viudos, etc.). En términos generales, la evidencia empírica ha mostrado que las tasas de vivienda en propiedad se incrementan con la edad de la población, al menos hasta niveles sobre los 65 años de edad, así como con aquellas variables que influyen positivamente en la formación de hogares, como es el caso de la tasa de matrimonios, la tasa de familias con presencia de hijos, etc. Adicionalmente, existe una cierta evidencia de que aumentos en las tasas de población correspondientes a divorciados, separados o viudos disminuyen a su vez las tasas de vivienda en propiedad (Rosen (1979), Eilbott y Binkowski (1985), Jaén y Molina (1994), Haurin, Hendershott y Kim (1994), Bourassa (1995), Green y Vandell (1999), Åsberg (1999)).

De esta forma, llegamos a una especificación del tipo:

$$\pi_t = f(C_{UVt}/C_{RVt}, C_{UVt-1}/C_{RVt-1}, \dots, Y_t, D_t) \quad (2.2)$$

3. MODELOS MICROECONOMÉTRICOS DE ELECCIÓN DE TENENCIA DE VIVIENDA

Un buen número de estudios en los que se examina la elección de tenencia de vivienda se basan en datos microeconómicos. En este caso, la ecuación (2.1) se interpreta bajo un marco probabilístico, siendo RT la probabilidad de que un individuo opte

por un régimen de tenencia determinado y f una función de distribución de probabilidad.

La mayor disponibilidad de bases de datos a nivel de familias e individuos en los últimos años ha hecho posible la proliferación de modelos microeconómicos, lo que ha motivado que la econometría haya puesto un mayor énfasis sobre ellos, al permitir éstos una mejor comprensión de la conducta económica de los individuos y familias. Por otra parte, el uso de datos sobre unidades individuales permite generalmente realizar una estimación más precisa de los parámetros en los modelos econométricos, debido a que presentan mayor variabilidad y menor correlación que los datos agregados, al constituir éstos últimos sumas o medias de los anteriores.

El énfasis puesto en la modelización desagregada ha revelado la necesidad de incorporar modelos econométricos que sean capaces de analizar fenómenos de interés en el campo de la economía en donde la variable endógena adopte valores en un conjunto discreto y finito. A veces, el aspecto objeto de estudio no resulta cuantificable, presentando una naturaleza cualitativa, como ocurre cuando se pretende caracterizar por ejemplo el régimen de tenencia de vivienda (comprar o alquilar), o el medio de transporte que cada persona utiliza a la hora de acudir al trabajo. En estos casos, cada una de las posibles alternativas del conjunto de elección es representada mediante un valor discreto.

Por tanto, para examinar la conducta de los individuos cuando los métodos continuos resultan inapropiados debido al carácter discreto de la variable dependiente, se han desarrollado los llamados modelos de elección discreta. Estos modelos han irrumpido en la literatura económica de manera intensa en el último tercio del siglo XX, convirtiéndose en un campo de aplicación en constante expansión. A continuación, especificamos el paradigma en el que se fundamentan y las contrapartidas empíricas más utilizadas en los estudios de elección de tenencia de vivienda.

3.1 EL PARADIGMA DE LA MAXIMIZACIÓN DE LA UTILIDAD ALEATORIA

Los modelos de elección múltiple entre alternativas no ordenadas pueden venir generados por modelos de utilidad aleatoria (McFadden (1974)), los cuales suponen que los individuos son agentes racionales, que disponen de información perfecta, y que se enfrentan a un conjunto de alternativas a las que les asocian una utilidad. Esta función

de utilidad consta de dos componentes, una parte medible U_{ij}^* (conjunto de atributos medibles para cada individuo) y una aleatoria ε_{ij} que intenta recoger todos aquellos efectos no incluidos en la parte medible de la función de utilidad (atributos de las alternativas no observados, errores de medición, diferencias entre individuos y la aleatoriedad inherente a la naturaleza humana). Una formulación habitual es la del modelo de utilidad aleatoria aditivo:

$$U_{ij} = U_{ij}^* + \varepsilon_{ij} \quad j=1, \dots, J$$

donde U_{ij} es la utilidad que al individuo i -ésimo le reporta la alternativa j .

Por tanto, un individuo escogerá siempre la alternativa que le proporcione mayor utilidad, de modo que si el individuo i -ésimo selecciona la alternativa j , es porque la utilidad reportada (U_{ij}) es la mayor de todas, esto es:

$$U_{ij} \geq U_{ik} \Leftrightarrow U_{ij}^* - U_{ik}^* \geq \varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij} \quad \forall k \neq j, k=1, \dots, J \quad (2.3)$$

La decisión observada revela cuál de las alternativas proporciona mayor utilidad, pero no sus utilidades, que no son observables.

Dado que no se conoce el valor de $\varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij}$ y, por tanto, no se puede determinar con certeza si (2.3) se cumple, se debe trabajar bajo un marco probabilístico.

Así, si llamamos Y_i a la variable que recoge la alternativa elegida por el individuo i la probabilidad de escoger la alternativa j viene dada por:

$$P(Y_i=j) = P_{ij} = \text{Prob}(\varepsilon_{ik} - \varepsilon_{ij} \leq U_{ij}^* - U_{ik}^*), \quad \forall k \neq j, k=1, \dots, J)$$

Dependiendo del tipo de distribución que presente el componente aleatorio ε y de la especificación de la parte medible U^* se pueden generar distintos modelos. El modelo logit multinomial se deriva a partir de asumir que los términos de error ε_{ij} son indepen-

dientes entre sí y están idénticamente distribuidos según la distribución Gumbel¹. El modelo probit, en cambio, se obtiene a partir de una distribución normal multivariante, mientras que el modelo logit mixto (en la forma de componentes de error) se basa en suponer que $\varepsilon_{ij} = \eta_{ij} + \xi_{ij}$, con ξ_{ij} iid Gumbel y η_{ij} representando términos aleatorios adicionales que permiten recoger la presencia de correlación y heteroscedasticidad entre alternativas. A continuación estudiaremos las ventajas e inconvenientes que muestran estos modelos.

3.2 CONTRAPARTIDAS EMPIRICAS MÁS UTILIZADAS EN LA MODELIZACIÓN DE LA ELECCIÓN DE TENENCIA DE VIVIENDA

Dentro de los modelos de elección discreta, los modelos más extensamente utilizados han sido los modelos Logit (el logit multinomial (McFadden (1974)) y el logit jerárquico o anidado (Williams (1977))).

Como se comentó en el epígrafe anterior, el modelo logit multinomial se obtiene asumiendo que cada ε_{ij} son independientes entre sí y están idénticamente distribuidos según la distribución Gumbel. Bajo este supuesto, las probabilidades generadas por el modelo logit multinomial presentan la siguiente forma:

$$\text{Prob}(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j' X_{ji}}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_k' X_{ki}}} \quad \text{para } j=1, \dots, J$$

En la que $\beta_j, j = 1, \dots, J$ son vectores de parámetros desconocidos a priori, el índice $i \in (1, 2, \dots, N)$ representa los hogares o decisores, $j = (1, 2, \dots, J)$ es el conjunto de alternativas, X_{ij} son los vectores de características observables sobre el individuo i y/o la alternativa j , y donde $P_{ij} = \text{Prob}(Y_i = j)$ es la probabilidad de que el individuo i seleccione la alternativa j .

¹ En general, la función de distribución Gumbel o de valor extremo tipo I vendrá definida por: $F(x) = e^{-e^{-\mu(x-\eta)}}$, para $\mu > 0, \eta \in \mathbb{R}$.

En este modelo el cociente probabilidades $\frac{P_{ij}}{P_{ik}}$ no depende de las características del resto de alternativas, pues:

$$\frac{P_{ij}}{P_{ik}} = e^{\beta_j X_{ji} - \beta_k X_{ki}}$$

Esta propiedad del modelo logit multinomial recibe el nombre de *independencia de alternativas irrelevantes*. De esta forma, aunque la sencilla forma de las probabilidades en este caso simplifica el proceso de estimación, esta propiedad supone una limitación importante a la hora de modelizar el comportamiento de los individuos, no pareciendo muy razonable en múltiples situaciones, puesto que la hipótesis subyacente es que la elección entre dos alternativas cualesquiera no depende de las características o atributos de una tercera. Esta propiedad implica por tanto, que un cambio en los atributos de una alternativa modifica en la misma proporción las probabilidades del resto de alternativas, lo que supone un patrón de sustitución entre alternativas que resulta poco realista en muchas ocasiones.

Por su parte, el modelo logit anidado o jerárquico surge como una extensión del anterior, permitiendo relajar la hipótesis de homoscedasticidad al agrupar las alternativas en subgrupos de características similares y posibilitar que la varianza del término de error resulte diferente en cada grupo, manteniendo la hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes dentro de cada grupo.

La expresión matemática de este modelo para dos niveles de decisión es la siguiente:

$$\text{Prob}(Y=j|t) = \text{Prob}_1(Y=t) \cdot \text{Prob}_2(Y=j|t | y=t) = \left(\frac{e^{\gamma'z_t + \tau_t I_t}}{\sum_{t=1}^T e^{\gamma'z_t + \tau_t I_t}} \right) \cdot \left(\frac{e^{\beta'x_{j|t}}}{\sum_{j=1}^{J_t} e^{\beta'x_{j|t}}} \right)$$

donde $j=1, \dots, J$ es el conjunto de alternativas, siendo J_t el número de alternativas dentro del grupo t , $t=1, \dots, T$ son los subgrupos en los que se dividen las alternativas; T es el

total de grupos considerados; $I_t = \ln \sum_{j=1}^{J_t} e^{\beta'x_{j|t}}$, $t=1, \dots, T$ son los denominados valores in-

clusivos de cada grupo o rama, τ_t , $t=1, \dots, T$ son los parámetros de los valores inclusivos (en el caso de $\tau_t=1 \quad \forall t=1, \dots, T$ se obtendría el modelo logit multinomial anterior), x_{jt} son los atributos de la alternativa j en la rama t , z_t son los atributos de cada grupo o rama de alternativas, y, donde $\text{Prob}(Y=j|t)$ y $\text{Prob}_1(Y=t)$ representan la probabilidad condicionada de seleccionar la alternativa j dentro del grupo t y la probabilidad de elegir el grupo t , respectivamente.

Ahora el proceso de decisión es planteado como una elección en dos o más niveles, estableciéndose una estructura en árbol con las alternativas más similares agrupadas en una misma rama. La no existencia de un contraste bien definido que permita discriminar entre diferentes estructuras arbóreas, constituye un aspecto problemático en este tipo de modelos, ya que los resultados obtenidos pueden depender de cómo hayan sido definidos los grupos o ramas.

El hecho de que estos modelos provean una manera sencilla de obtener las expresiones de las probabilidades de elección, constituyendo éstas una expresión matemática cerrada, es lo que ha provocado que hayan sido ampliamente utilizados. No obstante, a pesar de su uso generalizado, exhiben principalmente tres importantes limitaciones. En primer lugar, subrayamos la ya comentada de *independencia de alternativas irrelevantes* (el logit multinomial exhibe esta propiedad para todas las alternativas, y el anidado sólo dentro de cada grupo o rama). En consecuencia, estos modelos pueden resultar inadecuados en aquellos casos donde existan patrones de sustitución entre alternativas más complejos. En segundo lugar, se asume que los coeficientes de las variables son los mismos para todos los individuos, lo que implica que distintos individuos con las mismas características observadas presentan iguales “gustos” o “preferencias”. En tercer lugar, cuando se emplean datos de panel, se asume con los modelos logit que los términos de error son independientes en el tiempo. Sin embargo, normalmente uno podría esperar que existan factores no observados que afectan a cada una de las decisiones que realiza el individuo, y que además estén correlacionados en el tiempo.

Por tanto, la consideración de modelos más generales pasa por introducir estructuras de error más complejas que permitan contemplar la posible existencia de correlación y heteroscedasticidad, ya que ello permitiría abordar muchas situaciones de la realidad que no pueden ser tratadas de forma correcta por los modelos logit tradicionales. En este sentido, el modelo probit (Daganzo, (1979)) y recientemente el modelo logit mixto, se

han convertido en las alternativas más utilizadas, ambas capaces de reflejar el proceso de elección discreta considerando heteroscedasticidad y correlación. La mayor generalidad de estos modelos dificulta el cálculo de las expresiones para las probabilidades de elección, ya que éstas vienen definidas por integrales múltiples que no constituyen expresiones matemáticas cerradas, debiéndose realizar por tanto la estimación de los parámetros utilizando algún método numérico para calcular integrales múltiples, habitualmente, por simulación. Ahora bien, las integrales múltiples que intervienen en los modelos probit y logit mixto tienen distinta dimensión: $J-1$ para el caso del probit², mientras que en el modelo logit mixto la dimensión coincide con el número de parámetros aleatorios incorporados al modelo. De modo que cuando el número de parámetros aleatorios es menor que el número de alternativas, el modelo logit mixto obtiene una ventaja sobre el probit.

El modelo probit se deriva de la elección de la distribución normal multivariante para los errores aleatorios: $(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{in}) \sim N(0, \Omega)$ con una matriz de varianzas-covarianzas Ω general, que permite contemplar cualquier estructura de correlación y heteroscedasticidad entre los términos de error. A pesar de su gran flexibilidad, no se ha convertido en un modelo de uso general cuando son consideradas más de tres alternativas por la dificultad que conlleva en la práctica calcular las integrales multidimensionales propias de la distribución normal y estimar una matriz de varianzas-covarianzas sin restricciones.

Aparte de la creciente dificultad que entraña la estimación de un modelo probit a medida que se incrementa el número de alternativas, la única limitación que se le atribuye es la de suponer que todos los términos de error siguen una distribución normal, debido a que en determinadas situaciones puede resultar inapropiado considerar este tipo de distribución.

Como ejemplos en el uso de este tipo de modelos de elección discreta aplicados al campo de la vivienda, podemos destacar entre otros muchos, los trabajos de Lee y Trost (1978), Rosen (1979) y Green y Vandell (1999) para los hogares de Estados Unidos, y

² Debido a que se basan en las diferencias $\varepsilon_j - \varepsilon_i$, con i la alternativa escogida y j cada una de las $J-1$ alternativas restantes.

Jaén y Molina (1994) para los hogares españoles de la comunidad de Andalucía. Todos ellos aplican un modelo probit para estimar las ecuaciones de elección de tenencia (propiedad o alquiler), obteniéndose también las respectivas funciones de demanda de servicios de vivienda, para posteriormente analizar (salvo Lee y Trost (1978)) cómo se ven afectadas estas dos decisiones (tenencia y demanda) en caso de modificar el régimen impositivo favorable que perciben los propietarios de su vivienda en el impuesto sobre la renta. Los resultados muestran que la supresión de dichas ventajas fiscales provoca una importante reducción en la cantidad demandada de vivienda por parte de los hogares propietarios, siendo esta más acusada para las familias con menores niveles de renta.

Åsberg (1999) analiza de forma conjunta a través de un probit bivariante las decisiones de formar hogar y elección de tenencia que realizan los jóvenes de Suecia (de edad comprendida entre los 19 y 29 años) para los años 1989 y 1992. Con su estudio pretende evaluar el efecto que la reforma impositiva llevada a cabo en Suecia en 1991 provoca sobre la probabilidad de ser propietario. A pesar de que la reforma supone un incremento en el coste de uso de las viviendas ocupadas en propiedad (al reducir las deducciones por pago de intereses hipotecarios y someter a gravamen la renta imputada), el porcentaje de jóvenes propietarios no se ve reducido tras la reforma (en 1992). Åsberg señala que este resultado se debe a la menor influencia que muestra la variable coste de uso relativo propiedad vs. alquiler en 1992 en comparación con 1989.

Del mismo modo, Haurin, Hendershott y Kim (1994) mediante un modelo probit bivariante censurado analizan la elección de tenencia conjuntamente con la decisión de formar hogar a la hora de estimar la demanda de vivienda para los jóvenes americanos cuya edad oscila entre los 22 y 29 años de edad. A diferencia de otros estudios, estos autores incluyen como variable explicativa el “salario potencial” en lugar de la renta corriente o permanente, argumentando que la renta constituye una variable endógena que viene determinada por la participación en el mercado de trabajo.

Alternativamente Bourassa (1995), al igual que Börsch-Supan y Pitkin (1988) o Walker et al. (2002), emplea un modelo logit multinomial para la elección entre diferentes regímenes de tenencia de vivienda. En su estudio estima las ecuaciones de tenencia de vivienda para dos de las ciudades más grandes de Australia, Sydney y Melbourne, destacando el papel significativo que desempeña la variable coste de uso en la elección del tipo de tenencia. Duce Tello (1995) especifica para España un modelo multinomial

con racionamiento similar al desarrollado por King (1980), considerando cuatro alternativas: propiedad de vivienda de protección oficial, alquiler con renta antigua (previo al Decreto Boyer de 1985), propiedad de vivienda de renta libre y el alquiler libre (posterior a 1985), mientras que Barrios y Rodríguez (2003) desarrollan un modelo logit multinomial para el estudio de la elección de tenencia, considerándose esta bajo cuatro supuestos: propiedad en el mercado libre o de protección oficial, y alquiler en el mercado libre o de protección oficial. Por otra parte, diferentes trabajos emplean alternativamente el modelo logit multinomial anidado cuando el individuo se enfrenta a más de dos alternativas de decisión: Börsch-Supan y Pitkin (1988), Skaburskis (1999), o Colom y Cruz (1997) para el caso español, en donde consideran conjuntamente el régimen de tenencia (comprar o alquilar) y tipo de edificio (unifamiliar o colectivo), presentando éste mejores resultados empíricos en las comparaciones realizadas frente al logit multinomial.

No obstante, debido a las grandes limitaciones que presentan los modelos logit multinomial y anidado, y alentados por los avances tecnológicos en computación y métodos numéricos que posibilitan el uso de modelos más generales, se ha venido desarrollando en los últimos años el denominado modelo logit mixto, el cual da lugar a patrones de sustitución entre alternativas más complejos. En el campo particular de la elección de tenencia de la vivienda, podemos citar como precursores en la aplicación del modelo logit mixto, los trabajos de Rouwendal y Meijer (2001), Börsch-Supan, Heiss y Seko (2001), así como, Rodríguez y Barrios (2003) o Barrios y Rodríguez (2004b), siendo estos últimos los únicos precedentes a nivel español.

4. EL MODELO LOGIT MIXTO DE ELECCIÓN DE TENENCIA

Para llevar a cabo el estudio de la tenencia de vivienda en España, hemos considerado como modelo de elección discreta entre alternativas no ordenadas, 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, siendo aplicado en un principio al estudio de la demanda de transporte (Boyd y Melman (1980), Cardell y Durban (1980), Brownstone y Train (1999), Train (2003)).

La principal ventaja del modelo logit mixto frente a los modelos de elección múltiple más utilizados hasta el momento, el modelo logit multinomial (McFadden (1974)) y

el logit jerárquico o anidado (Williams (1977)), es su capacidad para afrontar situaciones en las que se vulneran las hipótesis de independencia de alternativas irrelevantes (IAI) y de homoscedasticidad propias de estos últimos (como ya mencionamos, en el modelo logit anidado se considera una partición disjunta de las alternativas en grupos de tal forma que intra-grupos se satisface la hipótesis de IAI y de homoscedasticidad pero no inter-grupos).

En los últimos tiempos han surgido numerosas aplicaciones del modelo logit mixto (Train (2003)) alentadas no sólo por su mayor flexibilidad para adaptarse a los patrones complejos de sustitución entre alternativas, sino también, y no menos importante, por el hecho de que permite aproximar cualquier modelo de maximización de la utilidad aleatoria mediante una selección adecuada de la especificación aleatoria (McFadden y Train (2000), McFadden (2000)), lo cual revela mayor generalidad que el modelo probit.

El modelo logit mixto puede ser motivado desde dos puntos de vista diferentes pero formalmente equivalentes: bien como un modelo logit con componentes de error (Brownstone y Train (1999)), o bien mediante un modelo logit con parámetros aleatorios (Revelt y Train (1998)). En esta memoria seguiremos una especificación del tipo de parámetros aleatorios, cuya fundamentación se basa en permitir cierta heterogeneidad inobservada entre los individuos en cuanto a su respuesta frente a las variables exógenas observadas. 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:

$$U_{ij} = \beta'_{ij} X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad i=1, \dots, N; \quad j=1, \dots, J \quad (2.4)$$

donde $X_{ij} \in \mathbb{R}^q$ un vector de variables observables exógenas (relativas al individuo i y alternativa j), $\beta'_i = (\beta'_{i1} \dots \beta'_{iJ}) \in \mathbb{R}^{q \times J}$ es un vector de parámetros que varía entre los individuos con densidad conjunta $f(\beta|\Omega)$, representando Ω los parámetros fijos³ de esta dis-

³ En la práctica se deben suponer distribuciones específicas para los parámetros aleatorios, siendo las más utilizadas la normal, la lognormal, la uniforme o la triangular, aunque puede ser considerada cualquier otra. El conjunto Ω incluirá los parámetros que definen estas distribuciones. Por ejemplo, si la distribución conjunta es normal multivariante, Ω contendrá el vector de medias y la matriz de varianzas-covarianzas de los parámetros.

tribución, 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 vendrá determinada como en el modelo logit multinomial:

$$L_{ij}(\beta_i) = \frac{e^{\beta'_{ij} X_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta'_{ik} X_{ik}}} \quad (2.5)$$

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

$$P_{ij} = \text{Prob}(Y_i=j) = \int_D L_{ij}(\beta) f(\beta|\Omega) d\beta \quad D = \{\beta \in \mathbb{R}^{q \times J}\} \quad (2.6)$$

Para calcular el efecto marginal del cambio en el atributo m del vector X_{ij} (con coeficiente β_{ij}^m en la expresión de U_{ij}) sobre la probabilidad de que el individuo i escoja la alternativa j se tendrá que evaluar la integral: $\int_D \beta_{ij}^m L_{ij}(\beta)(1 - L_{ij}(\beta)) f(\beta|\Omega) d\beta$, mientras que su efecto sobre la probabilidad de la alternativa $k \neq j$ vendrá dado por: $\int_D \beta_{ij}^m L_{ij}(\beta) L_{ik}(\beta) f(\beta|\Omega) d\beta$.

Como se puede apreciar, la probabilidad de elección de un modelo logit mixto no posee en general una expresión matemática cerrada, a diferencia del logit multinomial o del anidado, puesto que la integral en (2.6) no podrá resolverse en general analíticamente. Una estrategia para facilitar el cálculo de estas probabilidades de elección (y también de los efectos marginales) consiste en evaluar la integral en (2.6) a través de métodos de simulación, esto es: para un valor dado de los parámetros en Ω se obtiene un valor de β aleatoriamente de su distribución, y se calcula $L_{ij}(\beta)$ a partir de (2.5). Este proceso se repite para cierto número de valores de β (réplicas) obtenidos aleatoriamente de su distribución, y la media de las probabilidades de elección condicionadas calculadas ($L_{ij}(\beta)$) se toma como la probabilidad de elección aproximada o simulada (SP):

$$SP_{ij} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R L_{ij}(\beta^r)$$

donde R es el número de replicaciones de β , y, β^r es la replicación r -ésima.

Al mismo tiempo, se puede disminuir la varianza del estimador anterior si en lugar de emplear replicaciones aleatorias independientes de los parámetros utilizamos replicaciones "inteligentes" que se encuentren negativamente correlacionadas entre sí y que proporcionen a la vez una mejor cobertura del recinto de integración. El método de replicar a través de sucesiones Halton se ha revelado recientemente mucho más eficiente que las replicaciones aleatorias independientes, permitiendo reducir drásticamente el tiempo de computación (Train (2003), p. 252-269).

De esta forma, para estimar los parámetros desconocidos del modelo, la función de verosimilitud logarítmica: $\sum_{i=1}^N \text{Ln}(P_{ij})$ es aproximada por la función de verosimilitud logarítmica simulada: $\sum_{i=1}^N \text{Ln}(SP_{ij})$ y los parámetros estimados son los que maximizan esta última.

El siguiente Teorema demostrado por Hajivassiliou y Ruud (1994) comprueba que bajo condiciones de regularidad, el estimador así obtenido es consistente y asintóticamente normal, siendo equivalente al estimador máximo verosímil cuando el número de replicaciones crece más rápido que la raíz cuadrada del número de observaciones (la demostración la podemos encontrar en Hajivassiliou y Ruud (1994), Prop. 5. Véase también Train (2003), p. 280-292).

Teorema 1 (Hajivassiliou y Ruud (1994)). “Supongamos un modelo general de la forma $y=f(\alpha, x)$, con y un vector de m variables endógenas $y=(y_1 \dots y_m)'$, x un vector de k variables $x=(x_1 \dots x_k)'$, y α un vector de s parámetros desconocidos

$\alpha=(\alpha_1 \dots \alpha_s)'$. Sea $\text{LnL}(\alpha, X)=\sum_{i=1}^N \text{ln}g(\alpha, X_i)$ la función de log-verosimilitud (donde

N es el número de observaciones y X_i es el vector correspondiente a la observación i

para las variables exógenas), y, $\text{LnSL}(\alpha, X)=\sum_{i=1}^N \text{ln} \tilde{g}(\alpha, X_i)$ la función de log-verosimilitud simulada para ciertas replicaciones $\{\varpi_r\}_{r=1, \dots, R}$ dadas (en número R) de

un vector de variables aleatorias ϖ (esto es, siendo: $\tilde{g}(\alpha, x) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \tilde{g}(\alpha, x, \varpi_r)$). Bajo

las siguientes condiciones de regularidad:

- i) $g(\alpha, x)$ está uniformemente acotada fuera de 0⁴, $\forall \alpha \in \Theta$ un conjunto compacto, y $\forall x \in D$, el conjunto muestral de x .
- ii) $g(\alpha, x)$ es Lipschitz en Θ .
- iii) $\tilde{g}(\alpha, x)$ un estimador insesgado (en el sentido de que $E_{\varpi}[\tilde{g}(\alpha, x)] = g(\alpha, x)$) y diferenciable de $g(\alpha, x)$, que también está uniformemente acotado fuera de 0, $\forall \alpha \in \Theta$ y $\forall x \in D$, es Lipschitz en Θ , y verifica:

$$\text{Var}_{\varpi}[\tilde{g}(\alpha, x) - g(\alpha, x)] = O\left(\frac{1}{R}\right)^5.$$

- iv) R tiende a ∞ más rápido que \sqrt{N} , esto es: $\frac{R}{\sqrt{N}} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \infty$.

Entonces, el estimador máximo verosímil simulado $\tilde{\alpha}$ es asintóticamente equivalente al estimador máximo verosímil $\hat{\alpha}$. Esto es, es consistente, asintóticamente normal y eficiente, verificando que:

$$\sqrt{N}(\tilde{\alpha} - \alpha) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma)$$

siendo Σ la matriz de varianza-covarianzas asintótica del estimador máximo verosímil $\hat{\alpha}$. ■

Dado que el componente aleatorio en la utilidad de cada alternativa viene determinado por una “mezcla aleatoria” en algunos parámetros desconocidos del modelo, para

⁴ Esto es, la función g tiene una cota inferior uniforme en Θ tal que se asegura que no se anula $\forall \alpha \in \Theta$, $\forall x \in D$.

⁵ Es decir, al ser insesgado \tilde{g} , esta hipótesis querrá decir que: $R \cdot E_{\varpi}[\tilde{g}(\alpha, x) - g(\alpha, x)]^2 < M$, $\forall R \geq R_0$, para cierto $R_0 \in \mathbb{N}$, y $M > 0$.

obtener la fórmula del gradiente de la función de log-verosimilitud simulada para el modelo logit mixto podemos reescribir éste de la siguiente forma:

$$U_{ij} = \alpha' Z_{ij} + \xi_i' X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2.7)$$

para $i=1, \dots, N$ (individuos), $j=1, \dots, J$ (alternativas), y donde omitiendo el subíndice i por simplicidad, $Z'=(Z_1 \dots Z_J)$ y $X'=(X_1 \dots X_J)$ son características observadas de individuos y/o alternativas de tal manera que $Z_{ij} \in \mathcal{M}_{S \times 1}$, $X_{ij} \in \mathcal{M}_{Q \times 1}$ son vectores columnas⁶ cuyas filas representan las observaciones de dichas variables exógenas, $\forall j=1, \dots, J$, $\alpha'=(\alpha_1 \dots \alpha_s)$ y $\xi_i'=(\xi_{i1} \dots \xi_{iQ})$ son vectores de parámetros desconocidos que aparecen en todas las alternativas, siendo ξ aleatorios y distribuidos sobre los individuos con una función de densidad conjunta $f(\xi|\Omega)$, y donde $\varepsilon_i'=(\varepsilon_{i1} \dots \varepsilon_{ij})$ representan términos aleatorios iid Gumbel.

Llamemos LnL a la función de log-verosimilitud del modelo logit mixto (2.7) con N observaciones. Si definimos las variables binarias $d_{ij}=1$ si el individuo i elige la alternativa j , $d_{ij}=0$ en otro caso ($i=1, \dots, N$, $j=1, \dots, J$), entonces, se podrá escribir:

$$\text{LnL}(\alpha) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln(P_{ij}(\alpha, \xi, Z_i, X_i)) \quad (2.8)$$

donde P_{ij} representa la probabilidad de que el individuo i elija la alternativa j resultante del modelo mixto (2.7), esto es:

$$P_{ij} = E_{\xi} [L_{ij}(\alpha, \xi, Z_i, X_i)] \quad (2.9)$$

siendo $L_{ij}(\alpha, \xi, Z_i, X_i)$ la probabilidad (logit multinomial) de que el individuo i seleccione la alternativa j , dado el valor de ξ .

La función de log-verosimilitud simulada **LnSL** estará determinada por la distribución supuesta para el vector parámetros aleatorios ξ , $f(\xi|\Omega)$. Así, podemos especificar:

⁶ La notación $\mathcal{M}_{m \times n}$ representa una matriz compuesta por m filas y n columnas.

$$\xi = \rho + \Gamma \cdot w = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \vdots \\ \rho_Q \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \cdots & \gamma_{1M} \\ \vdots & & \vdots \\ \gamma_{Q1} & \cdots & \gamma_{QM} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} w_1 \\ \vdots \\ w_M \end{pmatrix} \quad (2.10)$$

donde $\rho \in \mathcal{M}_{Q \times 1}$ es el vector de medias, $\Gamma \in \mathcal{M}_{Q \times M}$ es una matriz de “carga aleatoria” (“factor loadings” en la terminología de McFadden y Train (2000), que debe incluir restricciones en sus coeficientes para poder ser identificables), y $w \in \mathcal{M}_{M \times 1}$ es un vector de variables aleatorias independientemente distribuidas con una función de densidad estándar $f(w)$. En las aplicaciones habituales, w es un vector de variables aleatorias uniformes, triangulares, normales o lognormales. Si $Q=M$, $\Gamma \in \mathcal{M}_{Q \times Q}$ es triangular inferior (cuadrada), y w es un vector de variables aleatorias iid normales de media cero y varianza uno ($N(0,1)$), entonces Γ se interpreta como el factor de choleski de la matriz de varianzas-covarianzas asociada a ξ .

Si llamamos θ al vector columna que incluye todos los parámetros desconocidos del modelo, esto es⁷: $\theta' = (\alpha' \rho' \text{vec}(\Gamma)) \in \mathcal{M}_{1 \times (S+Q+(Q \times M))} = \mathcal{M}_{1 \times P}$ (llamamos P al número total de parámetros desconocidos en el modelo) la función de log-verosimilitud simulada será:

$$\text{LnSL}(\theta) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln(\hat{P}_{ij}(\theta, \omega_i^r, Z_i, X_i))$$

donde, para cierto número $R \in \mathbb{N}$ de replicaciones $\omega_i^r = \{\omega_i^r\}_{r=1, \dots, R}$ del vector de variables aleatorias w para cada individuo (que serán extraídas a partir de la distribución $f(w)$ independientemente entre individuos), y llamando $\xi_i^r = \rho + \Gamma \cdot \omega_i^r$, para $r=1, \dots, R$, $i=1, \dots, N$:

$$\hat{P}_{ij}(\theta, \omega_i^R, Z_i, X_i) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R L_{ij}^r(\theta, \xi_i^r, Z_i, X_i) \quad (2.11)$$

⁷ Siguiendo la terminología habitual, denotamos por $\text{vec}(B)$ al vector que contiene las columnas de una matriz B “apiladas” por orden.

y, entonces:

$$\frac{\partial \text{LnSL}_i}{\partial \theta} = \sum_{j=1}^J d_{ij} \frac{1}{\hat{P}_{ij}} \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R L_{ij}^r(\theta) \frac{\partial \text{LnL}_{ij}^r(\theta)}{\partial \theta} \in \mathcal{M}_{P \times 1} \quad (2.12)$$

ahora, si suponemos que el individuo i ha elegido la alternativa j ($j=1, \dots, J$):

$$\frac{\partial \text{LnSL}_i}{\partial \theta} = \frac{\partial \text{Ln}(\hat{P}_{ij}(\theta))}{\partial \theta} = \frac{1}{\hat{P}_{ij}} \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R L_{ij}^r(\theta) \frac{\partial \text{LnL}_{ij}^r(\theta)}{\partial \theta} \in \mathcal{M}_{P \times 1} \quad (2.13)$$

y, teniendo en cuenta que:

$$\text{LnL}_{ij}^r(\theta) = \alpha' Z_{ij} + \xi_i^r X_{ij} - \ln \left(\sum_{k=1}^J e^{\alpha' Z_{ik} + \xi_i^r X_{ik}} \right)$$

simplemente derivando, si llamamos, $\forall j = 1, \dots, J$:

$$\bar{Z}_i^r = \sum_{k=1}^J L_{ik}^r(\theta) Z_{ik} \in \mathcal{M}_{S \times 1} \quad (2.14)$$

$$\bar{X}_i^r = \sum_{k=1}^J L_{ik}^r(\theta) X_{ik} \in \mathcal{M}_{Q \times 1}$$

se deduce que (en McFadden y Train (2000), p. 7 se obtiene la misma fórmula):

$$\frac{\partial \text{LnL}_{ij}^r(\theta)}{\partial \alpha} = Z_{ij} - \frac{\sum_{k=1}^J Z_{ik} e^{\alpha' Z_{ik} + \xi_i^r X_{ik}}}{\sum_{k=1}^J e^{\alpha' Z_{ik} + \xi_i^r X_{ik}}} = Z_{ij} - \bar{Z}_i^r \in \mathcal{M}_{S \times 1} \quad (2.15)$$

$$\frac{\partial \text{LnL}_{ij}^r(\theta)}{\partial \rho} = X_{ij} - \frac{\sum_{k=1}^J X_{ik} e^{\alpha' Z_{ik} + \xi_i^r X_{ik}}}{\sum_{k=1}^J e^{\alpha' Z_{ik} + \xi_i^r X_{ik}}} = X_{ij} - \bar{X}_i^r \in \mathcal{M}_{Q \times 1} \quad (2.16)$$

$$\frac{\partial \text{LnL}_{ij}^r(\theta)}{\partial \gamma} = \text{vec}[(X_{ij} - \bar{X}_i^r) \cdot \omega_i^r] \in \mathcal{M}_{(M \times Q) \times 1} \quad (2.17)$$

donde esta última igualdad se puede deducir de la siguiente forma: Si γ_m representa la columna m de Γ , $m=1, \dots, M$, entonces:

$$\frac{\partial \text{Ln} L_{ij}^r(\theta)}{\partial \gamma_m} = \omega_{im}^r X_{ij} - \frac{\sum_{k=1}^J \omega_{im}^r X_{ik} e^{\alpha' Z_{ij} + \xi_1^r X_{ik}}}{\sum_{k=1}^J e^{\alpha' Z_{ik} + \xi_1^r X_{ik}}} = \omega_{im}^r (X_{ij} - \bar{X}_i^r) \in \mathcal{M}_{Q \times 1},$$

en la que $\frac{\partial \text{Ln} L_{ij}^r(\theta)}{\partial \gamma}$ se obtendría ya “apilando” estos M vectores de derivadas en un vector columna, y esto es precisamente lo que hace la última igualdad (2.17).

En caso de ser algún γ_{qm} nulo en la especificación (2.10) (por ejemplo si Γ fuera triangular inferior), entonces no aparecería su correspondiente derivada en (2.17), siendo las correspondientes derivadas respecto de γ_m matrices de orden igual al número de elementos en la columna m de Γ especificados como no nulos.

De esta forma, la expresión (2.13) junto con (2.15), (2.16), (2.17), (2.14), y (2.11) nos permitirá calcular ya para cada individuo i los valores de $\frac{\partial \text{Ln} S L_i}{\partial \theta}$, dadas unas ciertas replicaciones ω_i^r (en número R) y unas estimaciones de los parámetros desconocidos $\hat{\theta}' = (\hat{\alpha}' \hat{\rho}' \text{vec}(\hat{\Gamma}'))'$.

Obsérvese por otra parte que para el modelo logit multinomial mixto, el cociente entre las probabilidades de elección de dos alternativas diferentes depende de las características del resto de alternativas, y por tanto no se encuentra limitado por el supuesto de independencia de alternativas irrelevantes. Además, si β es una variable aleatoria múltiple con media b y desviación μ , la expresión (2.4) se puede escribir también como:

$$U_{ij} = b_{ij}' X_{ij} + [\mu_{ij}' X_{ij} + \varepsilon_{ij}]$$

y, llamando $\xi_{ij} = \mu_{ij}' X_{ij} + \varepsilon_{ij}$, obtenemos la expresión en forma de componentes de error del modelo logit mixto, donde ξ_{ij} representará un término aleatorio constituido por la suma de una componente Gumbel ε_{ij} independiente e idénticamente distribuida sobre alternativas e individuos, y por $\eta_{ij} = \mu_{ij}' X_{ij}$ que es un término aleatorio de media cero

cuya distribución sobre los individuos y alternativas depende en general de ciertos parámetros subyacentes y de datos observables acerca de la alternativa j , y que permite recoger la presencia de correlación y heteroscedasticidad entre los términos no observables de la utilidad de las alternativas (ξ_{ij}) puesto que:

$$E[\xi_{ik} \cdot \xi_{ij}] = E[(\eta_{ik} + \varepsilon_{ik})(\eta_{ij} + \varepsilon_{ij})] = E[\eta_{ik} \cdot \eta_{ij}] \neq 0, \text{ en general}$$

A pesar de que las dos maneras de expresar el modelo logit mixto (modelo logit con componentes de error o con parámetros aleatorios) resultan formalmente equivalentes, la especificación en la forma de parámetros aleatorios además de permitir modelar correlación y heteroscedasticidad entre las alternativas, al igual que el probit, nos va a permitir analizar si existe cierta heterogeneidad inobservada en el comportamiento de los individuos respecto a la influencia desempeñada por las variables que componen la función de utilidad de las distintas alternativas, al permitir que los coeficientes de estas variables puedan variar aleatoriamente sobre los individuos en lugar de ser fijos. En este sentido, la especificación del modelo logit mixto mediante parámetros aleatorios provee un mayor grado de detalle en el análisis del comportamiento heterogéneo de los individuos, con respecto al modelo probit o al modelo logit mixto en términos de componentes de error.

A la hora de estimar un modelo logit mixto resulta útil disponer de algún procedimiento que nos pueda ayudar a determinar qué parámetros deben ser considerados como aleatorios. En este sentido, McFadden y Train (2000) desarrollan un test basado en añadir al modelo logit multinomial de partida ciertas variables artificiales construidas sobre aquellos atributos de las alternativas x_t de los que se sospecha su posible heterogeneidad, y que nos permite identificar si se precisan coeficientes aleatorios en estas variables. Para ello, se crean las variables artificiales de la forma:

$$z_{tj} = \frac{1}{2} (x_{tj} - X_t)^2, \quad X_t = \sum_{j=1}^J x_{tj} \cdot P_j$$

siendo z_{tj} la variable artificial creada para el atributo x_t en la alternativa j , para $j=1, \dots, J$ (alternativas) y $t=1, \dots, T$ (atributos), donde P_j es la probabilidad de elección del modelo logit multinomial para la alternativa j . De modo que el modelo multinomial de partida es estimado nuevamente con estas variables artificiales, y por medio de un

test de razón de verosimilitud se compara con el de partida. Si los coeficientes de las variables artificiales son significativamente diferentes de cero, se rechaza la hipótesis nula de coeficientes no aleatorios en los atributos x_t . En este caso el mejor modelo alternativo es precisamente el modelo mixto que considera los parámetros de las variables x_t seleccionadas como aleatorios. Si queremos testear si el parámetro aleatorio de la característica k del individuo i (y_i^k) en la alternativa j es aleatorio (o no), se construye la variable artificial z tal que su valor para el individuo i en la alternativa s será:

$$z_{is} = \begin{cases} \frac{1}{2}(y_i^k \cdot P_{ij})^2, j \neq s \\ \frac{1}{2}y_i^{k2}(1 - P_{ij})^2, j = s \end{cases}$$

Por tanto, cuando el modelo dispone de muchas variables explicativas que recogen características de los individuos, resulta complicado aplicar este test al incrementarse de forma notable el número de variables artificiales a construir.

5. EL MODELO DE SESGO DE SELECCIÓN GENERALIZADO PARA LA DEMANDA DE VIVIENDA

Para corregir el posible sesgo de selección muestral en el que se podría incurrir por estimar ecuaciones de demanda de forma separada para los hogares pertenecientes a distintos regímenes de tenencia, aplicamos el método de Heckman generalizado para un modelo logit mixto propuesto por Barrios (2004).

Inicialmente, el método de Heckman (1979) corrige el sesgo de selección mediante una estimación en dos etapas. En la primera etapa se ajusta para el total de la muestra un probit binario, estimándose la segunda etapa mediante una regresión por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), incorporando en dichas regresiones una variable artificial, denominada ratio de Mill, construida a partir de la estimación obtenida en la primera etapa. Posteriormente, Catsiapis y Robinson (1982) y Dubin y McFadden (1984) generalizan el método de Heckman considerándose en la primera etapa un modelo probit multivariante y un logit multinomial, respectivamente.

Alternativamente, Lee (1983) desarrolla un procedimiento de estimación en dos etapas que permite corregir el sesgo de selección aplicado a la estimación de un modelo logit multinomial en la primera etapa y una regresión MCO en la segunda. La facilidad de cálculo de este procedimiento ha hecho que haya sido ampliamente utilizado en la literatura para este caso.

Barrios (2004) propone un método que generaliza el método en dos etapas de Heckman considerando un modelo logit mixto en la primera etapa, y que es el que adoptamos en la presente memoria para estimar la demanda de vivienda bajo cada una de las modalidades que consideramos.

5.1 FORMULACIÓN DEL MODELO

En este punto resumimos los principales aspectos que caracterizan el modelo desarrollado por Barrios (2004) para corregir el sesgo de selección con un modelo logit mixto en la primera etapa (formulado en forma de parámetros aleatorios) por el método de Heckman generalizado.

Suponemos que existen J alternativas con N observaciones, donde cada individuo i obtiene una utilidad (indirecta) de la opción j dada por:

$$U_{ij} = \alpha_j' Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (2.18)$$

Para cada alternativa j tenemos una variable endógena Y_j modelizada de la forma:

$$Y_{ij} = \beta_j' X_{ij} + v_{ij} \quad (2.19)$$

donde (omitiendo el subíndice i para simplificar): $Z'=(Z_1 \dots Z_j)$ y $X'=(X_1 \dots X_j)$ son características observadas de los individuos y/o alternativas, con $\alpha'=(\alpha_1' \dots \alpha_j')$ y $\beta'=(\beta_1' \dots \beta_j')$ vectores de parámetros desconocidos, y, $\varepsilon'=(\varepsilon_1 \dots \varepsilon_j)$ y $v'=(v_1 \dots v_j)$ representan términos aleatorios.

Supondremos las siguientes **hipótesis para el modelo (2.18)-(2.19)**:

H1) Observamos Y_{ij} sólo si $U_{ij} > U_{ik}$, $\forall k=1, \dots, J$, $k \neq j$. esto es, sólo si el individuo elige la alternativa j .

H2) ε_j es iid Gumbel sobre los individuos, $j=1, \dots, J$. Es más, $E[\varepsilon_j | X, Z]=0, \forall j=1, \dots, J$.

H3) α tiene función de distribución conjunta $F(\alpha | \Omega)$ con Ω denotando los parámetros fijos que definen esta distribución. Supondremos que: $E_\alpha[\alpha_j' Z_j] < \infty$, y, $E_\alpha[e^{\alpha_j' Z_j}] < \infty, \forall j=1, \dots, J$ ⁸.

H4) v_j es iid normal sobre los individuos, $j=1, \dots, J$, y $E[v_j | X, Z]=0, \text{Var}[v_j | X, Z]=\sigma_j^2, \forall j=1, \dots, J$.

H5) $E[v_j | \varepsilon]$ es lineal, $\text{Var}[v_j | \varepsilon]$ es constante. Además, si llamamos $\rho_{kj} = \text{corr}(\varepsilon_k, v_j)$,

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

En Barrios (2004) se prueba que la estimación del vector de parámetros β en (2.19) se puede llevar a cabo consistentemente en dos etapas, generalizándose para este modelo el método propuesto por Heckman (1979). Concretamente, se procederá como sigue:

- 1) Estimamos por máxima verosimilitud simulada el modelo logit mixto (2.18) para obtener una estimación de $F(\alpha | \Omega)$.
- 2) Utilizando métodos de simulación evaluamos las variables artificiales:

$$\hat{\lambda}_k = E_\alpha \left[\frac{L_k}{1 - L_k} \ln L_k \right], k=1, \dots, J, k \neq j, \quad \hat{\lambda}_j = E_\alpha [\ln L_j] \quad (2.20)$$

donde L_k representa la probabilidad logit multinomial de seleccionar la alternativa k según el modelo (2.18) dado el valor de α , para $k=1, \dots, J$. Añadiendo estas J variables artificiales a la regresión MCO (2.19) obtenemos ya una estimación consistente de los parámetros β_j .

⁸ Fácilmente se comprueba que se satisface H3) si $F(\alpha | \Omega)$ tiene soporte compacto (distribución uniforme o triangular multivariante) o se corresponde con una normal multivariante.

5.2 ESTIMACIÓN DE LA MATRIZ DE VARIANZAS-COVARIANZAS PARA LA SEGUNDA ETAPA

Como es bien sabido, los errores estándar obtenidos en la regresión MCO de la segunda etapa para el método anterior deben ser corregidos para tener en cuenta la estimación realizada en la primera etapa (Newey y McFadden (1994)).

Para llevar a cabo esta corrección aplicamos el método de Murphy y Topel (1985).

Murphy y Topel (1985) desarrollan un procedimiento para obtener la matriz de varianzas-covarianzas asintótica en un modelo estimado en dos etapas sobre la misma muestra (o submuestras de ellas), siendo la primera etapa estimada por máxima verosimilitud, mientras que la segunda es una regresión MCO (Murphy y Topel (1985), Teorema 2, p. 94. Véase también Greene (1999), p. 126 y p. 406).

Específicamente, el modelo en dos etapas analizado por Murphy y Topel es el siguiente:

$$\begin{array}{ll} \mathbf{1}^{\text{a}} \text{ Etapa:} & \\ \alpha \text{ estimado por máxima} & y_1 = f(x_1, \alpha) \\ \text{verosimilitud} & \end{array} \quad (2.21)$$

$$\begin{array}{ll} \mathbf{2}^{\text{a}} \text{ Etapa:} & \\ \text{Regresión MCO} & y_2 = x_2' \beta + \hat{y}_1' \gamma + v \end{array} \quad (2.22)$$

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 $y_1 = (y_{11} \dots y_{1m})'$. En consecuencia, f es un vector de funciones de dimensión $m \times 1$. $\alpha = (\alpha_1 \dots \alpha_s)'$ es el vector de s parámetros desconocidos que se estiman en la primera etapa por máxima verosimilitud 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 (por tanto de dimensión $m \times 1$). $x_2 = (x_{21} \dots x_{2l})'$ 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. Supongamos que el número de observaciones en la primera etapa es N y en la segunda se utiliza una submuestra de $n \leq N$ observaciones.

Llamemos $Y_2 \in \mathcal{M}_{nx1}$, $X_2 \in \mathcal{M}_{nxl}$, $F \in \mathcal{M}_{nxm}$, y $X_1 \in \mathcal{M}_{nxk}$, a las matrices de observaciones para la variable endógena y_2 , para x_2 , $\hat{y}_1=f(x_1, \hat{\alpha})$, y x_1 (esto es aquellas cuyas filas representan observaciones de cada variable, y que son independientes entre sí), respectivamente, correspondientes a la muestra de la segunda etapa. Denotamos por $Z=(X_2 | F) \in \mathcal{M}_{nx(l+m)}$ y $V \in \mathcal{M}_{nx1}$ a la matriz de observaciones para las variables exógenas y al vector columna de errores (para estas observaciones) de la regresión (2.22).

Para establecer el resultado al que llegan Murphy y Topel (1985), asumiremos las siguientes **hipótesis**:

MT1) $E[v|x_1, x_2]=0$, y $E[v^2|x_1, x_2]=\sigma^2$, siendo estos componentes de error independientes entre observaciones.

MT2) $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} Z'Z=Q_0$. Donde Q_0 es definida positiva y simétrica (esta es la hipótesis clásica en la regresión MCO para asegurar que el estimador MCO de (2.22) es consistente y asintóticamente normal, véase Greene (1999), p. 237)). Llamemos $\Sigma_2=\sigma^2 Q_0^{-1} \in \mathcal{M}_{l \times m}$ a la matriz de varianzas-covarianzas estimada para la regresión MCO (2.22), donde

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} V'V = \frac{1}{n} (Y_2 - X_2 \hat{\beta} - F(\hat{\alpha}, x_1) \hat{\gamma})' (Y_2 - X_2 \hat{\beta} - F(\hat{\alpha}, x_1) \hat{\gamma})$$

MT3) $f(x_1, \alpha)$ es dos veces continuamente diferenciable respecto a α , $\forall x_1 \in \mathbb{R}^k$, con los momentos segundos de $\frac{\partial f}{\partial \alpha}$ en la muestra uniformemente acotados en el sentido de que se satisface que: $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} Z'F^*=Q_1$. Donde la matriz F^* es aquella cuyas filas se corresponden con las derivadas del lado derecho de (2.22) respecto a los parámetros estimados en la primera etapa (α), evaluadas en cada una de las observaciones de la segunda etapa:

$$F^* = \left(f_{ij}^* = \sum_{r=1}^m \hat{\gamma}_r \frac{\partial f_r}{\partial \alpha_j}(x_{1i}, \hat{\alpha}) \right)_{\substack{i=1, \dots, n \\ j=1, \dots, s}} \in \mathcal{M}_{n \times s} \tag{2.23}$$

MT4) $\hat{\alpha}$ es un estimador máximo verosímil de α en la primera etapa (2.21) que es independiente de v . En consecuencia, bajo condiciones de regularidad:

$\sqrt{N}(\hat{\alpha} - \alpha) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_1)$. Esto es, $\hat{\alpha}$ es un estimador asintóticamente normal, consistente, y con **matriz de varianzas-covarianzas asintótica** $\Sigma_1 \in \mathcal{M}_s$.

El siguiente resultado se demuestra en Murphy y Topel (1985), (Teorema 2, p. 94).

Teorema 2. (Murphy y Topel (1985)). “Bajo la notación anterior y las hipótesis MT1-MT4, el estimador MCO de los parámetros desconocidos en (2.22), $\hat{\beta}$ y $\hat{\gamma}$ es consistente y asintóticamente normal con matriz de varianzas-covarianzas asintótica dada por:

$$\Sigma = \Sigma_2 + \frac{1}{(\sigma^2)^2} \Sigma_2 (C \Sigma_1 C' - C \Sigma_1 D' - D \Sigma_1 C') \Sigma_2 \quad (2.24)$$

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

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \mathbf{V}' \mathbf{V} \quad (2.25)$$

$$\mathbf{C} = \frac{1}{n} \mathbf{Z}' \mathbf{F}^* \in \mathcal{M}_{(1+m) \times s} \quad (2.26)$$

$$\mathbf{D} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{Z}_i' \mathbf{V}_i \frac{\partial \text{Ln} L_1(\hat{\alpha}, \mathbf{X}_{1_i})}{\partial \alpha'} \in \mathcal{M}_{(1+m) \times s} \quad (2.27)$$

denotando en la parte derecha de (2.27) por $Z_i \in \mathcal{M}_{1 \times (1+m)}$ la fila i -ésima de la matriz Z , $V_i \in \mathbb{R}$ el error i -ésimo de la regresión, y por $\frac{\partial \text{Ln} L_1(\hat{\alpha}, X_{1_i})}{\partial \alpha'} \in \mathcal{M}_{1 \times s}$ el sumando i -ésimo (el correspondiente a la observación X_{1_i} , esto es, a la fila i de la matriz de observaciones X_1 de la derivada de la función de log-verosimilitud de la primera etapa), sustituidos los parámetros α por el valor $\hat{\alpha}$ estimado.” ■

En nuestro caso, desarrollamos un modelo en dos etapas donde en la segunda etapa realizamos una regresión MCO como en (2.22), sin embargo la primera etapa se estima por máxima verosimilitud simulada, es decir, (2.21) se sustituye por (2.21’):

1ª Etapa:

$$\alpha \text{ estimado por máxima verosimilitud simulada} \quad y_1 = f(x_1, \alpha) \quad (2.21')$$

Ahora bien, el teorema 1 relaciona el comportamiento asintótico del estimador máximo verosímil y el simulado. En consecuencia podemos enunciar el siguiente resultado.

Teorema 3. Bajo la notación anterior y las hipótesis MT1-MT3, si sustituimos la hipótesis MT4 por MT4':

MT4') $\tilde{\alpha}$ es un estimador máximo verosímil simulado de α en la primera etapa (2.21') que es independiente de v . En consecuencia, bajo las hipótesis del

teorema 1: $\sqrt{N}(\tilde{\alpha} - \alpha) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_1)$. Esto es, $\tilde{\alpha}$ es un estimador asintóticamente normal, consistente, y con la misma **matriz de varianzas-covarianzas asintótica que el estimador máximo verosímil $\hat{\alpha}$** $\Sigma_1 \in \mathcal{M}_S$.

Entonces, la matriz de varianzas-covarianzas asintótica del estimador MCO de los parámetros desconocidos en (2.22) cuando en la primera etapa se estima y_1 por máxima verosimilitud simulada a partir de (2.21'), viene dada por (2.24), con σ^2 y la matriz C definidas respectivamente en (2.25) y (2.26), y la matriz D por:

$$D = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i' V_i \frac{\partial \text{LnSL}(\tilde{\alpha}, X_{1i})}{\partial \alpha'} \quad (2.27')$$

Demostración:

Es importante tener en cuenta que Murphy y Topel (1985) basan la prueba del teorema 2 en que $\hat{\alpha}$ es un estimador máximo verosímil de α en la primera etapa (2.21). Concretamente, bajo condiciones de regularidad (véase, por ejemplo, Bierens (2004)), aparte de la normalidad asintótica de $\hat{\alpha}$, emplean el conocido resultado de la teoría de la estimación por máxima verosimilitud:

$$\sqrt{N}(\hat{\alpha} - \alpha) = -H^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{1}{\sqrt{N}} \frac{\partial \text{Ln}L_1(\alpha, X_{1i})}{\partial \alpha'} + O_p(1) \quad (2.28)$$

donde $H = E\left[\frac{1}{n} \frac{\partial^2 \text{Ln}L_1(\alpha, X_1)}{\partial \alpha \partial \alpha'}\right]$ es la matriz de información de Fisher y $O_p(1)$ representa un término que tiende en probabilidad a 0 cuando $N \rightarrow \infty$.

Hajivassiliou y Ruud (1994) comprueban que si se verifican las hipótesis del teorema 1, entonces también se satisface (2.28) si sustituimos el estimador máximo verosímil $\hat{\alpha}$ por el estimador máximo verosímil simulado $\tilde{\alpha}$. En consecuencia, el teorema 2 es aplicable en las mismas condiciones (siempre que se cumplan las hipótesis del teorema 1) si la hipótesis MT4 la sustituimos por MT4'.

No obstante, hay que tener en cuenta que de cara a utilizar en la práctica el teorema 2 para obtener la matriz de varianzas-covarianzas corregida para la segunda etapa (2.22), siendo la primera (2.21'), en (2.27) aparecen las derivadas de la función de log-verosimilitud y no las de la función de log-verosimilitud simulada. Adviértase que

(2.27) es la contrapartida empírica de la matriz poblacional: $E\left[Z_i' V_i \frac{\partial \text{Ln}L(\alpha^*, X_{1_i})}{\partial \alpha'}\right]$,

(Murphy y Topel (1985), p. 94), esto es, la matriz de covarianzas entre los vectores de variables aleatorias $Z_i' V_i$ y $\frac{\partial \text{Ln}L(\alpha^*, X_{1_i})}{\partial \alpha'}$ (puesto que tienen medias nulas). En consecuencia, debemos emplear un estadístico consistente para esta matriz poblacional, el cual puede venir dado por (2.27').

Efectivamente, realizando un razonamiento análogo al análisis del comportamiento asintótico de un estimador simulado (Hajivassiliou y Ruud (1994), o Train (2003). pp. 285-290), se puede deducir que:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i' V_i \frac{\partial \text{LnSL}(\alpha^*, X_{1_i})}{\partial \alpha'} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i' V_i \frac{\partial \text{LnL}(\alpha^*, X_{1_i})}{\partial \alpha'} + \\ \text{A} \quad & \left| + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(Z_i' V_i \frac{\partial \text{LnSL}(\alpha^*, X_{1_i})}{\partial \alpha'} - E_{\sigma} \left[Z_i' V_i \frac{\partial \text{LnSL}(\alpha^*, X_{1_i})}{\partial \alpha'} \right] \right) \right| + \\ \text{B} \quad & \left| + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(E_{\sigma} \left[Z_i' V_i \frac{\partial \text{LnSL}(\alpha^*, X_{1_i})}{\partial \alpha'} \right] - Z_i' V_i \frac{\partial \text{LnL}(\alpha^*, X_{1_i})}{\partial \alpha'} \right) \right| = \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i' V_i \frac{\partial \text{LnL}(\alpha^*, X_{1_i})}{\partial \alpha'} + A + B$$

donde se comprueba que: $A + B \xrightarrow{p} 0$ si se verifican las hipótesis del Teorema 1. En consecuencia el estimador (2.27') tiene el mismo límite en probabilidad que (2.27). ■

En nuestro caso, al estimar un modelo logit mixto en la primera etapa, para materializar el Teorema 3 debemos prestar especial atención al cálculo de las matrices $\frac{\partial \text{LnSL}}{\partial \alpha'}$ y F^* . Obteníamos una expresión para la primera en el apartado 4 anterior.

Por otra parte, para computar la matriz F^* debemos calcular las derivadas de las variables artificiales empleadas en el método de Heckman generalizado. Para ello procedemos como sigue:

Dado que las variables artificiales en (2.20) se evalúan por simulación para un cierto número R de replicaciones, tendremos que:

$$\hat{\lambda}_{ik}(\theta) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \frac{L_{ik}^r(\theta)}{1 - L_{ik}^r(\theta)} \ln L_{ik}^r(\theta), \quad k=1, \dots, J, \quad k \neq j, \quad \hat{\lambda}_{ij}(\theta) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \ln L_{ij}^r(\theta) \quad (2.29)$$

donde $L_{ik}^r(\theta)$ viene dado como en el caso anterior.

Nuestro objetivo será calcular $\frac{\partial \hat{\lambda}_{ik}(\theta)}{\partial \theta} \in \mathcal{M}_{p \times 1}, \forall k=1, \dots, J$. Ahora bien, por simple derivación, para $k=1, \dots, J, k \neq j$:

$$\frac{\partial \hat{\lambda}_{ij}(\theta)}{\partial \theta} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \frac{\partial \text{LnL}_{ij}^r(\theta)}{\partial \theta} \in \mathcal{M}_{p \times 1} \quad (2.30)$$

$$\frac{\partial \hat{\lambda}_{ik}(\theta)}{\partial \theta} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \left(\frac{\text{LnL}_{ik}^r(\theta) + 1 - L_{ik}^r(\theta)}{(1 - L_{ik}^r(\theta))^2} \right) \frac{\partial \text{LnL}_{ik}^r(\theta)}{\partial \theta} \in \mathcal{M}_{p \times 1} \quad (2.31)$$

donde $\frac{\partial \text{LnL}_{ij}^r(\theta)}{\partial \theta}, \forall j=1, \dots, J$ vendrá dado por (2.14) a (2.17).

PARTE II:

ANÁLISIS DE LAS DECISIONES DE

TENENCIA Y DEMANDA DE

VIVIENDA EN ESPAÑA

CAPÍTULO 3:

VARIABLES EMPLEADAS, FUENTES

ESTADÍSTICAS Y ANÁLISIS DESCRIPTIVO

DE LA SITUACIÓN DE LA VIVIENDA EN

ESPAÑA

1. INTRODUCCIÓN

Procedemos en este capítulo a detallar las variables que empleamos en los modelos de tenencia y demanda de vivienda desarrollados posteriormente en los capítulos 4 y 5, tanto a nivel macro como microeconómico. Para ello, comenzamos en el apartado 2 analizando la situación de la vivienda en España durante el período intercensal 1991-2001. Esto nos dará pie para discutir en el apartado 3 las variables que utilizaremos en los modelos macroeconómicos, así como las fuentes estadísticas empleadas. Finalmente, en el último apartado realizamos un análisis descriptivo de las variables barajadas a nivel microeconómico.

2. SITUACIÓN DE LA VIVIENDA EN ESPAÑA DURANTE EL PERIODO INTERCENSAL 1991-2001

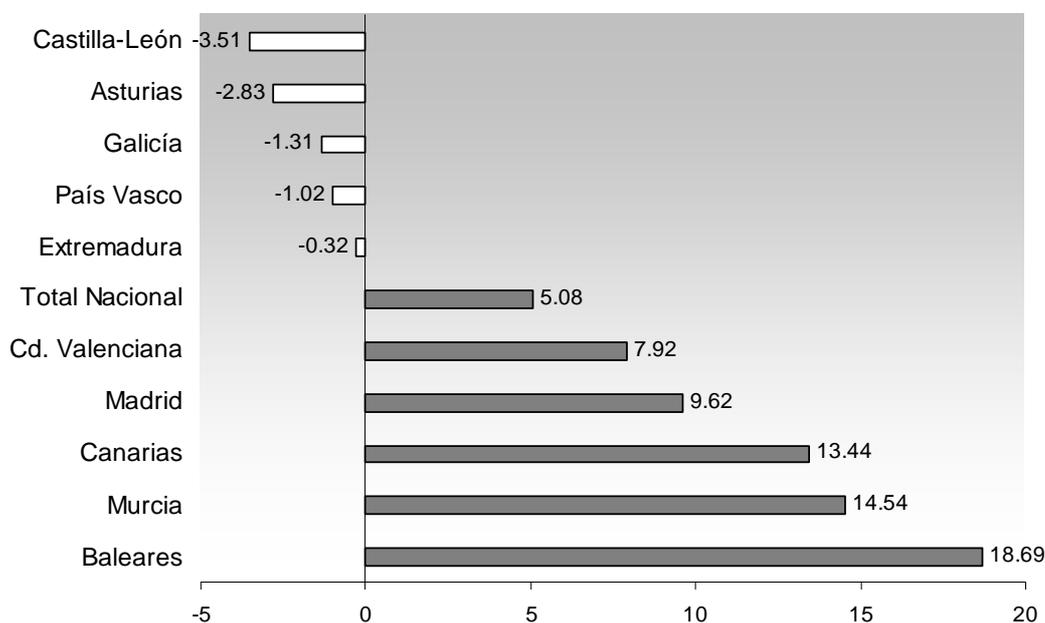
España ha vivido en los últimos años un espectacular incremento en el precio de la vivienda debido principalmente al importante crecimiento experimentado por su demanda, motivado por el aumento de la población potencialmente demandante (mayores de 25 años), el mayor nivel de renta y empleo generado por la buena marcha de la economía, y por las condiciones favorables de endeudamiento debido a los bajos tipos de interés y a la expansión del crédito hipotecario por parte de las entidades bancarias. Por otra parte, esta escalada en el nivel de precios junto con la baja rentabilidad ofertada por los activos alternativos, ha reforzado la adquisición de viviendas como activo de inversión.

Dado que son principalmente los factores de demanda los que han provocado esta escalada en el nivel de precios, en este apartado analizamos a modo comparativo la evolución experimentada por los principales determinantes de la demanda de vivienda (población, renta, empleo y coste de financiación) durante el período 1991-2001. Este análisis nos puede ayudar a entender en mejor medida, qué factores o variables son las que van a presentar una mayor incidencia en los españoles a la hora de decidir la elección de tenencia y la demanda de vivienda.

En este sentido, y según los datos obtenidos del Censo de Población y Vivienda 2001 publicados por el INE, el número total de viviendas en España asciende a 20.8 millones, lo que representa un incremento del 21% respecto al de hace diez años, mientras que el número de hogares asciende a 14.3 millones y el de personas a 40.847.371 (a 1 de noviembre de 2001), con un crecimiento respectivo de 20% y 5.08% respecto a los datos de 1991. Este aumento poblacional se debe en gran medida a la llegada de población extranjera, que ha experimentado un crecimiento de 353.367 residentes en 1991 a 1.572.017 en el 2001. Esta inmigración extranjera ha generado un efecto rejuvenecedor ya que al tratarse principalmente de individuos entre los 25 a los 34 años, ha supuesto un incremento en la natalidad.

En el gráfico 3.1 se muestran las comunidades autónomas que han experimentado las variaciones de población más significativas entre 1991-2001.

Gráfico 3.1. Comunidades autónomas con menores y mayores tasas de variación poblacional 1991-2001 (%)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

Según se desprende del gráfico, frente al crecimiento poblacional del 5.08% a nivel nacional, la comunidad de Baleares es la que presenta una mayor subida (18.69%), seguida por Murcia, Canarias, Madrid y Comunidad Valenciana. Entre las comunidades que han experimentado un menor aumento, destaca Castilla-León y Asturias con una tasa negativa del -3.51% y -2.83%, respectivamente. A nivel provincial, las provincias

de Guadalajara (20.2%), Baleares (18.6%) y Almería (17.8%) son las de mayor incremento, mientras que León (-7.06%) y Lugo (-6.95%) son las que sufren mayores pérdidas de población. En el cuadro 3.4 se muestran las tasas de variación poblacional para cada una de las provincias españolas.

Según la última información censal, las comunidades que cuentan con una natalidad más baja y una población más envejecida son: Navarra, País Vasco, La Rioja, Cantabria, Asturias, Galicia, Castilla-Mancha, Castilla-León y Aragón. Por su parte, Andalucía, Canarias, Murcia y Baleares son las que presentan mayor natalidad. En un nivel intermedio se encuentra Madrid, Cataluña y la Comunidad Valenciana. Estas tres últimas regiones se han caracterizado históricamente por ser zonas receptoras de mucha inmigración, lo que ha provocado una mayor demanda residencial. Por grupos de edad, Madrid, Baleares y Cataluña son las que tienen mayores porcentajes de población entre los 30 y 64 años. Este tramo de población es a priori el que muestra mayores necesidades y posibilidades económicas para afrontar la compra de una vivienda.

Junto al factor demográfico, la renta y el empleo son dos elementos que han contribuido a impulsar la demanda de viviendas durante la década de los noventa. Para analizar la evolución de la capacidad de compra de los hogares hemos empleado como indicador la Renta Familiar Bruta Disponible per cápita. En el cuadro 3.1 y el gráfico 3.2 se muestran para las distintas comunidades autónomas la serie 1995-2001 perteneciente a la Contabilidad Regional de España, así como la variación experimentada durante dicho periodo, respectivamente.

Según el gráfico 3.2 los habitantes del País Vasco y Cantabria son los que han experimentado un mayor incremento en su capacidad de compra, con tasas de crecimiento del 39.9% y 39.2%, respectivamente. Los valores de renta correspondientes a 2001 para estas dos comunidades son de 12847 y 10637 euros, frente a los 10313 € de la media nacional. Las regiones con menor aumento en la renta disponible son Ceuta y Melilla (27.8%) y Cataluña (30.8%).

CUADRO 3.1. Renta familiar disponible bruta per cápita por comunidades autónomas 1995-2001 (€)

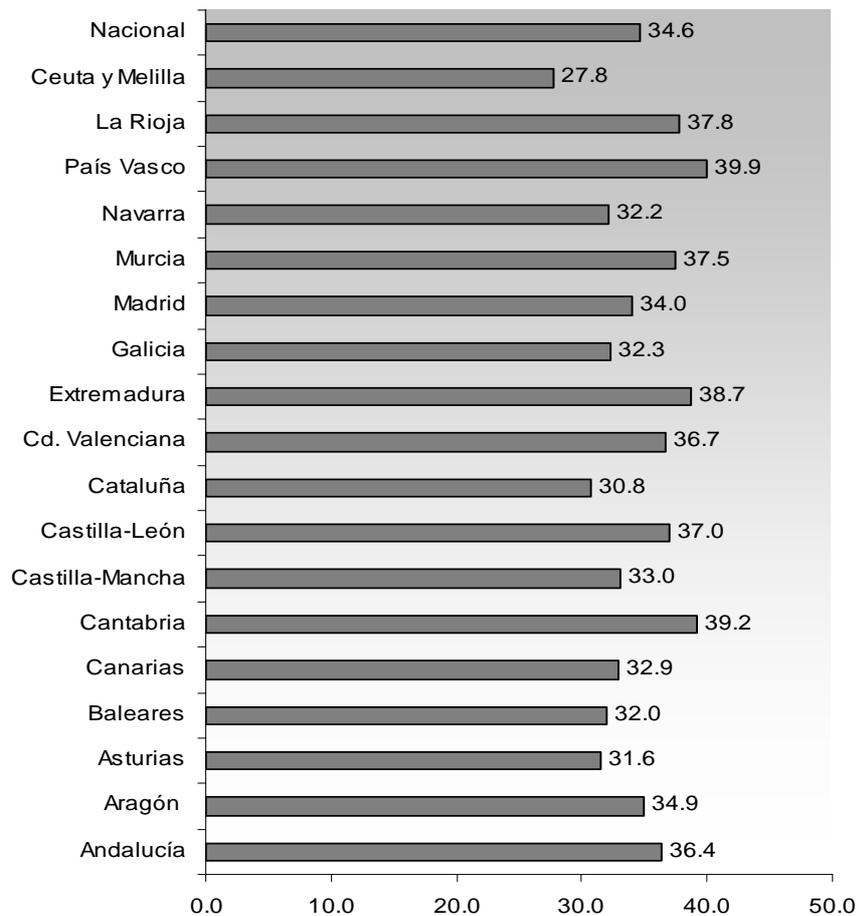
Cd. Autónoma	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Andalucía	6112	6496	6780	7090	7450	7897	8338
Aragón	8467	9001	9422	9695	10167	10870	11421
Asturias	7289	7560	7940	8404	8684	9164	9590
Baleares	9525	9940	10698	11150	11565	12176	12572
Canarias	7184	7504	7808	8276	8944	9189	9544
Cantabria	7639	8032	8324	8889	9453	10146	10637
Castilla-Mancha	6591	7053	7360	7788	8061	8395	8766
Castilla-León	7521	7985	8371	8679	9120	9631	10301
Cataluña	8935	9465	9766	10137	10757	11235	11685
Cd. Valenciana	7368	7719	8182	8567	9007	9656	10070
Extremadura	5510	5832	6102	6469	6855	7332	7645
Galicia	6705	7045	7357	7695	8068	8478	8874
Madrid	9126	9504	10008	10676	11223	11754	12229
Murcia	6424	6797	7250	7618	7869	8415	8833
Navarra	9539	10001	10437	10824	11269	11991	12607
País Vasco	9181	9605	10135	10816	11424	12220	12847
La Rioja	8745	9243	9782	10262	10736	11500	12054
Ceuta y Melilla	7435	7640	8074	8463	8724	9226	9501
Nacional	7664	8072	8451	8872	9337	9853	10313

Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

Por otro lado, para poder hacer frente a los pagos derivados de la compra de una vivienda se requiere de cierta estabilidad en el puesto de trabajo. En este sentido, el descenso generalizado en el número de desempleados ha generado una mayor demanda de vivienda.

La información sobre el mercado laboral contenida en el último censo, sitúa la tasa de ocupación en el 59%, mientras que en la Unión Europea es superior al 64%. Esta diferencia se debe en gran parte a que el porcentaje de ocupación femenina se encuentra aún muy por debajo del comunitario. Si analizamos las cifras de paro por comunidades autónomas, observamos que las comunidades de Andalucía, Extremadura y Ceuta y Melilla son las que presentan mayor desempleo, frente al menor nivel de Navarra y la Rioja. En el gráfico 3.3 se compara las tasas de paro de 1991 y 2001 para cada comunidad autónoma.

Gráfico 3.2. Variación de la renta familiar bruta disponible per cápita por comunidades autónomas durante 1995-2001 (%)

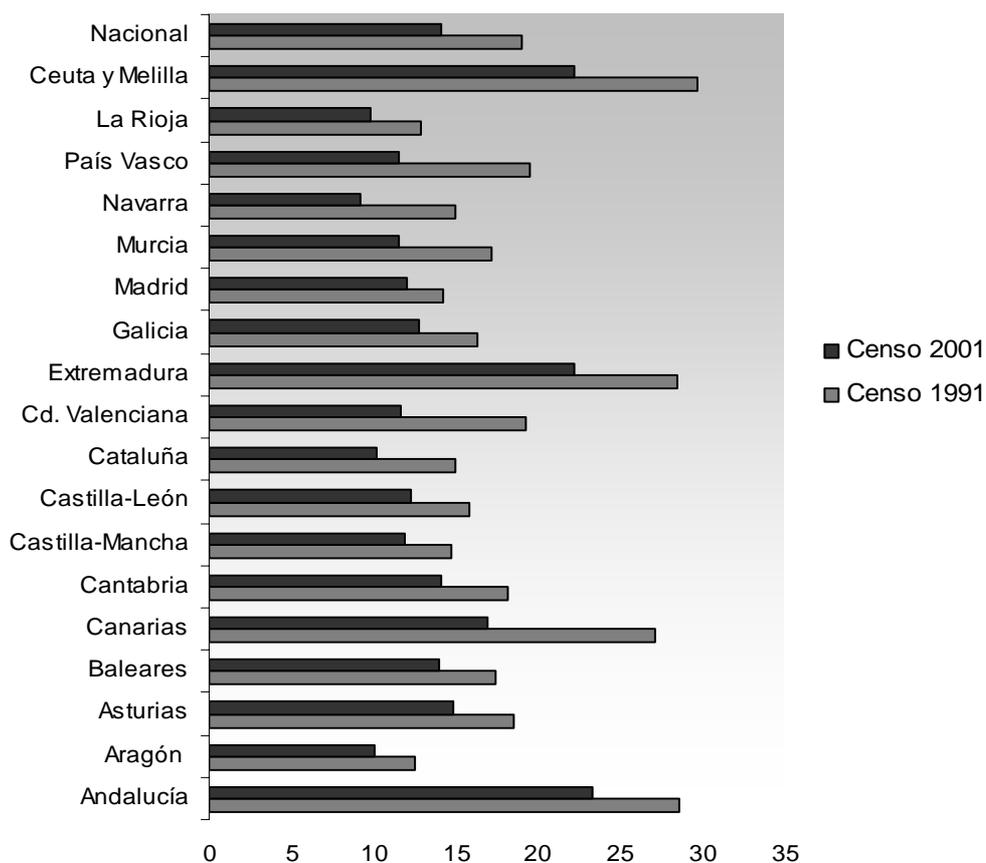


Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

Uno de los elementos que mayor relevancia muestra sobre la demanda de vivienda en propiedad lo constituye el coste de financiación de la vivienda. El predominio que existe en España de la forma de tenencia en propiedad hace que las condiciones de los préstamos destinados a la compra de vivienda se conviertan en un factor determinante de la mayor o menor posibilidad de acceso a la vivienda en propiedad.

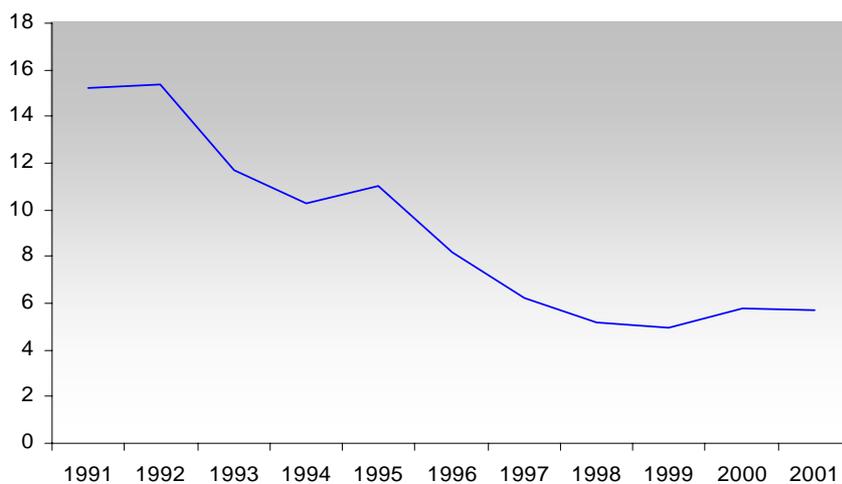
En el gráfico 3.4 se recoge la evolución del tipo de interés medio de los préstamos hipotecarios del conjunto de entidades de crédito a más de tres años.

Gráfico 3.3. Tasas de paro autonómicas para el periodo intercensal



Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

Gráfico 3.4. Evolución del tipo medio de los préstamos hipotecarios del conjunto de entidades de crédito a más de tres años

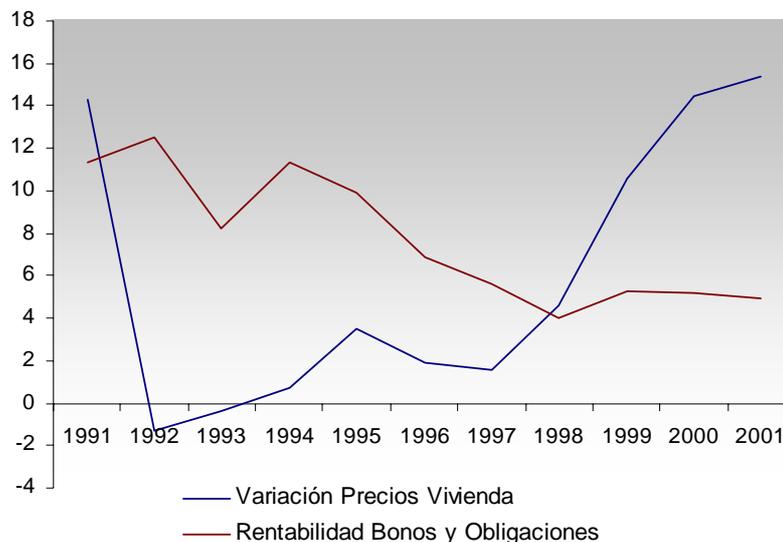


Fuente: Banco de España.

El descenso continuado de los tipos de interés hipotecarios unido a las mejoras en las condiciones de endeudamiento (mayor financiación del precio de las viviendas, plazos más amplios, etc.) llevadas a cabo por las distintas entidades financieras, ha supuesto un incremento de la demanda residencial al aumentar la capacidad de pago de las familias. Al mismo tiempo, esta bajada en los tipos ha estimulado a la oferta al reducir los costes financieros de las empresas inmobiliarias.

Adicionalmente, la mayor rentabilidad de la vivienda frente a otras formas de inversión alternativas ha provocado una incidencia positiva sobre la demanda de este bien. Si comparamos la tasa de variación de los precios de la vivienda con el tipo de interés de los bonos y obligaciones a 10 años como ejemplo de inversión alternativa (gráfico 3.5), para los últimos años del periodo 1991-2001, claramente se evidencia la mayor rentabilidad de la inversión inmobiliaria.

Gráfico 3.5. Variación de los precios de la vivienda y rentabilidad de los bonos y obligaciones (%).

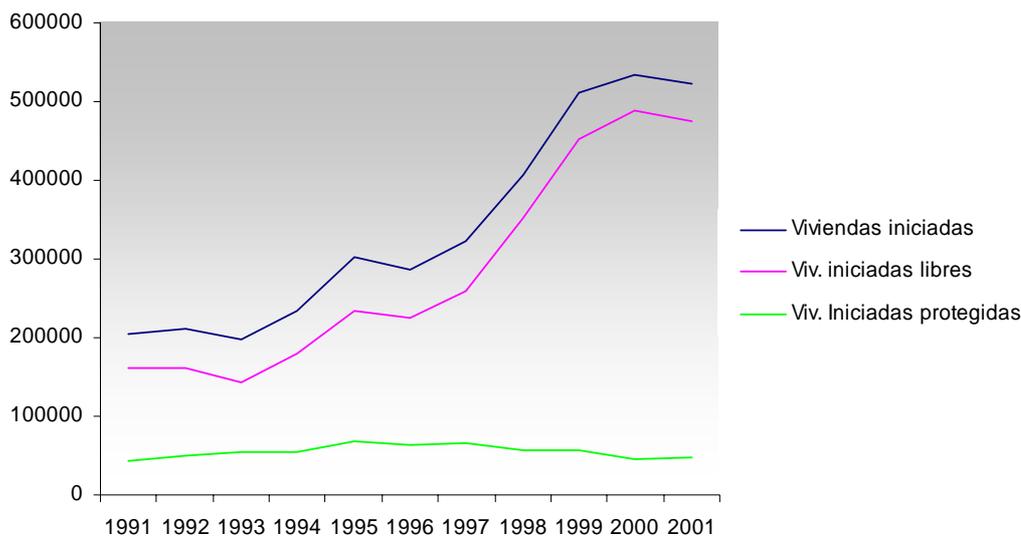


Fuente: Ministerio de Fomento (precios medios de la vivienda nueva y usada) y Banco de España (rentabilidad de los bonos y obligaciones a 10 años).

Por otro lado, el fuerte aumento de la inversión residencial (en términos de viviendas iniciadas) durante el periodo 1991-2001 (gráfico 3.6) no ha sido capaz de contrarrestar la creciente demanda inmobiliaria, lo que ha provocado una espectacular escalada en los precios de las viviendas. Según datos del Ministerio de Fomento (cuadro 3.2 y gráfico 3.7) a nivel nacional el precio del metro cuadrado de vivienda pasó de 646.4

euros en 1991 a 1046.9 euros en el 2001, lo que supone un crecimiento del 61.9%. A nivel de comunidades, Baleares, País Vasco y Canarias son las que han experimentado un mayor incremento durante dicho periodo (152.9%, 122.6% y 105.52%, respectivamente), mientras que Galicia con un 24.45% y Castilla la Mancha con una variación del 36.59% son las que muestran menor dinamismo en la evolución de los precios.

Gráfico 3.6. Evolución de la inversión residencial a nivel nacional



Fuente: Banco de España.

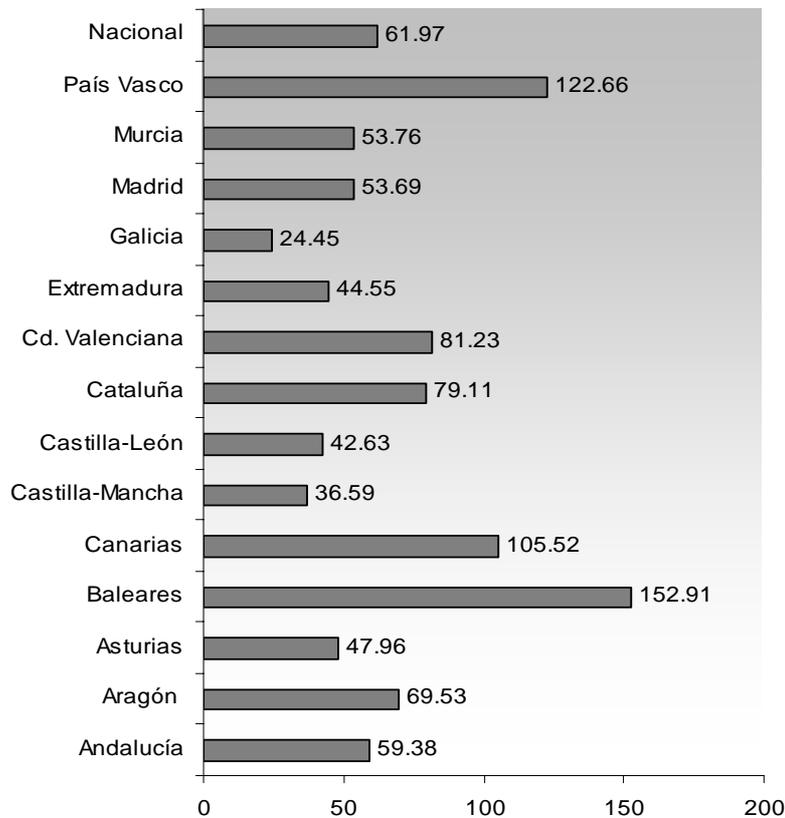
CUADRO 3.2. Serie de precios medios de la vivienda nueva y usada por comunidades autónomas (€/m²)

Cd. Autónoma	1991	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Andalucía	483.7	522.2	524.8	533.2	541.8	588.2	663.2	770.8
Aragón	516.9	540.0	546.9	544.8	583.5	657.6	769.6	876.3
Asturias	593.0	593.6	619.8	630.1	656.8	721.9	795.8	877.4
Baleares	537.2	584.6	600.9	640.9	741.1	934.6	1152.8	1358.5
Canarias	531.8	570.2	596.1	639.4	715.1	824.6	962.8	1093.0
Cantabria	...	669.5	692.6	698.9	709.6	770.0	876.0	1013.6
Castilla-Mancha	422.1	449.1	447.9	456.0	455.1	478.6	519.9	576.6
Castilla-León	635.2	614.8	623.0	632.4	677.9	729.2	819.1	906.0
Cataluña	755.8	778.3	801.1	824.2	881.3	1012.2	1170.9	1353.6
Cd. Valenciana	412.8	468.0	481.3	496.9	525.6	582.9	659.4	748.2
Extremadura	349.4	388.5	389.8	390.2	404.8	427.2	458.3	505.1
Galicia	576.9	554.3	564.3	571.7	595.5	613.7	661.4	717.9
Madrid	1044.2	1073.9	1084.4	1077.6	1092.3	1175.3	1346.3	1604.8
Murcia	407.6	396.1	405.6	422.9	448.8	480.0	537.9	626.7
Navarra	...	677.1	683.7	728.0	756.6	831.7	969.5	1135.1
País Vasco	741.3	893.5	923.2	930.9	1002.2	1170.1	1416.6	1650.6
La Rioja	...	580.6	606.8	607.2	597.3	674.5	790.8	926.3
Nacional	646.4	662.0	674.3	684.8	716.6	792.3	907.2	1046.9

Nota: No hay datos para Ceuta y Melilla.

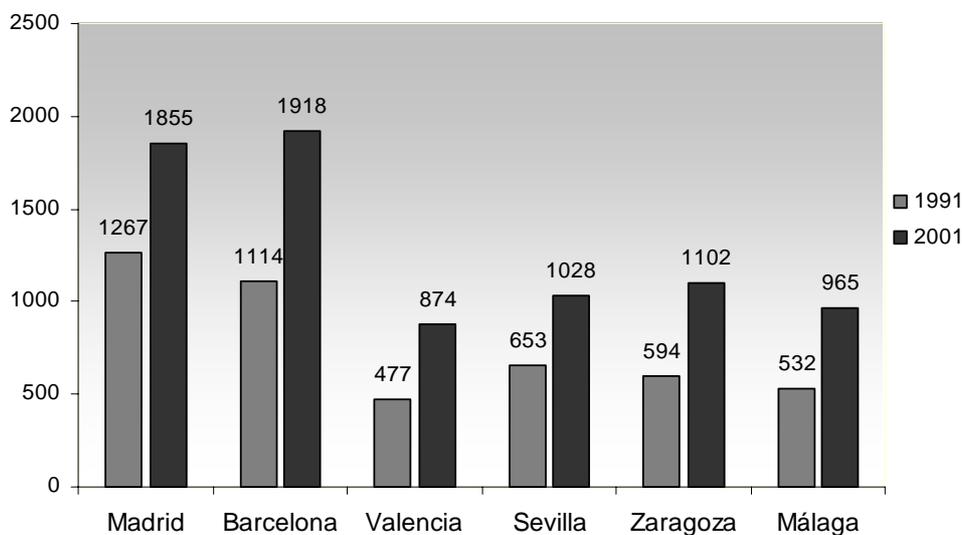
Fuente: Ministerio de Fomento.

Gráfico 3.7. Variación del precio medio de la vivienda nueva y usada por comunidades autónomas durante 1991-2001 (%).



Fuente: Ministerio de Fomento.

En el gráfico 3.8 recogemos para el año 1991 y 2001 los precios medios por metro cuadrado de las viviendas en las principales ciudades españolas en términos de población. En el año 2001 los mayores niveles de precios en términos absolutos se registran en Barcelona y Madrid (1918 y 1855 €/m², respectivamente), siendo la ciudad de Valencia la que presenta el menor valor (874 €/m²). Si analizamos la evolución durante el periodo 1991-2001 podemos observar un crecimiento generalizado en las seis grandes ciudades, donde Valencia, Zaragoza y Málaga son las que experimentan un mayor incremento (83.2%, 85.5% y 81.3%, respectivamente), mientras que Madrid con una variación del 46.4% es la que presenta la menor subida.

Gráfico 3.8. Precios medios de las viviendas nuevas y usadas en las principales ciudades españolas en 1991 y 2001. (€/m²)

Fuente: Ministerio de Fomento.

Dada las fuertes disparidades regionales que existen en los precios inmobiliarios, para analizar el esfuerzo inversor que representa para los hogares la compra de una vivienda, hemos construido como indicador de la accesibilidad a la vivienda, el ratio entre el precio de una vivienda de 90 metros cuadrados y la renta familiar bruta disponible per cápita por comunidad autónoma para el periodo 1995-2001 (cuadro 3.3).

Los datos recogidos en el cuadro 3.3 muestran que el grado de esfuerzo económico para acceder a una vivienda se ha incrementado durante el periodo 1995-2001 a nivel nacional en 1.3 puntos. Es entre los años 1998-2001 donde el ratio precio vivienda/renta disponible sufre la mayor subida, como consecuencia de haber experimentado los precios residenciales aumentos ampliamente superiores a los registrados por la renta. A nivel de comunidad autónoma, Baleares y Canarias, junto con el País Vasco y Cataluña son las regiones donde en mayor medida empeora la accesibilidad a la vivienda en este periodo, mejorando en Extremadura, Galicia y Castilla la Mancha.

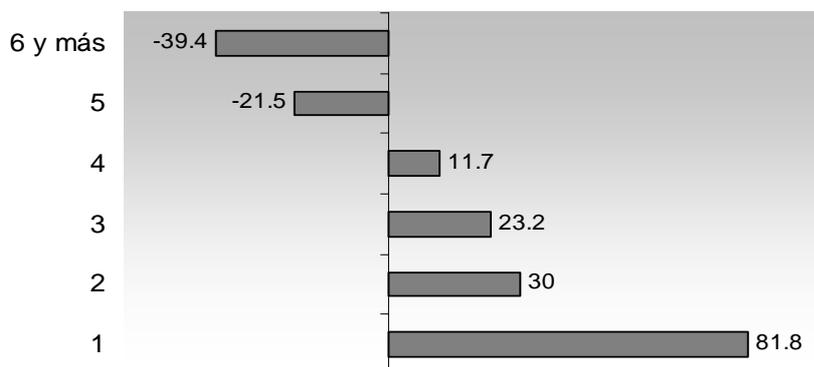
CUADRO 3.3. Ratio entre el precio de una vivienda de 90 m² y la renta familiar bruta disponible per cápita

Cd. Autónoma	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Andalucía	7.7	7.3	7.1	6.9	7.1	7.6	8.3
Aragón	5.7	5.5	5.2	5.4	5.8	6.4	6.9
Asturias	7.3	7.4	7.1	7.0	7.5	7.8	8.2
Baleares	5.5	5.4	5.4	6.0	7.3	8.5	9.7
Canarias	7.1	7.1	7.4	7.8	8.3	9.4	10.3
Cantabria	7.9	7.8	7.6	7.2	7.3	7.8	8.6
Castilla-Mancha	6.1	5.7	5.6	5.3	5.3	5.6	5.9
Castilla-León	7.4	7.0	6.8	7.0	7.2	7.7	7.9
Cataluña	7.8	7.6	7.6	7.8	8.5	9.4	10.4
Cd. Valenciana	5.7	5.6	5.5	5.5	5.8	6.1	6.7
Extremadura	6.3	6.0	5.8	5.6	5.6	5.6	5.9
Galicia	7.4	7.2	7.0	7.0	6.8	7.0	7.3
Madrid	10.6	10.3	9.7	9.2	9.4	10.3	11.8
Murcia	5.5	5.4	5.2	5.3	5.5	5.8	6.4
Navarra	6.4	6.2	6.3	6.3	6.6	7.3	8.1
País Vasco	8.8	8.7	8.3	8.3	9.2	10.4	11.6
La Rioja	6.0	5.9	5.6	5.2	5.7	6.2	6.9
Nacional	7.8	7.5	7.3	7.3	7.6	8.3	9.1

Fuente: Instituto Nacional de Estadística (renta familiar bruta disponible per cápita) y Ministerio de Fomento (precio medio de una vivienda nueva o usada de 90 m²).

Aparte de los factores ya comentados (población, renta, empleo y coste de financiación), los cambios experimentados por las familias españolas en términos del número de miembros y edad de emancipación, inciden igualmente sobre la demanda de vivienda. En este sentido, el análisis de la composición de los hogares para el periodo intercensal 1991-2001 muestra una reducción en el número medio de miembros por familia, situándose éste por debajo de los 3. Entre las causas que explicarían esta reducción se encuentra el aumento del número de personas que viven solas y el descenso de la natalidad, que provoca la disminución del número de hogares con 5 o más miembros. Por otro lado, el retraso cada vez mayor en la emancipación de los jóvenes debido fundamentalmente a la prolongación del periodo de formación y a la dificultad de acceder al mercado de trabajo, ha provocado una menor formación de nuevos hogares. Según el censo 2001, el 73% de las personas con 25 años siguen solteras y conviviendo con sus familiares, mientras que hace 20 años el porcentaje de solteros a los 25 años era aproximadamente la mitad del actual. Por tanto, la tendencia es hacia hogares cada vez más pequeños, donde principalmente son los unipersonales los que aumentan considerablemente, disminuyendo los de mayor número de miembros. En el gráfico 3.9 se muestra la variación de hogares entre 1991 y 2001 según el número de miembros.

Gráfico 3.9. Variación intercensal de hogares según número de miembros. Censos 1991-2001 (%)



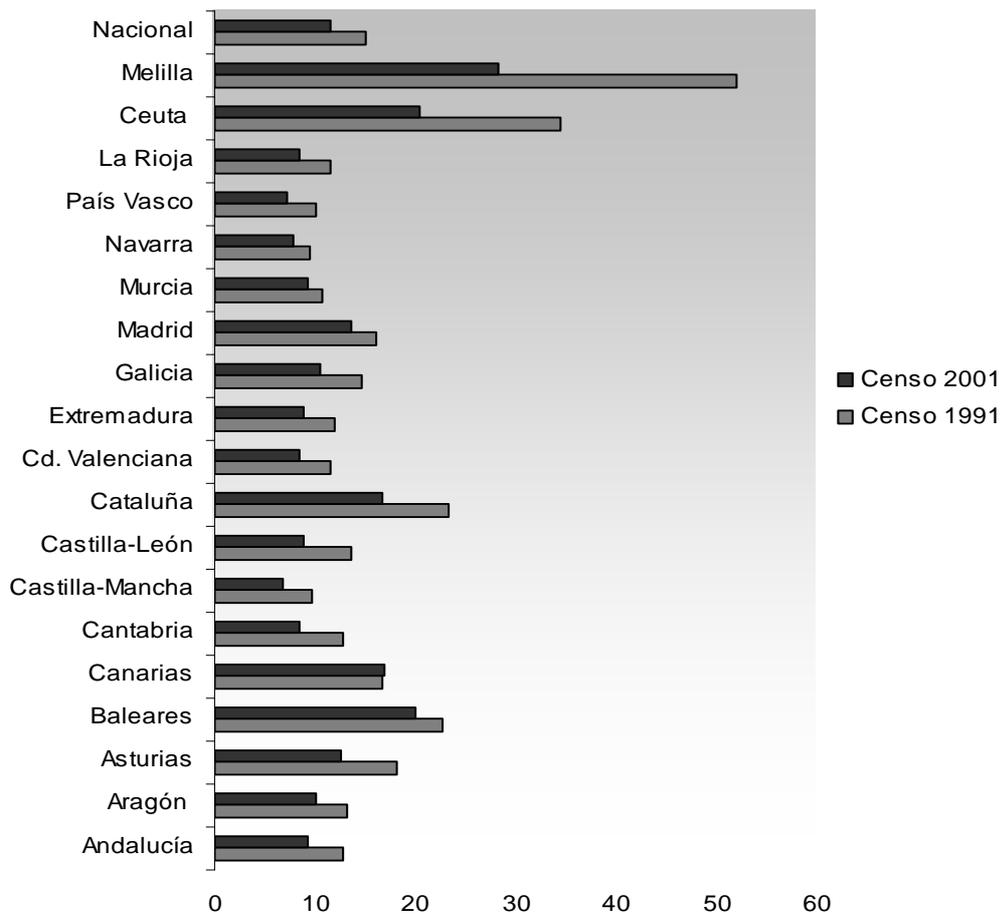
Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

Las viviendas familiares, según el último censo de viviendas de 2001, han crecido un 21.7% respecto a 1991, superando en número los 20.9 millones. Por tipo, el 67.7% de ellas son viviendas principales, el 16% son secundarias, y el 14.8% se encuentran desocupadas. Respecto a las cifras registradas en el censo de 1991, las viviendas principales han crecido un 20.9% y las secundarias un 14.9%. A nivel provincial, Ávila es la provincia con mayor número de viviendas secundarias (42%), seguida de Guadalajara y Teruel (38% y 35%, respectivamente), mientras que Ceuta, Melilla, Vizcaya y Guipúzcoa apenas llegan al 5%. Las viviendas vacías son las que han experimentado un mayor incremento (25.5%), situándose en 3.1 millones. Las provincias de Cáceres, Castellón y Lugo, con un 19%, son las que presentan el mayor porcentaje de viviendas vacías, mientras que Álava, con un 8%, es la menor.

En lo relativo al régimen de tenencia, el mercado residencial español se ha caracterizado por poseer un elevado porcentaje de vivienda en propiedad y una escasa proporción de vivienda en alquiler. Este hecho se debe en parte, a que las distintas políticas de vivienda llevadas a cabo desde los años sesenta hasta la actualidad han favorecido la tenencia en propiedad en detrimento del alquiler, mediante principalmente subsidios a los tipos de interés de los préstamos adquiridos para la compra de una vivienda. En 1991 el 15% de los hogares vivían en alquiler, mientras que en el 2001 esta cifra se reduce al 11.5%. Por tanto, la poca propensión que existe en España a vivir bajo régimen de alquiler tiende a acentuarse cada vez más. En el gráfico 3.10 se muestra el porcentaje de viviendas en alquiler sobre el total de las viviendas familiares para las distintas re-

giones españolas en 1991 y 2001. Son significativas las diferencias existentes entre las distintas CC.AA.. Melilla (28%) y Ceuta (20%), junto a Baleares (20.1%), Canarias (16.9%), Cataluña (16.7%) y Madrid (13.7%) son las que presentan una mayor proporción de vivienda en alquiler. En cambio, los menores valores se encuentran en Castilla-Mancha y País Vasco (6.9% y un 7.3%, respectivamente).

Gráfico 3.10. Porcentaje de viviendas en alquiler sobre el total de las viviendas familiares por CC.AA.



Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

En el cuadro 3.4 se detalla las tasas de viviendas principales en propiedad y alquiler para cada una de las provincias españolas en 1991 y 2001, así como la tasa de crecimiento poblacional experimentada en cada provincia durante dicho periodo.

Cuadro 3.4. Viviendas principales según régimen de tenencia y crecimiento poblacional intercensal

Provincias	Viv. principales (%). Censo 1991		Viv. principales (%). Censo 2001		Crec. Pobl. 1991-2001 (%)
	Propiedad	Alquiler	Propiedad	Alquiler	
Alava	89.00	7.61	89.00	6.90	5.12
Albacete	82.03	12.35	85.10	8.60	6.47
Alicante	84.91	10.63	86.50	9.00	13.10
Almería	83.16	9.46	81.60	9.10	17.83
Asturias	74.78	18.25	81.10	12.60	-6.27
Ávila	81.99	9.55	86.10	6.40	0.69
Badajoz	80.33	11.23	82.40	8.90	18.69
Baleares	69.70	22.71	74.00	20.20	3.26
Barcelona	71.66	24.67	78.40	17.80	-1.09
Burgos	83.32	11.54	86.30	8.30	-1.91
Cáceres	78.74	13.04	81.00	8.70	3.53
Cádiz	70.19	20.26	78.80	13.70	8.47
Cantabria	80.67	12.76	84.60	8.40	0.74
Castellón	84.41	10.03	85.60	8.30	0.95
Ciudad Real	85.22	8.15	87.00	6.40	-0.09
Córdoba	83.30	9.48	85.20	7.00	-2.36
La Coruña	76.67	18.12	74.50	12.60	10.92
Cuenca	86.75	6.93	86.90	5.40	3.94
Gerona	72.91	22.14	78.30	15.60	-0.43
Granada	79.12	12.64	81.70	9.30	20.20
Guadalajara	83.18	9.63	87.00	7.00	4.31
Guipúzcoa	84.37	12.09	88.20	8.10	-0.63
Huelva	80.81	10.01	82.70	7.60	0.97
Huesca	81.78	11.77	85.20	8.60	-7.06
Jaén	84.05	9.30	85.90	6.10	2.48
León	72.64	19.20	80.60	11.60	5.04
Lérida	77.79	17.11	81.40	11.70	-6.95
Lugo	84.60	11.36	80.50	7.00	9.62
Madrid	78.04	16.09	81.90	13.80	10.87
Málaga	77.97	13.32	82.40	11.10	14.54
Murcia	82.42	10.82	84.80	9.40	7.04
Navarra	85.09	9.46	87.40	7.90	-4.26
Orense	86.17	10.04	79.80	7.90	-2.83
Palencia	79.16	14.55	85.90	8.40	-6.11
Las Palmas G.C.	63.70	15.59	69.30	18.00	15.59
Pontevedra	78.42	14.19	78.70	10.60	0.77
La Rioja	82.58	11.57	86.30	8.50	-3.41
Salamanca	80.52	12.88	84.70	8.10	11.16
Santa Cruz Tfe.	62.42	17.63	69.70	15.90	1.48
Segovia	81.36	13.29	84.40	9.40	0.34
Sevilla	78.10	12.46	83.20	7.80	6.66
Soria	82.74	10.65	86.20	7.20	-4.04
Tarragona	77.54	17.45	82.80	11.60	12.48
Teruel	82.74	9.06	85.50	6.90	-5.44
Toledo	82.51	10.55	85.90	7.00	10.59
Valencia	82.56	12.31	86.60	8.00	4.64
Valladolid	80.57	13.48	85.80	9.10	0.79
Vizcaya	86.88	9.45	89.50	6.90	-2.81
Zamora	85.37	8.97	87.80	5.80	-6.82
Zaragoza	80.88	14.09	84.10	11.20	2.93
Ceuta	56.13	34.36	61.14	20.19	5.75
Melilla	40.69	52.00	60.89	27.97	17.33
Total Nacional	78.34	15.17	82.00	11.50	5.08

Por otra parte, el porcentaje de hogares que residen en viviendas de su propiedad es del 82% en 2001, frente al 78.3 del año 1991. En las tres provincias vascas es donde se alcanza el mayor nivel de viviendas principales en propiedad: Vizcaya (89.9%), Álava (89%) y Guipúzcoa (88.2%). En cambio, Ceuta y Melilla, y las dos provincias canarias son las que poseen menores tasas de vivienda en propiedad (inferiores al 70%).

Por tanto, en líneas generales, las principales conclusiones que se pueden extraer del análisis comparativo de los datos contenidos en los censos de viviendas correspondientes a 1991 y 2001, es que el mercado inmobiliario español se caracteriza por su elevado porcentaje de viviendas secundarias y desocupadas, y por poseer una marcada preferencia (82%) hacia la vivienda en propiedad, reduciéndose el alquiler (11.5%) a los niveles más bajos de los últimos decenios.

3. VARIABLES EMPLEADAS EN LOS MODELOS MACROECONOMÉTRICOS. ANÁLISIS DESCRIPTIVO Y FUENTES ESTADÍSTICAS

Para analizar la relación existente entre la tasa de vivienda en propiedad con otras variables socioeconómicas, se ha desarrollado un modelo macroeconómico a nivel de las provincias españolas de régimen común, empleando para ello datos agregados de corte transversal para 1991. A continuación se detallan los estadísticos descriptivos de las diferentes variables consideradas y las diversas fuentes de datos empleadas.

Cuadro 3.5. Estadísticos descriptivos de las variables empleadas en los modelo agregados

Variables	Media	Desv. típica
Logiten	1.3873	0.3102
Pob2039	0.2926	0.0172
Pob1524	0.1611	0.0172
DiSeVi	0.0747	0.0090
Dise	0.0089	0.0045
Vi	0.0657	0.0100
Δ CpAlq	1.7740	1.1182
Paro	0.1558	0.0685
LnRPC	13.833	0.1550
N. Observ.	46	

3.1 FUENTES ESTADÍSTICAS Y DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES EMPLEADAS

π : Tasa de vivienda en propiedad provincial ($\text{Logiten} = \ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)$). Fuente: INE: Censo de Viviendas de 1991.

Pob2039 y Pob1524: Representa el porcentaje de población entre 20 y 39, y, 15 y 24 años, respectivamente, inclusive ambos extremos, sobre la población total de cada provincia (en tantos por uno). Fuente: INE: Censo de Población de 1991.

Paro: Tasa de desempleo provincial. Fuente: INE: Encuesta de Población Activa.

DiSeVi: Porcentaje de población provincial que presenta el estado civil divorciado, separado, o, viudo (en tantos por uno). Fuente: INE: Censo de Población de 1991.

DiSe: Porcentaje de población provincial que presenta el estado civil divorciado o separado (en tantos por uno). Fuente: INE: Censo de Población de 1991.

Vi: Porcentaje de población provincial que presenta el estado civil viudo (en tantos por uno). Fuente: INE: Censo de Población de 1991.

LnRPC: Logaritmo neperiano de la renta familiar neta disponible per cápita provincial. Fuente: Fundación BBVA: Renta Nacional de España y su distribución provincial. Año 1995 y avances 1996-1999.

ΔCpAlq : Para obtener esta variable, calculamos en primer lugar el cociente entre el coste de uso anual de una vivienda tipo de 90 m² en propiedad para cada provincia a partir de la expresión (1.21) recogida en el capítulo 1 de esta memoria, y el coste de uso anual de la misma vivienda en alquiler que suponemos coincide con la renta media provincial de mercado obtenible por una vivienda de estas características. A la variable así obtenida (llamémosla CpAlq), indicativa de la relación entre el coste de uso anual de una vivienda en propiedad y en alquiler, se le calculan primeras diferencias para obtener el valor de ΔCpAlq , es decir,

$$\Delta\text{CpAlqt} = \text{CpAlq}_{1991} - \text{CpAlq}_{1990}$$

Fuente: Para la renta de alquiler media por provincias: Rodríguez de Acuña y Asoc. Las fuentes y los valores empleados para las variables y parámetros que intervienen en el cálculo del coste de uso en propiedad, son especificados en el punto 3.2 a continuación.

3.2 FUENTES ESTADÍSTICAS Y SUPUESTOS REALIZADOS PARA LA EVALUACIÓN DE UN INDICADOR DE COSTE DE USO DEL CAPITAL RESIDENCIAL EN PROPIEDAD A NIVEL PROVINCIAL. EVOLUCIÓN RECIENTE

Para obtener un indicador del coste de uso para una vivienda en propiedad a nivel provincial, hemos optado por emplear una medida del coste de uso anual o instantáneo, en la misma línea del trabajo desarrollado para el estudio de la tenencia y demanda de vivienda a nivel microeconómico.

En consecuencia, a partir de (1.13) llegamos a la siguiente expresión del coste de uso anual del capital residencial en propiedad:

$$C_{UV} = CFP + HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_{vda} - \Delta PV$$

o, considerando los costes de transacción derivados de la compra de una vivienda (c_{TR} , donde $c_{TR} = t_{ITP} + t_{IAJD} + c_{HIP}$), obtenemos la expresión del coste de uso unitario en proporción al precio de mercado de la vivienda p_v recogida en (1.21):

$$c_{UV} = \left((1 - \tau_{IRPF})(1 - r)i_o + r i_{HIP} + d + m + IRPF_{vda} + IBI - \Delta PV \right) (1 + c_{TR}) \quad (3.1)$$

donde la componente $IRPF_{vda}$ adopta dos valores a lo largo de los años noventa que se corresponden con la situación bajo la Ley 18/1991 y la Ley 40/1998 (en el capítulo 1 de esta memoria se especifican las dos opciones para esta componente).

La expresión (3.1) permite ya cuantificar la magnitud del coste de uso del capital residencial en propiedad en España. De cara a la confección de modelos macroeconómicos resulta necesario elaborar un indicador del coste de uso residencial medio dentro de un cierto ámbito espacial, a ser posible este último de características homogéneas en cuanto al funcionamiento de los mercados inmobiliarios residenciales locales (Rosen y

Rosen (1980), Rosen, Rosen y Holtz-Eakin (1984), DiPasquale y Wheaton, (1994), Green (1996), o, Green y Vandell (1999), Barrios y Rodríguez (2004a)).

Basándonos en la expresión (3.1), procedemos a evaluar un indicador de coste de uso del capital residencial a nivel de las provincias españolas del régimen común para la década de los noventa. El cuadro 3.6 recoge la evolución calculada para esta variable a nivel unitario (en proporción al precio de la vivienda) al comienzo y final de la década de los noventa, distinguiéndose además el coste de uso neto de la inflación nominal en vivienda (sin el componente de ganancias de capital ΔPV), lo cual se asemeja más al sentido de un coste de uso anual “contable” puesto que las ganancias implícitas de capital sólo se realizan en caso de enajenación de la vivienda.

Las fuentes estadísticas y supuestos realizados para evaluar el indicador de coste de uso del capital residencial a nivel provincial propuesto han sido los siguientes:

1. Se ha tomado como tipo de interés hipotecario (i_{HIP}) el recogido en 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.
2. El tipo de rentabilidad alternativo a la vivienda (i_o) coincide con el tipo de interés de los Bonos del Estado a 10 años. Fuente: Boletín estadístico del Banco de España. Serie rendimientos de la deuda pública a largo plazo.
3. El ratio del préstamo hipotecario sobre el precio final de la vivienda se toma como $r=0.8$, en consonancia, entre otros, con Onrubia y Sanz (1999), y, Taltavull, P. (2000b).
4. Las tasas de depreciación y mantenimiento se estima suman un 3%. En la literatura esta suma se suele mover entre un 2% y un 4% (Rosen y Rosen (1980), Green y Vandell (1999), López García (1999) y (2001)).
5. El valor del impuesto que grava la transmisión de la vivienda τ_{ITP} (IVA si es de nueva adquisición, ITP si es de segunda mano, más el impuesto de actos jurídicos documentados (IAJD) y los costes del préstamo hipotecario), se toma como un 7.3% del precio de la vivienda (la base es el tipo del ITP 6%, un 0.5% del IAJD, y un $0.8\%=1\cdot 80\%$ de coste de formalización de la hipoteca).

6. Se ha considerado una vivienda tipo de 90 m², evaluándose su precio a partir de una serie de precio medio anual de vivienda nueva en las capitales de provincia. Fuente: Sociedad de Tasación. A partir de esta serie se ha calculado la tasa anual de crecimiento de los precios nominales de la vivienda que se ha empleado para la evaluación del componente de ganancias de capital (ΔPV) del coste de uso.
7. Los ingresos medios de los hogares por provincias son los recogidos en la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990/91, actualizados con el IPC general. Se ha preferido esta variable que refleja la renta familiar frente a otras como el salario medio de los trabajadores porque incluye todos los componentes de la renta de los hogares, y no sólo la renta del trabajo. Fuente: E.P.F. 1990/91. INE.
8. El tipo del IBI a aplicar por provincias, τ_{IBI} , se toma como el tipo de IBI urbano medio aplicado en cada una. Fuente: Imposición Local (Tipos de Gravamen, Índices y Coeficientes). 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).
9. En base a los ingresos medios de los hogares por provincias se calcula el tipo marginal del IRPF τ_{IRPF} a aplicar, atendiendo a los tipos medios por tramos de base liquidable de la tarifa del IRPF vigentes en cada año. Fuente: Memorias Tributarias del Ministerio de Economía y Hacienda. Dado que la reforma del IRPF recogida en la Ley 40/1998, y de aplicación en 1999 varía la definición de renta sometida a gravamen y la estructura de los tipos marginales, empleamos para el año 1998 y 1999 la tabla de tarifa conjunta homogénea recogidas en Onrubia y Sanz (1999), la cual nos permitirá hacer comparables ambas estructuras de gravamen.
10. Además, en el cálculo del componente de $IRPF_{vda}$ se asume que, antes de la reforma del IRPF en 1999, el rendimiento implícito de la vivienda en propiedad es, como norma general, de $a=2\%$ del valor catastral. Los tipos de deducción en la cuota se toman de la legislación fiscal vigente: $t_d=t'_d=15\%$. 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 (15-25 años).

CUADRO 3.6. Coste de uso anual del capital residencial en propiedad provincial estimado

Provincias:	Coste de uso Unitario (%)						Coste de uso (sin Δ PV) Unit. (%)					
	1991	1996	1997	1998	1999	2000	1991	1996	1997	1998	1999	2000
Albacete	13.1	6.5	3.7	5.7	2.5	-4.2	16.3	10.4	8.6	7.0	6.6	7.7
Alicante	17.1	5.7	2.9	6.1	-2.6	-2.1	16.0	10.3	8.5	7.1	6.6	7.8
Almería	16.6	3.5	3.4	-0.3	-5.3	0.2	16.0	10.4	8.6	7.1	6.6	7.8
Avila	13.0	0.9	5.5	1.5	3.0	4.3	16.3	10.5	8.7	7.3	6.6	7.8
Badajoz	18.0	14.0	8.1	4.7	2.7	4.0	16.4	10.5	8.7	7.3	6.6	7.6
Baleares	17.5	8.7	6.2	-2.3	-1.8	-5.2	15.7	10.3	8.5	7.1	6.6	7.8
Barcelona	12.9	8.3	4.9	0.8	-2.2	-6.8	16.5	10.2	8.6	7.0	7.1	8.6
Burgos	12.6	6.7	1.1	1.3	-2.2	-3.4	15.9	10.2	8.4	7.0	6.8	8.0
Cáceres	18.0	11.7	13.2	5.5	2.3	4.9	16.3	10.5	8.6	7.3	6.6	7.7
Cádiz	16.6	13.0	6.0	4.3	-2.3	-2.4	16.0	10.4	8.6	7.1	6.7	7.9
Castellón	17.2	5.6	4.8	3.7	0.4	1.4	16.0	10.4	8.6	7.1	6.6	7.7
Ciudad Real	13.1	2.5	6.0	6.6	2.2	-0.9	16.4	10.5	8.7	7.1	6.6	7.8
Córdoba	17.0	11.1	7.9	4.1	1.9	-5.2	16.4	10.5	8.7	7.1	6.6	7.9
La Coruña	13.6	7.5	5.5	-1.2	-1.1	5.1	15.9	10.2	8.4	7.0	6.7	7.9
Cuenca	12.7	10.2	9.7	5.8	2.6	5.4	15.9	10.2	8.5	7.0	6.5	7.7
Gerona	12.1	7.8	2.3	-0.6	-3.3	-2.1	15.7	10.3	8.5	7.1	6.7	7.8
Granada	17.0	3.7	11.4	3.5	-3.3	-4.2	16.3	10.4	8.5	7.0	6.6	7.8
Guadalajara	12.7	9.9	7.9	1.5	1.9	-5.9	15.9	10.2	8.4	7.0	6.6	7.9
Huelva	16.6	10.0	4.8	1.3	-4.7	-1.1	16.0	10.4	8.6	7.1	6.6	7.8
Huesca	16.7	5.5	1.6	2.8	0.2	4.2	16.0	10.3	8.5	7.1	6.6	7.7
Jaén	16.9	8.6	6.7	5.4	0.6	-3.9	16.3	10.5	8.6	7.3	6.6	7.7
León	12.4	8.2	7.4	2.2	-6.9	-2.2	15.7	10.2	8.5	7.1	6.7	7.9
Lérida	12.1	7.7	8.5	6.1	-7.1	-0.8	15.7	10.2	8.5	7.0	6.6	7.8
Logroño	8.8	8.3	7.8	3.9	-2.7	-6.3	15.7	10.2	8.4	6.8	6.6	7.8
Lugo	13.6	8.3	6.9	4.5	-1.4	5.7	15.9	10.4	8.6	7.0	6.6	7.7
Madrid	19.9	10.9	4.2	2.1	-1.6	-1.5	16.6	10.0	8.5	6.9	6.9	8.4
Málaga	16.6	8.4	8.4	0.9	-7.3	-0.5	16.0	10.4	8.6	7.1	6.6	7.8
Murcia	18.8	10.8	5.3	1.9	-4.0	-3.6	16.0	10.4	8.6	7.1	6.6	7.8
Orense	13.6	4.9	3.5	2.9	-0.9	-1.1	15.9	10.4	8.5	7.0	6.6	7.8
Oviedo	20.5	9.6	4.3	3.4	-3.9	-3.2	15.8	10.3	8.5	7.1	6.8	8.0
Palencia	12.6	5.6	5.3	2.0	2.8	0.9	16.0	10.2	8.5	7.0	6.6	7.8
Las Palmas de G. C.	19.3	6.3	2.5	-5.4	-2.0	-8.5	16.0	10.2	8.5	7.0	6.7	7.9
Pontevedra	13.4	10.6	7.3	4.7	1.5	4.1	15.7	10.2	8.5	7.0	6.6	7.8
Salamanca	13.1	6.1	9.2	3.5	-2.9	-3.1	16.4	10.5	8.6	7.3	6.7	7.9
Santa Cruz de Tfe.	19.3	6.4	6.5	-0.1	-2.1	-10.6	16.0	10.4	8.6	7.1	6.7	7.9
Santander	7.5	6.1	5.8	4.0	1.8	2.8	16.1	10.3	8.5	7.0	6.7	7.9
Segovia	12.7	3.2	8.8	2.1	3.0	1.9	16.0	10.4	8.5	7.0	6.6	7.8
Sevilla	16.6	8.0	5.5	-2.7	-4.3	-1.5	16.0	10.3	8.5	7.1	6.7	7.9
Soria	12.7	10.2	7.2	0.4	-2.0	-1.2	16.0	10.2	8.4	7.0	6.6	7.8
Tarragona	12.1	10.3	4.3	-2.8	-1.9	-6.1	15.7	10.3	8.5	7.1	6.7	7.9
Teruel	16.7	0.5	2.4	2.4	3.0	4.2	16.0	10.4	8.6	7.0	6.6	7.7
Toledo	13.1	7.2	5.7	1.4	1.4	2.3	16.3	10.3	8.5	7.0	6.5	7.7
Valencia	17.2	5.7	6.1	3.6	-5.2	-0.2	16.0	10.4	8.6	7.1	6.7	7.9
Valladolid	12.4	14.2	3.8	-0.1	-6.0	-2.3	15.7	10.2	8.5	7.0	6.7	7.9
Zamora	13.0	5.0	2.1	3.7	-6.2	-3.3	16.3	10.4	8.5	7.0	6.6	7.8
Zaragoza	16.7	6.2	4.6	-0.8	-3.3	-4.9	16.0	10.3	8.4	7.0	6.7	7.9
Promedios Nac.	14.9	7.6	5.8	2.3	-1.5	-1.2	16.0	10.3	8.5	7.1	6.6	7.9

4. VARIABLES EMPLEADAS EN LOS MODELOS MICROECONÓMICOS. ANÁLISIS DESCRIPTIVO Y FUENTES ESTADÍSTICAS

La fuente estadística utilizada para el estudio de la tenencia y demanda de vivienda a nivel microeconómico ha sido la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) correspondiente al año 1999, último año disponible al tiempo de comenzar esta investigación. Esta contempla suficiente información tanto sobre los hogares como sobre los miembros que componen el mismo.

Hemos descartado el empleo del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) como fuente de datos longitudinales disponibles a nivel nacional, por no poseer paneles lo suficientemente largos en el momento de iniciar esta investigación, además del inconveniente de no disponer de información sobre: precios de las viviendas en propiedad o en su defecto, del alquiler imputado por el propietario, metros cuadrados de la vivienda, o, datos relativos a la zona de residencia.

Si bien la ECPF comprende un total de 6525 hogares residentes a lo largo de todo el territorio nacional, en este estudio 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 aquellos situados en Ceuta y Melilla en los que no se disponía de un tamaño de muestra adecuado para construir un índice de precios de la vivienda hedónico, así como todos aquellos de los que no se dispone información sobre alguna de las variables consideradas. Además, para no reducir aún más el tamaño de la muestra debido a los turnos de rotación trimestral 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 (reales e imputados), que se consideran en términos nominales.

En el cuadro 3.7 se muestra el número total de observaciones que componen cada una de las muestras empleadas en los distintos estudios de tenencia realizados, así como el porcentaje de observaciones correspondiente a cada una de las alternativas consideradas.

Cuadro 3.7. Total de observaciones y porcentaje de cada alternativa

Según Tipo de Edificio					
	Prop. Unifam	Prop. Colect.	Alq. Unifam.	Alq. Colect.	Total
Nº Observ.	1263	2704	58	446	4471
Porcentaje	28.2%	60.5%	1.4%	9.9%	100%
Según Densidad de Población					
	Prop. Dens. P	Prop. Dens. I.	Prop. Disem.	Alquiler	Total.
Nº Observ.	2093	772	1102	504	4471
Porcentaje	46.8%	17.3%	24.6%	11.3%	100%
Según Grado de Urbanización					
	Prop. Urb. A.	Prop. Urb. M-I.	Prop. Rural	Alquiler	Total
Nº Observ.	323	2830	803	504	4460
Porcentaje	7.24%	63.5%	18%	11.3%	100%

4.1 VARIABLES CONSIDERADAS

En los modelos logit mixtos desarrollados, la variable dependiente representa, mediante valores discretos, las diferentes alternativas de tenencia de vivienda que han sido establecidas en los diversos estudios de tenencia considerados en esta memoria. Estas alternativas en nuestro caso, se derivan de la información disponible en la ECPF, y estarán constituidas por la elección simultánea del régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y, alternativamente: el tipo de edificio (unifamiliar o colectivo), el grado de densidad de población de la zona, o, el tipo de urbanización en el que se encuentra ubicada la vivienda.

En la línea de la literatura que aborda la elección de tenencia, se han incluido finalmente tres tipos de variables explicativas: 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: la renta permanente, como noción relevante de renta para analizar la elección realizada por el consumidor sobre el régimen de tenencia de la vivienda, una variable dummy que indica la posibilidad de ahorrar al final de mes, y como aproximación al precio de la vivienda, se han empleado índices de precios de vivienda hedónicos por comunidades autónomas (considerándose el mismo pre-

cio para los habitantes de la misma comunidad), además de una medida del coste de uso de la vivienda.

Aparte de las variables sociodemográficas y económicas, se ha considerado en un tercer grupo, la variable tamaño del municipio de residencia y otra que clasifica las comunidades autónomas según el diferente nivel de precios residenciales.

4.1.a LA FORMA DE TENENCIA DE VIVIENDA

Se han considerado tres modelos distintos de tenencia de vivienda. En todos ellos la variable dependiente adopta valores discretos (0,1,2,3) que representan cada una de las alternativas (no ordenadas) de tenencia que han sido establecidas. El primero de los modelos considera cuatro alternativas de tenencia definidas en función al régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y al tipo de edificio (unifamiliar o colectivo): propiedad de una vivienda unifamiliar, propiedad de una vivienda colectiva, alquiler de una vivienda unifamiliar y alquiler de una vivienda colectiva.

El segundo de los modelos analiza de forma conjunta el régimen de tenencia y la localización de la vivienda habitual en función al grado de densidad de población de la zona, estableciéndose para ello cuatro tipos de tenencia de vivienda, según marcan los datos disponibles en la ECPF:

Propiedad de una vivienda en zona densamente poblada. Supone la adquisición de la vivienda habitual en una zona densamente poblada, donde el conjunto de municipios contiguos poseen todos una densidad de más de 500 habitantes por kilómetro cuadrado y cuya población conjunta es superior a 50.000 habitantes.

Propiedad de una vivienda en una zona de densidad intermedia. Representa la propiedad de la vivienda habitual en 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.

Propiedad de una vivienda en zona diseminada. Es la propiedad de la vivienda habitual en zona diseminada (las que no presentan densidad alta ni densidad intermedia).

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 vivienda en alquiler disponible en la ECPF, reflejo de la marcada tendencia actual a poseer la vivienda habitual en propiedad a nivel español, no permitiéndonos obtener submuestras de tamaño adecuado para proceder a una estimación consistente del modelo.

En el tercer modelo, al igual que en el segundo, se aborda un estudio conjunto de localización de la vivienda y el régimen de tenencia, estableciéndose la localización de la vivienda en función al grado de urbanización de la zona en la que se encuentra ubicada, 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.

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 nuevamente no se ha desagregado debido a la escasa muestra de vivienda en alquiler disponible en la ECPF.

4.1.b LA RENTA PERMANENTE

La noción relevante de renta a la hora de analizar la elección realizada por el consumidor sobre el régimen de tenencia de la vivienda debe incluir un concepto más am-

plio que el de renta corriente anual que permita recoger en su lugar la renta a largo plazo o permanente (Friedman (1957)).

Para obtener una medida de la renta permanente, y dada la disponibilidad de información contenida en la ECPF, hemos optado por la línea ya 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. De esta manera, se podría escribir:

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

Esto es, la renta corriente (Y_C) 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 ($\ln Y_C$) 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 la componente transitoria (en logaritmo).

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 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 3.8 recogemos los resultados obtenidos de la estimación de la renta permanente imputada a los individuos junto con los t-ratios robustos a heteroscedasticidad (contraste de White). Cabe destacar el alto valor del R^2 ajustado y el correcto signo y significatividad de las distintas variables incluidas.

CUADRO 3.8. Renta permanente (LnY_P)

Variables	Coefficiente	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 (N. signif.:0,000)		Durbin-Watson: 1.779	

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

LnY_C : Logaritmo neperiano de la renta corriente (disponible). Constituye la variable dependiente.

LnY_P : Renta permanente en logaritmo neperiano. ($\text{LnY}_C = \text{LnY}_P + \text{LnY}_T$).

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=Sí dispone/Sí 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.

4.1.c LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA

La variable precio es un atributo de las alternativas que recoge los precios para cada individuo de los distintos regímenes de tenencia que han sido considerados en los diferentes modelos de tenencia de vivienda abordados en esta memoria.

El carácter altamente heterogéneo del bien vivienda dificulta llevar a cabo un análisis del mercado inmobiliario en un sentido ortodoxo, ya que al tratarse de bienes que no presentan idénticas características, no se puede agregar los precios de las viviendas y utilizar la media como un indicador. En este sentido, el procedimiento de las ventas repetidas (Bailey, Muth y Nourse (1963)) y el modelo de precios hedónicos (Rosen (1974)) son dos de las alternativas que nos permiten abordar el estudio del mercado residencial teniendo en cuenta explícitamente su heterogeneidad. Ante la ausencia de información muestral sobre ventas repetidas en España, y dada la disponibilidad de datos sobre características de las viviendas contenidos en la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), hemos optado por emplear la metodología de precios hedónicos como procedimiento para determinar el precio compra y alquiler de las viviendas en cada comunidad autónoma. Este enfoque hedónico se fundamenta en que la utilidad obtenida por los individuos no se deriva del consumo de dichos bienes, sino de las características que éstos poseen. Para determinar, por tanto, los precios implícitos de las características del bien vivienda, estimamos mediante una regresión lineal ajustada por mínimos cuadrados ordinarios, la relación funcional hedónica existente entre el alquiler anual (imputado para los propietarios y contratado para arrendatarios) y las distintas características de la vivienda para cada región. Puesto que se observan diferencias entre las unidades residenciales que conforman cada tipo de tenencia (propiedad o alquiler), llevar a cabo una regresión conjunta que abarque propietario e inquilinos daría lugar a una estimación sesgada de los precios hedónicos de las distintas características. Es por ello por lo que se ha realizado dos regresiones lineales separadas, una para la muestra de propietarios y otra para los inquilinos.

Por tanto, frente a trabajos como el de González (1997) que opta sencillamente por omitir la variable precio por falta de información muestral, o por recogerla a través de

índices de precios como es el caso de Lee y Trost (1978), Börsch-Supan y Pollakowski (1990), o Jaén y Molina (1994) (este último llega incluso al resultado antinatural de que el tipo de tenencia de vivienda en nuestro país no depende de forma significativa de los precios de compra y alquiler), o en una estimación de costes de uso anuales de la vivienda (King (1980) o Börsch-Supan y Pitkin (1988)), nosotros hemos preferido, al igual que Goodman y Kawai (1982), Thibodeau (1995), Ermisch (1996) o Rapaport (1997), entre otros, estimar índices de precios de vivienda hedónicos para cada comunidad autónoma que puedan servir como una aproximación de la valoración subjetiva que realizan los individuos en cada mercado regional en torno a la vivienda y sus diferentes regímenes de tenencia.

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 ha 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.

Como variables explicativas se han utilizado aquellas que recogen características de la vivienda, del edificio donde está ubicada, al igual que características del entorno como son la densidad de población y el grado 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.

$$P_{pi} = x_{pi}\beta_p + \mu_{pi} \quad i=1,2,\dots,n_p \text{ (propietarios)}$$

$$P_{aj} = x_{aj}\beta_a + \mu_{aj} \quad j=1,2,\dots,n_a \text{ (inquilinos)}$$

donde P_{pi} y P_{aj} son respectivamente, el alquiler anual imputado por el propietario (en logaritmo) y el alquiler anual contratado (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; y μ_{pi} y μ_{ai} perturbaciones aleatorias.

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

Una vez estimadas sendas 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 de las viviendas 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 regiones, empleando los parámetros estimados en las regresiones hedónicas con una significatividad por encima del 75% de confianza¹. Es importante subrayar que los índices de precios calculados no se corresponden con precios 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 éstas.

En los cuadros 3.9, 3.10 y 3.11 se especifican los índices de precios hedónicos (en logaritmo) obtenidos de esta manera para los distintos modelos de tenencia de vivienda establecidos en esta memoria.

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. Adviértase que en algunas comunidades coinciden los índices calculados para ciertas formas de tenencia debido a que no resultaban significativas las variables relativas al tipo de edificio (en el cuadro 3.9), la densidad de población (en el cuadro 3.10) o el grado de urbanización (en el cuadro 3.11).

¹ Debido a la existencia de alta correlación en diversas variables explicativas con el consecuente problema de multicolinealidad, se han incluido aquellos parámetros que aún no siendo significativos a los niveles que habitualmente se considera (1-10%), mejoran notablemente la capacidad explicativa del modelo.

CUADRO 3.9. Índices de precios hedónicos de la vivienda según tipo de edificio

C. Autónoma	Compra		Alquiler	
	Unifamiliar	Colectiva	Unifamiliar	Colectiva
Andalucía	13.050	13.095	12.552	12.552
Aragón / Rioja / Navarra	13.179	13.179	12.788	12.788
Asturias	13.488	13.107	11.264	12.092
Baleares	13.118	13.256	12.850	12.850
Canarias	13.420	13.420	11.586	12.355
Cantabria	13.240	13.355	13.259	13.259
Castilla y León	12.820	13.097	12.401	12.401
C. La Mancha / Extremadura	12.896	13.058	11.493	11.968
Cataluña	13.495	13.369	13.181	13.181
C. Valenciana / Murcia	12.973	12.973	12.380	12.380
Galicia	13.003	13.155	13.041	13.041
Madrid	13.652	13.573	12.839	13.382
País Vasco	13.100	13.219	13.647	13.647

CUADRO 3.10. Índices de precios hedónicos de la vivienda según densidad de población

C. Autónoma	Compra			Alquiler
	Dens. Alta	Dens. Int.	Diseminada	
Andalucía	13.095	13.084	12.871	12.149
Aragón / Rioja / Navarra	13.179	13.122	12.823	12.644
Asturias	13.107	12.821	12.332	12.092
Baleares	13.256	13.401	13.256	12.850
Canarias	13.420	13.420	13.420	8.907
Cantabria	13.355	13.183	13.062	12.021
Castilla y León	13.097	13.161	12.985	12.401
C. La Mancha / Extremadura	13.058	13.058	12.963	11.968
Cataluña	13.369	13.207	13.083	13.181
C. Valenciana / Murcia	12.973	12.999	12.875	12.415
Galicia	13.155	13.001	12.843	12.578
Madrid	13.573	13.214	13.573	12.525
País Vasco	13.219	13.208	13.116	15.196

CUADRO 3.11. 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

Los resultados de las regresiones hedónicas ajustadas para cada comunidad autónoma se recogen en el apéndice que aparece al final de esta memoria.

HIPÓTESIS ESTABLECIDAS SOBRE LA VIVIENDA ESTÁNDAR

Atendiendo a los valores medios que las distintas características de las viviendas consideradas presentan en la totalidad de la muestra, la vivienda estándar viene definida con carácter general para los distintos modelos de tenencia, como una vivienda con treinta años de antigüedad, una superficie de noventa y cinco metros cuadrados útiles, sin calefacción y que dispone de cinco habitaciones. Para el estudio de la tenencia de vivienda en función al tipo de edificio, se ha considerado igualmente como característica de la vivienda estándar, su ubicación en una zona urbana media con una densidad de población superior a 500 habitantes por Km², mientras que para el estudio de la tenencia en función al grado de urbanización y a la densidad de población de la zona, se ha establecido como vivienda estándar una vivienda colectiva, localizada en una zona densamente poblada (en el estudio por urbanización) y un grado de urbanización medio-inferior (para el estudio de densidad). Los valores que se corresponden con esta definición al igual que los estadísticos descriptivos son los que figuran en el cuadro 3.12.

CUADRO 3.12. Características de la vivienda estándar y estadísticos descriptivos

Variables	Media	Desviación típica
Tedif = 0,1	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
Urbalt = 0,1	0.083	0.28
Urbmeinf = 0,1	0.67	0.47
Rural = 0,1	0.24	0.43
Caprov = 0	0.41	0.49
Dens1 = 0,1	0.51	0.50
Dens2 = 0,1	0.18	0.38
Dens3 = 0,1	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.

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

Calefac: Calefacción en la vivienda.

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

Dens: Variable que recoge la densidad de población de la zona y que viene expresada con tres variables dummies: Dens1(zona densamente poblada), Dens2 (zona de densidad intermedia) y Dens3 (zona diseminada).

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: Urbalt (zona catalogada como urbana alta), Urbmeinf (zona urbana media–inferior) y Rural (zona rural). Estas variables al igual que las de densidad se definen formalmente en el punto 4.1.a de este capítulo 3.

4.1.d EL COSTE DE USO DE LA VIVIENDA

El concepto de coste de uso del capital residencial, como medida del coste de la vivienda, ha sido ampliamente utilizado dentro de la literatura de Economía de la Vivien-

da a la hora de analizar la decisión sobre el régimen de tenencia de la vivienda habitual, al permitir captar esta variable la influencia de políticas impositivas y expectativas de inflación sobre la demanda de vivienda en propiedad (Dougherty y Van order (1982), Hendershott y Shilling (1982), Haurin, Hendershott y Kim (1994), López García (1999), (2001), entre otros).

Aunque diferentes autores (Hendershott y Shilling (1982), Follain y Ling (1991), González-Páramo y Onrubia (1992), Sanz (2000)) argumentan que una medida adecuada del coste de uso del capital residencial debe atender al flujo de rentas netas futuras que genera la vivienda habitual (coste de uso total), en el punto 3.1.b del capítulo 1 vemos que el enfoque dinámico o total, al menos en su versión discreta, coincide con el anual cuando se añaden diversas hipótesis simplificadoras (Hendershott y Shilling (1982), Barrios (2001)). En esta memoria, para analizar el impacto que esta variable desempeña sobre las distintas alternativas de elección de tenencia consideradas, hemos optado por emplear una medida del coste de uso anual o instantáneo, con la hipótesis implícita de que los individuos a la hora de decidir el régimen de tenencia de la vivienda habitual evalúan principalmente el coste anual que les va a suponer la adopción de un determinado régimen de tenencia, en lugar de considerar la totalidad del horizonte temporal de la inversión en vivienda.

La especificación de esta variable la realizamos de dos formas diferentes; en primer lugar, de la forma tradicional vista en el epígrafe 3.1.b del capítulo 1, y, por otra parte, una modificación de esta motivada por las características de los datos disponibles en la ECPF.

A) ESPECIFICACIÓN “TRADICIONAL” DEL COSTE DE USO

Para obtener un indicador del coste de uso para una vivienda en propiedad², hemos seguido el modelo financiero por periodos detallado en el epígrafe 3.1.b del capítulo 1 de esta memoria, donde el coste de uso viene determinado por el coste de oportunidad de los fondos propios invertidos (CFP), la depreciación (DEP), el mantenimiento (MAN), el pago de intereses en caso de requerir de un préstamo hipotecario para la

² Para una vivienda en alquiler el coste de uso se identifica con la renta que paga el inquilino.

compra (HIP), el pago del impuesto local de la propiedad (IBI) y la parte del impuesto sobre la renta asociado a la vivienda habitual (IRPF_{vda}), así como las expectativas de ganancias (pérdidas) de capital derivadas de la apreciación (depreciación) del precio nominal de la vivienda (ΔPV^e).

En consecuencia, llegamos a la siguiente expresión del coste de uso anual del capital residencial en propiedad:

$$C_{UV} = CFP + HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_{vda} - \Delta PV^e$$

Si redefinimos las componentes del coste de uso de la vivienda para expresarlas en proporción al *precio final de la vivienda* (al adquirente) $p_f = (1 + c_{TR})p_v$ que incorpora los costes de transacción derivados de la compra de una vivienda (c_{TR} , donde $c_{TR} = t_{TP} + t_{AJD} + c_{HIP}$), obtenemos la siguiente expresión del coste de uso unitario, en proporción al precio de mercado de la vivienda p_v (expresión (1.21) de esta memoria):

$$c_{UV} = \left((1 - \tau_{IRPF})(1 - r)i_o + r i_{HIP} + d + m + IRPF_{vda} + IBI - \Delta PV^e \right) (1 + c_{TR}) \quad (3.2)$$

donde la componente $IRPF_{vda}$ queda definida por la situación fiscal tras la reforma del IRPF en 1999:

$$IRPF_{vda} = - \left\{ (1 - \theta) t'_{di} [C_a + r i_{HIP}] + \theta \left[t'_{di} \frac{750000}{p_f} + t'_d \left(C_a + r i_{HIP} - \frac{750000}{p_f} \right) \right] \right\} \quad (3.3)$$

$(C_a + r i_{HIP})p_f \leq 1500000$. y:

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

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

Una vez obtenida la cuantificación de la variable coste de uso del capital residencial en propiedad según la expresión (3.2), para llevar a cabo su inclusión en el modelo como variable explicativa se han ensayado al igual que Ermisch (1996) distintas especificaciones del mismo. Entre los distintos ensayos realizados, se han considerado tres medidas distintas de expectativas de ganancias de capital: variación de los precios medios

de la vivienda para el año 1999, para el año 1998 y la media de los tres años anteriores a 1999 (según la estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada por comunidades autónomas. Fuente: Ministerio de Fomento). En el cálculo de esta variable han sido excluidas las observaciones pertenecientes a la comunidad autónoma de Navarra y País Vasco que poseen un régimen de IRPF propio.

La definición de las distintas componentes del coste de uso del capital residencial figura en el capítulo 1 de esta memoria. A continuación detallamos las hipótesis mantenidas para la evaluación del coste de uso a un nivel microeconómico.

HIPÓTESIS MANTENIDAS PARA LA EVALUACIÓN DEL COSTE DE USO

1. Para la obtención del precio nominal (p_v) de una vivienda para cada una de las alternativas de propiedad, se procede en primer lugar al cálculo de los alquileres anuales que para cada una de las alternativas presenta una vivienda estándar. Dichos alquileres son obtenidos mediante una retransformación³ (antilogaritmo) de los índices de precios hedónicos obtenidos para una vivienda estándar (detallados en el punto 4.1.c). Una vez obtenidos los alquileres imputados a una vivienda en propiedad, aplicando una tasa de capitalización⁴ (en nuestro caso de un 5%) obtenemos el precio nominal de una vivienda para cada una de las alternativas de propiedad. Este precio será el mismo para todos los individuos pertenecientes a la misma comunidad.
2. Se ha tomado como tipo de interés hipotecario (i_{HIP}) el tipo medio anual del conjunto de entidades de crédito para préstamos hipotecarios a más de tres años para 1999. ($i_{HIP} = 4,72\%$). Fuente: Boletín estadístico del Banco de España.

³ En el cálculo del alquiler anual no se comete el error de retransformación al incluirse el factor de corrección que considera la media del antilogaritmo de los residuos (Duan (1983)).

⁴ Se ha considerado el supuesto de que el alquiler de una vivienda constituye un porcentaje (tasa de capitalización) del precio de la vivienda, considerándose una tasa del 5% tras analizar los valores que presentan los precios medios de la vivienda (Fuente: Ministerio de Fomento) y los alquileres medios para el año 1999 (Fuente: Rodríguez de Acuña Asoc.).

3. El tipo de rentabilidad alternativo a la vivienda (i_o) coincide con el tipo de interés medio de los Bonos del Estado a 10 años en 1999 ($i_o=4,73\%$). Fuente: Boletín estadístico del Banco de España.
4. El ratio del préstamo hipotecario sobre el precio final de la vivienda se toma como $r=0.8$, en consonancia, entre otros, con Onrubia y Sanz (1999), y, Taltavull (2000b).
5. Las tasas de depreciación y mantenimiento se estima suman un 3%, en línea con la literatura (Rosen y Rosen (1980), Green y Vandell (1999), López García (1999) y (2001)).
6. El valor del impuesto que grava la transmisión de la vivienda c_{TR} (IVA si es de nueva adquisición, ITP si es de segunda mano, más el impuesto de actos jurídicos documentados y los costes del préstamo hipotecario), se toma como un 7.3% del precio de la vivienda ($t_{ITP}=6\%$, $t_{AJD}=0.5\%$, y $c_{HIP}=0.8\%$).
7. Para medir la ganancia de capital, dado el fuerte repunte de precios experimentado en el año objeto de estudio (1999), hemos procedido a la consideración de tres medidas distintas de ganancias de capital: variación de los precios medios de la vivienda para el año 1999, para el año 1998 y la media de los tres años anteriores a 1999 (según la estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada por comunidades autónomas. Fuente: Ministerio de Fomento); finalmente se ha optado por considerar la variación media experimentada por los precios medios de la vivienda por comunidad autónoma para los años 1996, 1997 y 1998, por ofrecer mejores resultados en términos de significatividad y mejor ajuste del modelo.
8. El tipo del IBI a aplicar por individuo, τ_{IBI} , se toma como el tipo de IBI urbano medio aplicado en su comunidad autónoma. Fuente: Imposición Local (Tipos de Gravamen, Índices y Coeficientes). Dirección General de Coordinación con las Haciendas Territoriales. Ministerio de Economía y Hacienda.
9. En base a los ingresos de cada individuo se calcula el tipo marginal del IRPF τ_{IRPF} a aplicar, atendiendo a los tipos medios por tramos de renta de la tarifa del IRPF vigente para el año 1999. Dado que la ECPF no recoge la renta bruta del individuo sino la renta disponible, para poder seleccionar el correspondiente tipo medio por tramos de renta, se transforman los respectivos tramos de renta bruta que figuran en

la Memoria Tributaria del Ministerio de Economía y Hacienda para el ejercicio 1999 en tramos de renta corriente neta, empleando el tipo efectivo reportado. Fuente: Memoria de la Administración Tributaria. Ministerio de Hacienda. 2000.

10. El capital amortizado en el periodo 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. El tipo de deducción en la cuota adoptado es $t'_d=15\%$. Por otra parte, suponemos que se trata del primer o segundo año de la compra ($t'_{di}=0.25$) y que los gastos por amortización e intereses superan las 750000 ptas. ($\theta=1$).

B) ESPECIFICACIÓN ALTERNATIVA DEL COSTE DE USO

En este apartado desarrollamos una especificación alternativa para el coste de uso anual del capital residencial en propiedad. Esta nueva formulación se basa en suponer que los propietarios se fijan en el mercado de alquiler para establecer su alquiler imputado.

La expresión obtenida en el capítulo 1 para el coste de uso anual derivado de la vivienda habitual en propiedad, puede ser reformulada de la siguiente forma:

$$C_{UV} = CFP + HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_P - \Delta PV^c + \pi_P \quad (3.4)$$

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 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^c). En la formulación tradicional del coste de uso que hemos empleado anteriormente, esta prima de riesgo (π_P) puede considerarse incluida en la componente de depreciación y mantenimiento, como asume Van Order y Dougherty (1991) o Poterba (1992).

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

$$CFP = A - [HIP + DEP + MAN + IBI + IRPF_A + \pi_A] + \Delta PV^e \quad (3.5)$$

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_{IRPF} al tipo marginal en el I.R.P.F. aplicado al arrendador, podremos escribir:

$$IRPF_A = \tau_{IRPF} \cdot [A - HIP - DEP - MAN - IBI] \quad (3.6)$$

En consecuencia, insertando (3.6) en (3.5) y despejando el alquiler bruto contratado (A), resulta:

$$A = HIP + DEP + MAN + IBI + \frac{1}{1 - \tau_{IRPF}} \cdot [CFP + \pi_A - \Delta PV^e] \quad (3.7)$$

Adviértase no obstante que de verificarse (3.7) se extraería una consecuencia relevante: 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 (3.6) permanezcan constantes), cuestión ésta que parece no corresponderse con la realidad económica española. En consecuencia, sostendremos como hipótesis que en el caso del arrendador:

$$\pi_A - \Delta PV^e \cong 0 \quad (3.8)$$

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 (3.4) con (3.7), siempre que se verifique (3.8), 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:

$$C_{UV} = A + IRPF_p - \Delta PV^e - \frac{\tau_{IRPF}}{1 - \tau_{IRPF}} \cdot CFP + \pi_p \quad (3.9)$$

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

$$C_{UV} = A + IRPF_p - \Delta PV^e - \frac{\tau_{IRPF}}{1 - \tau_{IRPF}} \cdot CFP + \pi_p + \delta \quad (3.10)$$

recogiendo el término δ estas diferencias que pudieran surgir entre gastos de mantenimiento, de depreciación, de pago por intereses hipotecarios o de coste de los fondos propios invertidos⁵.

Según esta última expresión (3.10), 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), la parte del impuesto sobre la renta asociada a la vivienda habitual en propiedad, el coste de oportunidad de los fondos propios invertidos en la vivienda y las expectativas de ganancias (pérdidas) de capital, son las tres componentes que hacen que el coste de uso de una vivienda en propiedad difiera del alquiler contratado de la vivienda. Por tanto, en base a la expresión (3.10) especifi-

caremos el coste de uso anual para una vivienda en propiedad como suma separada de tres componentes, que definimos como:

$$C_{uv} = I_{\text{mcuso}} + TCFP + \text{GANA} \quad (3.11)$$

donde:

- $I_{\text{mcuso}} = A + \text{IRPF}_p$. 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, determinada por (3.3).

- $TCFP = \frac{\tau_{\text{IRPF}}}{1 - \tau_{\text{IRPF}}} \cdot \text{CFP}$. 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. Ambos son calculados de la misma forma que para la especificación tradicional del coste de uso.

- $\text{GANA} = \Delta PV^e$. Representará la variación esperada en el precio nominal de la vivienda estándar de cada tipo de tenencia. El desconocimiento sobre la formación de expectativas que realizan los hogares respecto a la revaloración de su vivienda, hace que esta variable adopte un carácter incierto. Por este motivo, autores como Börsch Supan (1986), Gillingham y Hagemann (1983), Hoyt y Rosenthal (1990) y Rosenthal, Duca y Gabriel (1991) incluyen las ganancias de capital como una componente separada dentro del coste de uso de una vivienda en propiedad. Más concretamente, Börsch Supan (1986) considera el coste de uso en propiedad como suma de dos componentes de costes, en una componente incluye los gastos en mantenimiento, coste de hipoteca, impuestos locales sobre la propiedad y el impuesto sobre la renta que se deriva por la propiedad de la vivienda, mientras que en la otra agrupa las ganancias de capital y el coste de oportunidad de los fondos invertidos.

⁵ Obsérvese que incluimos un componente de coste de oportunidad de los fondos propios invertidos (CFP) en la expresión (3.10), el cual podemos entender relativo a los propietarios. El resto de la diferencia entre el correspondiente a propietarios en (3.4) y a arrendadores en (3.5) se incluiría en el término δ .

Tras realizar distintos ensayos, para el cálculo de esta componente 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:

$$\text{GANA} = q \cdot p_v \quad (3.12)$$

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 tenencia consideradas.

4.1.e LA CANTIDAD DE SERVICIOS DE VIVIENDA DEMANDADOS

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) y Goodman (2002) y (2003), entre otros, mediante el cociente entre el alquiler anual correspondiente al individuo i (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)), calculado para el individuo i en la alternativa j .

4.1.f VARIABLES SOCIODEMOGRÁFICAS

Entre las variables sociodemográficas, se consideran características del sustentador principal, como: sexo, edad, nivel de estudio y estado civil, 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.

Casado: Variable dummy que indica si el sustentador principal está casado.

Edad (Edad, Edad2): Se considera la edad del sustentador principal y edad al cuadrado.

Número de miembros (NMiemb): Refleja el número de miembros del hogar, incluyendo al sustentador principal.

4.1.g OTRAS VARIABLES

Se ha considerado adicionalmente la variable tamaño del municipio de residencia y una variable que clasifica las comunidades autónomas según el diferente nivel de precios residenciales.

Tamaño del municipio (Tmun1, Tmun2, Tmun3): Indica el tamaño del municipio donde el individuo ha decidido vivir. Se recoge mediante tres variables dummies: Tmun1: municipio con más de 100.000 habitantes, Tmun2: municipio con más de 20.000 y menos de 100.000 habitantes, Tmun3 (variable de referencia): municipio con menos de 20.000 habitantes.

Comunidades por nivel de precios (Ccaa1, Ccaa2, Ccaa3): Seguimos aquí la clasificación de las comunidades autónomas según el diferente nivel de precios residenciales para el año 1998 establecido en Taltavull, P. (2000a) (p. 212, basado en la estadística de precio medio de la vivienda nueva y usada publicada por el Ministerio de Fomento). Para ello 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, 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).

Los estadísticos descriptivos de las distintas variables explicativas empleadas en la ecuación de tenencia y demanda de vivienda para cada una de las muestras que analizaremos figuran en los cuadros 3.13, 3.14 y 3.15.

Cuadro 3.13. Estadísticos descriptivos de las variables explicativas empleadas en la modelización de la tenencia y demanda de vivienda según el tipo de edificio y la densidad de población (Muestra 1)

Variables	Media	Desv. típica
Muestra 1. Número observaciones: 4471		
Nmiemb	3.188	1.303
Edad	53.913	14.659
Edad2	3121.390	1636.876
Sexo	0.849	0.358
Estud2	0.299	0.458
Estud3	0.175	0.380
Ccaa1	0.350	0.477
Ccaa2	0.317	0.465
Tmun1	0.517	0.500
Tmun2	0.189	0.392
Casado	0.802	0.399
LnR (Y _p)*	14.557	0.437
LnR (Y _C)*	14.550	0.584
LnR (Y _T)*	-0.0064	0.380
Caprov	0.4240	0.494
Precio Prop.Unifam.*	13.180	0.256
Precio Prop.Colect.*	13.200	0.173
Precio Alq.Unifam.*	12.593	0.621
Precio Alq.Colect.*	12.750	0.479
Precio Prop. Densam. P.*	13.200	0.584
Precio Prop.Dens. Int.*	12.593	0.256
Precio Prop.Disemin.*	12.750	0.173
Precio Alquiler*	13.200	0.621

* Se consideran en términos logarítmicos.

Cuadro 3.14. Estadísticos descriptivos de las variables explicativas empleadas en la modelización de la tenencia y demanda de vivienda según el grado de urbanización del entorno (Muestra 2)

Variables	Media	Desv. típica
Muestra 2. Número observaciones: 4460		
Nmiemb	3.189	1.303
Edad	53.886	14.658
Edad2	3118.553	1636.587
Sexo	0.849	0.358
Estud2	0.300	0.458
Estud3	0.175	0.380
Ccaa1	0.350	0.477
Ccaa2	0.317	0.465
Ahorro	0.376	0.484
Casado	0.802	0.399
LnR (Y _p)*	14.558	0.437
LnR (Y _c)*	14.551	0.583
LnR (Y _T)*	-0.006	0.381
Caprov	0.424	0.494
Precio Prop.Urb. Alta*	13.417	0.248
Precio Prop.Urb. M-I.*	13.200	0.173
Precio Prop. Rural*	13.173	0.241
Precio Alquiler*	12.740	0.480

* Se consideran en términos logarítmicos.

Cuadro 3.15. Estadísticos descriptivos de las variables explicativas empleadas en la modelización de la tenencia y demanda de vivienda según el grado de urbanización del entorno incluyendo el coste de uso de la vivienda (Muestra 3)

Variables	Media	Desv. típica
Muestra 3. Número observaciones: 4050		
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 _T)*	-0.009	0.381
Caprov	0.424	0.494
Precio Prop.Urb. Alta*	13.429	0.254
Precio Prop.Urb. M-I.*	13.199	0.181
Precio Prop. Rural*	13.174	0.251
Precio Alquiler*	12.677	0.436
Cuso Prop.Urb. Alta ⁺	4.929	4.040
Cuso Prop.Urb. M-I. ⁺	3.789	2.992
Cuso Prop. Rural ⁺	3.838	3.508
Cuso Alquiler ⁺	4.154	1.905
Cuso/Y _p Prop.Urb. Alta	0.244	0.242
Cuso/Y _p Prop.Urb. M-I.	0.186	0.176
Cuso/Y _p Prop. Rural	0.188	0.198
Cuso/Y _p Alquiler	0.200	0.122
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

* Se consideran en términos logarítmicos.

+ Se recogen divididas por 100000.

CAPÍTULO 4:

**MODELIZACIÓN ECONOMETRICA DE LA
ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA
DE VIVIENDA EN ESPAÑA**

1. INTRODUCCIÓN

Recogemos en este capítulo los resultados obtenidos con los distintos modelos empleados para el estudio de la elección de tenencia y la demanda de vivienda en España. En el primer apartado especificamos un sencillo modelo macroeconómico a nivel de las provincias españolas de régimen común, que persigue conectar la tasa de viviendas habituales en propiedad observadas a nivel provincial, con el coste de uso relativo del capital residencial, y con distintas variables demográficas, sociales y de renta. En el apartado 3 siguiente, se lleva a cabo un análisis microeconómico de los principales factores (económicos y sociodemográficos) que determinan la elección de tenencia y demanda de vivienda en España.

Los estudios sobre la demanda de vivienda y formas de tenencia constituyen uno de los campos en los que más se ha profundizado dentro de la Economía de la Vivienda. Existe en este campo un gran número de trabajos que han puesto de manifiesto la necesidad de analizar de forma conjunta las decisiones de elección del tipo de tenencia y demanda de vivienda. Cabe destacar entre otros muchos, los trabajos que para los hogares de Estados Unidos realizan Lee y Trost (1978) y Rosen (1979), así como Jaén y Molina (1994) para el caso andaluz, los cuales abordan un modelo probit binomial que analiza la elección de tenencia (comprar o alquilar), estimándose el gasto en vivienda mediante la aplicación del procedimiento en dos etapas de Heckman (1979). Rapaport (1997) evalúa la demanda de vivienda de los propietarios para el área metropolitana de Tampa (Florida) teniendo en cuenta la elección del régimen de tenencia (comprar o alquilar) y de la comunidad en la que residir. En la misma línea, Colom y Cruz (1998) analizan el gasto en servicios de vivienda para los hogares españoles según el régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y la localización de la vivienda (ámbito urbano o rural). En ambos trabajos se aplica un modelo logit multinomial en la primera etapa, corrigiéndose en la segunda las ecuaciones de demanda por el método de Heckman (1979) modificado para este caso por Dubin y McFadden (1984). Por otra parte, Ermisch (1996) y Goodman (2002) mediante un probit bivariante consideran la tenencia junto con la movilidad a la hora de modelizar las ecuaciones de demanda, el primero para los hogares británicos, mientras que el segundo lo hace para las familias propietarias de Estados Unidos que han decidido no mudarse. En los dos casos se reportan funciones de demanda corregidas mediante una adaptación del método de Heckman debida a Catsia-

pis y Robinson (1982). Colom, Martínez y Cruz (2002) analiza la decisión de formar hogar simultáneamente con la elección del régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y demanda de servicios de vivienda para los jóvenes españoles. Para ello, aplican un *probit* bivariante censurado sobre las alternativas: no formar un hogar independiente de sus padres, formar un hogar en régimen de propiedad y formar un hogar en régimen de alquiler, estimando en una segunda etapa sólo las ecuaciones de demanda (corregidas por el método de Heckman adaptado por Catsiapis y Robinson (1982)) para las dos últimas opciones.

En nuestro caso, para determinar qué variables son las que desempeñan una mayor influencia en las decisiones de tenencia hemos empleado un modelo *logit* mixto, estimando las ecuaciones de demanda mediante un procedimiento en dos etapas, donde aplicamos el método de Heckman generalizado para un modelo *logit* mixto en la primera etapa propuesto por Barrios (2004).

2. MODELIZACIÓN MACROECONOMÉTRICA DE LA ELECCIÓN DE TENENCIA DE VIVIENDA EN ESPAÑA

Green (1996) y posteriormente Green y Vandell (1999) desarrollan un modelo macroeconómico para los EE.UU. que pretende explicar la tasa de vivienda en propiedad en función del coste de uso relativo del capital residencial y otras variables socio-demográficas y de renta, empleándose en el último caso el modelo obtenido para simular el impacto de diversas políticas impositivas sobre la tasa de vivienda habitual en propiedad. Basándonos en estos trabajos, desarrollamos en este punto un modelo macroeconómico en el caso español, donde ahora las unidades de observación recaen sobre cada una de las 46 provincias españolas del régimen común.

Ciertamente, aunque nuestra inspiración recae en estos trabajos previos, no caemos en los errores metodológicos que observamos en ellos, fundamentalmente: una especificación errónea de la ecuación de regresión que puede dar lugar a probabilidades estimadas imposibles, así como la presencia de heteroscedasticidad en el modelo planteado. Para afrontarlos adecuadamente introducimos una nueva forma para la ecuación de regresión a estimar y un método para tratar el problema de heteroscedasticidad que posee la misma.

En primer lugar, adoptaremos como variable dependiente (la denominaremos logi-ten): $\ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right)$, siendo π_i el porcentaje de vivienda principal en propiedad en cada provincia. Como variables explicativas escogemos las siguientes:

- a) ΔCpAlq : Al igual que Barrios y Rodríguez (2004a), como aproximación de las expectativas que realizan los individuos sobre el coste de uso relativo tomamos la primera diferencia del ratio entre el coste de uso anual del capital residencial en propiedad sobre alquiler. Esto es: $\Delta\text{CpAlq} = \text{CpAlq}_t - \text{CpAlq}_{t-1}$, siendo CpAlq un indicador del coste de uso de la vivienda habitual relativo propiedad/alquiler a nivel provincial. El coste de uso en propiedad a nivel provincial es estimado según la especificación recogida en el capítulo 3 de esta memoria, mientras que el coste de uso en alquiler, obviando las disposiciones fiscales recogidas en la legislación del I.R.P.F. al respecto, lo hemos tomado como el alquiler medio de mercado en cada provincia¹. Cabe suponer que esta variable esté relacionada inversamente con la tasa de vivienda en propiedad, esto es, si $\Delta\text{CpAlq}=0$, y no se espera que varíe el coste de uso relativo, la tasa de vivienda en propiedad permanecerá invariable, si $\Delta\text{CpAlq}>0$ (<0), y se espera por lo tanto que aumente (disminuya) el coste de uso relativo, la tasa de vivienda en propiedad tenderá a disminuir (aumentar).
- b) LnRPC : Logaritmo neperiano de la Renta Disponible per cápita a nivel provincial. Dentro de las hipótesis habituales, incrementos en esta variable deben provocar aumentos en la tasa de vivienda en propiedad observada.
- c) Pob2039 : Representa el porcentaje de población entre 20 y 39 años, inclusive ambos extremos, sobre la población total de cada provincia. Resulta interesante señalar que la información censal de la que se parte incluye tasas de población por intervalos de 5 años. Se probó a incluir todas las posibles tasas poblacionales correspondientes a diferentes segmentaciones por tramos de edad, con el fin de detectar cuales eran aquellos tramos de edad que influían significativamente en la tasa de vivienda principal en propiedad, quedándonos al final únicamente con esta variable. Es de esperar,

¹ En Haurin, Hendershott y Kim (1994), Bourassa (1995), o Åsberg (1999) se emplea una variable que mide el coste de uso relativo análoga.

en consonancia con la literatura empírica, que aumentos en esta variable disminuyan la tasa de vivienda en propiedad observada, seguramente debido a que se corresponden con segmentos de población que por su juventud, no acceden generalmente a la vivienda en propiedad hasta niveles de edad superiores (o cercanos a la frontera de 39 años).

- d) DiSeVi: Porcentaje de población provincial que presenta el estado civil divorciado, separado o viudo. También se comprobó la significatividad de variables como la tasa de solteros o casados, seleccionándose finalmente esta variable porque mejoraba notablemente el ajuste del modelo de regresión así como reducía el error estándar de la misma. Nuevamente es de prever que esta variable afecte inversamente a la tasa de vivienda principal en propiedad (al igual que evidencia Bourassa (1995)).

En el capítulo 3 recogíamos los detalles sobre las distintas fuentes de datos, así como la manera de calcular la variable relacionada con el coste de uso. Es de subrayar que, análogamente a otros trabajos (Rosen, Rosen, y, Holtz-Eakin (1984) o Green y Vandell (1999)), no resultaron significativas diversas variables ciertamente candidatas a ser explicativas en un modelo de estas características, como es el caso del volumen de créditos hipotecarios, precios medios de las viviendas o ratios entre índices de precios de vivienda sobre ingresos medios familiares, todas ellas de ámbito provincial. Al mismo tiempo, no se observó dependencia entre el nivel del ratio entre el indicador de coste de uso en propiedad sobre alquiler construido y el régimen de tenencia.

En consecuencia, el modelo de determinación del porcentaje de vivienda en propiedad provincial aquí postulado responderá a la ecuación:

$$\text{Logiten}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Pob2039}_i + \beta_2 \text{DiSeVi}_i + \beta_3 \text{LnRPC}_i + \beta_4 \Delta \text{CpAlq}_i + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

donde el subíndice i recorre las 46 provincias españolas de régimen común, y ε_i representa un término de error.

Adviértase, como comentamos anteriormente, que a la hora de estimar los parámetros desconocidos β_0, \dots, β_4 en (4.1), debemos tener en cuenta la presencia de heteroscedasticidad. Efectivamente, si suponemos que la proporción de vivienda en propiedad observada en cada provincia, P_i , es un estimador de la cantidad poblacional $\pi_i = F(\beta' X_i)$, siendo X_i y β el vector de variables explicativas y el de parámetros desconocidos, res-

pectivamente; entonces, si consideramos que estamos ante un problema de muestreo en una población Bernouilli, la ecuación de regresión propuesta será de la forma general:

$$P_i = \pi_i + \varepsilon_i = F(\beta'X_i) + \varepsilon_i \quad (4.2)$$

con $E[\varepsilon_i]=0$, $\text{Var}[\varepsilon_i]=\pi_i(1-\pi_i)/n_i$, donde n_i representará el número de viviendas principales en cada provincia, y en nuestro caso la función F es la identidad, es decir, en realidad (4.1) es una ecuación de regresión lineal múltiple heteroscedástica.

Para salvar este problema, procedemos en dos fases. En la primera estimamos la ecuación (4.1) por mínimos cuadrados ordinarios para obtener estimadores consistentes pero no eficientes de los parámetros ($\hat{\beta}$). En la segunda etapa aplicamos mínimos cuadrados ponderados para asegurar la eficiencia de las estimaciones, siendo los coeficientes de ponderación empleados: $w_i = [n_i \Lambda_i (1 - \Lambda_i)]^{1/2}$, donde n_i es el número total de viviendas principales en la provincia i en 1991, y, $\Lambda_i = \frac{e^{\beta'X_i}}{1 + e^{\beta'X_i}}$, con X_i el vector de valores provinciales de las variables explicativas relacionadas anteriormente (añadiéndole una variable unitaria para obtener el término constante)². Empleando este procedimiento estimamos el modelo final cuyos resultados recogemos en el cuadro 4.1.

Cabe resaltar del modelo obtenido la significancia de la variable asociada al coste de uso del capital residencial, así como los signos que presentan todos los coeficientes que son los esperados. En este sentido, nótese que el segmento de población entre 20 y 39 años tiene un importante impacto negativo en la proporción de vivienda principal en propiedad, a buen seguro porque representa una parte de la población que, por su juventud fundamentalmente, no acceden generalmente a la vivienda en propiedad hasta niveles de edad superiores. El porcentaje de población provincial que presenta el estado civil divorciado, separado o viudo desempeña una relevante incidencia negativa sobre la tasa de vivienda en propiedad, mientras que la variable renta disponible tiene una influencia positiva. Por último el indicador de la relación entre coste de uso del capital residencial en propiedad y en alquiler muestra un impacto negativo aunque de pequeña magnitud.

² Véase Greene (1999), pp. 768-770 para una explicación más detallada del método aquí utilizado, en su caso aplicado a la estimación de un modelo logit con datos de proporciones.

Los resultados obtenidos confirman que las variables seleccionadas explican en gran medida las variaciones provinciales de la tasa de vivienda en propiedad ($R^2=0.731$).

En el capítulo 5 aprovechamos este modelo para realizar una primera evaluación del impacto, en términos del acceso a la vivienda habitual, de la entrada en vigor a partir del ejercicio de 1999 de la Ley 40/1998.

CUADRO 4.1. Estimación bietápica del modelo de tenencia de vivienda principal

Variables	Coefficientes	Estadístico t	Significancia
Constante	3.3371	-3.820	0.0004
PO2039	-23.365	-8.476	0.0000
DiSeVi	-31.545	5.463	0.0000
LnRPC	0.5328	2.235	0.0309
$\Delta C_p A_l q$	-0.0722	-3.197	0.0027
Estadísticos de contraste de la regresión:			
R^2	0.731		
\bar{R}^2	0.705		
F	27.935		0.0000

3. MODELIZACIÓN MICROECONOMÉTRICA DE LA ELECCIÓN DE TENENCIA Y DEMANDA DE VIVIENDA EN ESPAÑA

3.1 MODELIZACIÓN DE LA ELECCIÓN DE TENENCIA

En este punto recogemos los resultados obtenidos para los distintos modelos microeconómicos de tenencia de vivienda que han sido considerados en esta memoria, y que se han derivado de la elección simultánea del tipo de tenencia (propiedad o alquiler) y, alternativamente: el tipo de edificio (unifamiliar o colectivo), el grado de densidad de población de la zona, o el tipo de urbanización en el que se encuentra ubicada la vivienda.

Para ello, basándonos en datos de corte transversal para el año 1999 procedentes de la Encuesta Continua de Presupuestos familiares, abordamos para todo el territorio español, excepto Ceuta y Melilla, el estudio de la forma de tenencia de vivienda, empleándose como modelo de elección discreta el logit multinomial mixto, novedoso en la

metodología econométrica, y que contempla entre sus variables explicativas, indicadores de sexo, estudios, estado civil y la edad del cabeza de familia, así como el número de miembros del hogar, variables ficticias que clasifican las comunidades autónomas según nivel de precios, un indicador de la posibilidad de ahorro del hogar, y finalmente incorpora una medida de la renta permanente imputada a los individuos y un índice de precios hedónicos por comunidades autónomas (a nivel regional). Este modelo econométrico nos permitirá contemplar cierta heterogeneidad no observada en el comportamiento de los individuos, así como superar los problemas derivados de la independencia de las alternativas irrelevantes y homoscedasticidad propios de los modelos logit multinomial y anidado.

Para estimar los distintos modelos de tenencia de vivienda utilizaremos el software Nlogit 3.0 (Greene (2002)).

En el primer apartado de esta sección se muestran los resultados de la estimación y las principales conclusiones que se han obtenido para el modelo de tenencia establecido en función al tipo de vivienda, detallándose en los dos siguientes los modelos que se derivan del estudio de la tenencia de vivienda según la densidad y el grado de urbanización de la zona en la que se ubica la vivienda, respectivamente.

3.1.a SEGÚN EL TIPO DE VIVIENDA

Este primer modelo de tenencia aborda un análisis conjunto del régimen de tenencia y el tipo de edificio, estableciéndose para ello cuatro tipos de tenencia de vivienda: propiedad unifamiliar, propiedad colectiva, alquiler unifamiliar, y, alquiler colectivo. Las alternativas consideradas en este análisis no han tenido en cuenta el tamaño del municipio, que es un determinante muy importante para explicar el tipo de edificio en el que viven las familias, ya que si admitimos que los individuos eligen simultáneamente el régimen de tenencia, el tipo de edificio y el municipio de residencia, estaríamos ante un modelo de elección discreta con 12 alternativas (bajo la desagregación del tamaño del municipio considerada en el apartado 4.1.g del capítulo 3), que de ser analizado como un modelo logit mixto elevaría enormemente la complejidad y los tiempos de computación necesarios para su estimación, pudiendo incluso hacerse ésta inviable para determinadas alternativas (en alquiler fundamentalmente) donde quedaría reducida excesivamente la muestra. En cambio, incluir el tamaño del municipio como variable explicativa del modelo, al igual que en Rodríguez y Barrios (2003), supone implícitamente

barajar la hipótesis de que los individuos deciden previamente el tamaño del municipio en el que quieren fijar su residencia y por tanto se entiende éste como una característica más de los mismos.

Ante la dificultad de considerar conjuntamente la variable tamaño del municipio en las alternativas de tenencia, en el apartado A) recogemos en primer lugar, la estimación de un modelo en el que se ha incluido la variable tamaño del municipio entre sus variables explicativas, asumiendo por tanto que los individuos eligen previamente el tamaño del municipio en el que desean residir antes de decidir sobre el tipo de tenencia de la vivienda habitual. Para analizar las implicaciones que para la estimación del modelo se puedan derivar de la inclusión o no de la variable tamaño del municipio como explicativa, se ha estimado un nuevo modelo excluyendo la variable tamaño del municipio, cuyos resultados se recogen y comentan en el apartado B).

A) MODELO QUE INCLUYE LA VARIABLE TAMAÑO DEL MUNICIPIO COMO EXPLICATIVA

En primer lugar, estimamos un modelo logit mixto en el que se ha considerado como aleatorios los coeficientes de la variable renta en la alternativa de propiedad unifamiliar, y de edad en las alternativas de propiedad colectiva y alquiler unifamiliar, siendo el resto de coeficientes constantes. Para estos tres coeficientes se especifica una distribución normal trivariante, admitiéndose la existencia de correlación entre ellos. La selección de los coeficientes aleatorios se ha realizado atendiendo a los resultados obtenidos con el test de especificación para el modelo logit mixto propuesto por McFadden y Train (2000), del que se concluye que la conducta observada de los individuos presenta heterogeneidad en cuanto a las variables renta permanente y edad, frente al resto de variables, principalmente en las alternativas mencionadas. Adviértase además que entre los factores explicativos incluidos, el precio es la única característica intrínseca de las alternativas que barajan los individuos y, consecuentemente, figura con el mismo coeficiente en la expresión de la utilidad derivada de cada una de ellas. Se ha probado incluir en el modelo de tenencia la componente de renta transitoria conjuntamente con la variable renta permanente, al igual que Goodman (2002), pero debido a su no significatividad ha sido finalmente excluida como variable explicativa.

Para llevar a cabo la estimación del modelo por el método de máxima verosimilitud simulada se emplean 200 replicaciones Halton para una muestra de 4471 observaciones (Muestra 1), tras comprobarse que a partir de esa cifra los resultados no eran sensibles

al número de replicaciones adoptado. En el cuadro 4.2 se detallan a modo comparativo los resultados de la estimación de los modelos logit multinomial y logit mixto que emplean la renta permanente (Y_P) como medida de renta (LnR), y el modelo logit mixto que resulta del uso de la variable renta corriente (Y_C) (el alquiler colectivo se toma como alternativa de referencia). En el cálculo de los errores estándar no se ha tenido en cuenta la introducción de variables explicativas predichas anteriormente (precios y renta permanente).

Los cuadros 4.3 y 4.4 incluyen la estimación obtenida de la matriz de Choleski³ para los parámetros considerados aleatorios en el modelo logit mixto con renta permanente y renta corriente. Los cuadros 4.5, 4.6 y 4.7 recogen los efectos marginales (calculados como promedio sobre el total de la muestra) de cada uno de los modelos.

Los resultados contenidos en el cuadro 4.2 muestran claramente que las varianzas de los parámetros aleatorios considerados en el modelo logit mixto (bajo Y_P e Y_C) son todas significativas, lo que indica que en realidad dichos parámetros no son fijos sino que varían entre los distintos individuos. En otras palabras, se evidencia que el peso que desempeñan las variables renta y edad en el modelo de elección de tenencia no es percibido de la misma manera por todos los individuos. En consecuencia, y a pesar de recoger 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.

Al mismo tiempo, la matriz de Choleski estimada denota la existencia de correlación entre los parámetros aleatorios considerados, al resultar ser significativos a un 95% de confianza la mayor parte de sus elementos, como se confirma al realizar el test de razón de verosimilitud entre el mismo modelo logit mixto con y sin correlación entre los parámetros aleatorios incluidos.

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.

CUADRO 4.2. Modelos logit multinomial y mixto de tenencia-tipo de edificación

Variables	Logit multinomial (Yp)		Logit mixto (Yp)		Logit mixto (Yc)	
	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t
Propiedad Unifamiliar (PU)						
Cte	-8.9638	-3.044	-15.761	-1.965	-14.144	-1.787
Nmiemb	0.1640	2.677	0.3141	1.959	0.3875	1.563
Edad	0.1174	3.997	0.3122	2.723	0.4392	2.178
Edad2	-0.0007	-2.675	-0.0016	-2.285	-0.0023	-2.059
Sexo	0.5498	2.538	1.1427	2.072	1.5763	1.773
Estud2	-0.2819	-1.671	-0.3742	-1.133	-0.3361	-0.793
Estud3	-0.7064	-3.039	-1.2071	-2.251	-1.2215	-1.672
Ccaa1	-2.0769	-11.763	-3.7629	-3.401	-4.8971	-2.324
Ccaa2	-0.9393	-5.722	-1.8046	-3.180	-2.2939	-2.302
Tmun1	-3.0231	-17.551	-5.7656	-3.118	-7.3073	-2.224
Tmun2	-1.4391	-7.090	-2.9928	-2.886	-3.7729	-2.132
Casado	0.1679	0.789	0.3865	0.873	0.4561	0.826
LnR: Media	0.5365	2.528	0.7196	1.412	0.4190	1.033
D.típica			0.3070	2.641	0.4206	2.018
Propiedad Colectiva (PC)						
Cte	-17.566	-6.842	-29.223	-3.345	-23.845	-2.319
Nmieb	-0.0370	-0.688	-0.0307	-0.336	-0.0571	-0.490
Edad: Media	0.0779	3.180	0.1980	2.567	0.3130	2.244
D.típica			0.0596	4.071	0.0820	3.744
Edad2	-0.0005	-2.375	-0.0010	-1.965	-0.0018	-2.142
Sexo	0.2076	1.203	0.5474	1.490	0.7779	1.470
Estud2	-0.1564	-1.082	-0.1327	-0.530	0.1176	0.387
Estud3	-0.5423	-2.821	-0.8613	-2.161	-0.4297	-1.046
Ccaa1	-0.8337	-5.264	-1.6649	-3.350	-2.2119	-2.391
Ccaa2	-0.6260	-4.181	-1.2509	-3.070	-1.5753	-2.315
Tmun1	-0.3496	-2.195	-1.2717	-2.754	-1.5841	-2.171
Tmun2	-0.0594	-0.303	-0.6205	-1.644	-0.7351	-1.447
Casado	0.6818	3.859	1.1810	2.930	1.4208	2.354
LnR	1.1987	6.479	1.8833	3.394	1.3689	2.331
Alquiler Unifamiliar (AU)						
Cte	6.3998	0.965	3.8899	0.303	-2.8140	-0.219
Nmieb	0.3248	2.610	0.5736	2.585	0.6837	1.720
Edad: Media	-0.0231	-0.383	0.1330	0.751	0.0941	0.405
D.típica			0.1106	2.787	0.1487	2.158
Edad2	0.0002	0.466	-0.0016	-1.004	-0.0015	-0.798
Sexo	-0.2056	-0.438	0.1416	0.195	0.2003	0.210
Estud2	-0.8317	-1.929	-0.9121	-1.518	-1.3385	-1.484
Estud3	0.0705	0.136	-0.2113	-0.254	-0.5681	-0.583
Ccaa1	-0.5703	-1.566	-1.8481	-1.770	-2.2440	-1.705
Ccaa2	-0.3549	-0.978	-1.0426	-1.422	-1.4738	-1.474
Tmun1	-2.1911	-6.154	-4.9871	-2.823	-6.0097	-2.211
Tmun2	-0.8183	-2.184	-2.2365	-2.219	-2.5674	-1.819
Casado	-0.0218	-0.045	-0.0776	-0.109	-0.1516	-0.160
LnR	-0.4892	-1.009	-0.4340	-0.510	0.1074	0.137
Precio	-0.3669	-2.838	-0.5346	-2.233	-0.8132	-1.876
Log-verosim: -3366.872		Log-verosim.: -3354.886		Log-verosim.: -3362.138		
Log-verosim.		Log-verosim.		Log-verosim.		
(sólo ctes): -4236.431		(sólo ctes): -4236.431		(sólo ctes): -4236.431		

CUADRO 4.3. Matriz de Choleski del modelo logit mixto de tenencia-tipo de edificación con renta permanente (Y_P)
(Errores estándar entre paréntesis)

	Coeficientes de:		
	LnR en PU	Edad en PC	Edad en AU
LnR en PU	0.3070 (0.1162)		
Edad en PC	0.0534 (0.0201)	0.0263 (0.0149)	
Edad en AU	0.1073 (0.0416)	-0.0056 (0.0262)	0.0266 (0.0366)

CUADRO 4.4. Matriz de Choleski del modelo logit mixto de tenencia-tipo de edificación con renta corriente (Y_C)
(Errores estándar entre paréntesis)

	Coeficientes de:		
	LnR en PU	Edad en PC	Edad en AU
LnR en PU	0.4206 (0.2084)		
Edad en PC	0.0726 (0.0343)	0.0381 (0.0235)	
Edad en AU	0.1331 (0.0631)	-0.0229 (0.0299)	0.0621 (0.0482)

CUADRO 4.5. Efectos marginales del modelo logit multinomial de tenencia-tipo de edificación con renta permanente (Y_P)

	Propiedad unifamiliar	Propiedad colectiva	Alquiler unifamiliar	Alquiler colectivo
LnR (Y_p)	-0.06417	0.16706	-0.01637	-0.08653
Nmiemb	0.02541	-0.02832	0.00354	-0.00062
Edad	0.00717	0.00113	-0.00135	-0.00695
Edad2	-0.00004	-0.00002	0	0.00005
Sexo	0.05249	-0.02386	-0.00657	-0.02205
Estud2	-0.01652	0.00872	-0.00813	0.01592
Estud3	-0.03418	-0.02027	0.00775	0.0467
Ccaa1	-0.1859	0.08931	0.00815	0.08845
Ccaa2	-0.05441	-0.00612	0.00404	0.05651
Tmun1	-0.36529	0.30212	-0.01076	0.07394
Tmun2	-0.18752	0.16265	-0.00297	0.02786
Casado	-0.05666	0.10949	-0.00541	-0.04742
Precio Compra Unif	-0.0506	0.04302	0.00178	0.00581
Precio Compra Colect.	0.04302	-0.06945	0.00233	0.0241
Precio Alquiler Unif.	0.00178	0.00233	-0.00462	0.00052
Precio Alquiler Colect.	0.00581	0.0241	0.00052	-0.03043

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

CUADRO 4.6. Efectos marginales del modelo logit mixto de tenencia-tipo de edificación con renta permanente (Y_p)

	Propiedad unifamiliar	Propiedad colectiva	Alquiler unifamiliar	Alquiler colectivo
LnR (Y_p)	-0.99606	2.35418	-0.25187	-1.10625
Nmiemb	0.08292	-0.0949	0.01313	-0.00115
Edad	0.51559	-0.1578	0.00084	-0.35865
Edad2	-0.18188	0.05464	-0.00726	0.13449
Sexo	0.04744	-0.02121	-0.00542	-0.02082
Estud2	-0.00463	0.00362	-0.00137	0.00238
Estud3	-0.00435	-0.00552	0.00134	0.00852
Ccaa1	-0.04629	0.00861	0.00239	0.03529
Ccaa2	-0.01888	-0.00276	0.00164	0.02
Tmun1	-0.12256	0.08273	-0.00589	0.04573
Tmun2	-0.04895	0.04225	-0.00083	0.00751
Casado	-0.04584	0.08511	-0.00519	-0.03407
Precio Compra Unif	-0.59428	0.52076	0.03846	0.03507
Precio Compra Colect.	0.52201	-0.82673	0.02731	0.27741
Precio Alquiler Unif.	0.03634	0.02595	-0.06412	0.00183
Precio Alquiler Colect.	0.03377	0.26902	0.00187	-0.30466

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

CUADRO 4.7. Efectos marginales del modelo logit mixto de tenencia-tipo de edificación con renta corriente (Y_c)

	Propiedad unifamiliar	Propiedad colectiva	Alquiler unifamiliar	Alquiler colectivo
LnR (Y_c)	-0.64585	1.37777	-0.10207	-0.62987
Nmiemb	0.08535	-0.09941	0.01271	0.00134
Edad	0.46913	0.00294	-0.03043	-0.44164
Edad2	-0.1501	-0.03761	0.00925	0.17846
Sexo	0.04924	-0.02071	-0.00534	-0.0232
Estud2	-0.00677	0.00985	-0.00197	-0.00113
Estud3	-0.00625	0.00252	0.00018	0.00357
Ccaa1	-0.04595	0.00692	0.00227	0.03677
Ccaa2	-0.01846	-0.00244	0.00097	0.01994
Tmun1	-0.12376	0.08513	-0.00566	0.0443
Tmun2	-0.04913	0.04303	-0.00093	0.00704
Casado	-0.04435	0.08287	-0.00548	-0.03305
Precio Compra Unif	-0.70226	0.62634	0.03717	0.03875
Precio Compra Colect.	0.62787	-1.00498	0.03786	0.33925
Precio Alquiler Unif.	0.03515	0.03597	-0.07313	0.00201
Precio Alquiler Colect.	0.03733	0.32892	0.00205	-0.3683

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

Si se analiza el valor del Log-verosimilitud de los distintos modelos estimados, se observa que el modelo logit mixto que emplea la renta permanente (Y_p) como medida

de renta, es el que presenta un mayor valor, lo que muestra su mayor capacidad explicativa. Por otra parte, el test de razón de verosimilitud entre el logit multinomial y el logit mixto con Y_P (al contemplar ambos las mismas variables) justifica el uso del modelo logit mixto frente al multinomial, al resultar ser rechazada la hipótesis que establece como nulas las varianzas de los parámetros aleatorios.

Las principales pautas de comportamiento que en los valores promedio de la muestra se desprenden del modelo logit mixto estimado con la variable renta permanente (Y_P), son los siguientes:

La renta permanente es el factor que en este modelo resulta ser significativamente más determinante en la elección de tenencia (principalmente sobre la propiedad), presentando incluso un efecto marginal notablemente superior al mostrado en el modelo con renta corriente. Respecto a su influencia sobre las distintas probabilidades, hay que decir que su signo y peso es el que cabría esperar en un principio (con la salvedad del exhibido en la propiedad unifamiliar), de modo que aumentos en la renta permanente suponen aumentos en la probabilidad de la propiedad colectiva y disminución en las probabilidades de alquiler. El impacto negativo que la variable renta permanente ejerce sobre la propiedad unifamiliar se debe con toda seguridad a la alta correlación positiva existente en la muestra de estudio entre las viviendas unifamiliares y las zonas rurales (más concretamente, el 58,46 % de las viviendas unifamiliares se encuentran ubicadas en zonas rurales, en donde los precios de las viviendas resultan ser inferiores). En consecuencia, para tener una idea más ajustada del impacto de la renta sobre la decisión de tenencia se hace necesario estudiar de forma simultánea el régimen de tenencia y la localización de la vivienda en el entorno urbano.

La edad del sustentador principal es la variable, conjuntamente con el precio y la renta permanente, que posee mayor influencia sobre las probabilidades de las distintas alternativas, siendo ésta positiva sobre las viviendas unifamiliares en régimen de propiedad o alquiler, de modo que los hogares donde el sustentador presenta una mayor edad son los que más optan por viviendas unifamiliares (principalmente en propiedad). El nivel de estudios no constituye una característica relevante en la conducta de los hogares a la hora de decidir el tipo de tenencia, si bien un mayor nivel de estudios (secundarios o universitarios) genera un impacto negativo sobre la probabilidad de la propiedad unifamiliar, lo cual puede seguramente ser matizado si se considera de forma

conjunta la variable estudios y renta, pudiéndose deducir en promedios que un incremento de ambas simultáneamente genera una mayor probabilidad de poseer la vivienda en propiedad.

En las comunidades con mayores precios en las viviendas, los individuos se decantan más por el alquiler colectivo y en menor medida por la propiedad colectiva, desincentivándose en este caso la propiedad unifamiliar (como era de esperar). También se observa de forma natural que aquellos individuos que han elegido un municipio de mayor tamaño para fijar su residencia optan en mayor medida por las viviendas colectivas (en alquiler y en propiedad).

En cuanto al sexo del sustentador principal, el hecho de ser mujer parece aumentar la probabilidad de optar por el régimen de alquiler y la propiedad colectiva. Por otra parte, el estado civil no resulta ser una variable muy relevante en la toma de decisiones. Cabe destacar la mayor preferencia que manifiesta el grupo de casados respecto a la propiedad colectiva. Al mismo tiempo, un mayor número de miembros del hogar da lugar a que los individuos se inclinen más por las viviendas unifamiliares (en propiedad y alquiler).

Finalmente, la variable precio además de resultar ser significativa en todos los modelos estimados, en el modelo logit mixto pasa a convertirse en el elemento más relevante (junto con la renta permanente y la edad) para explicar las decisiones sobre elección de tenencia (a diferencia del escaso efecto marginal que desempeña en el modelo multinomial). El comportamiento del signo de su impacto se ajusta a lo esperado, esto es, subidas en el precio hacen disminuir la probabilidad de elección de la alternativa que se encarece, provocando un aumento en el resto de las probabilidades. Se añade así evidencia empírica, al igual que ha sucedido en otras situaciones paralelas como la valoración del ahorro en el tiempo de viaje en modelos de transporte (Hensher (2001a), (2001b)), o el estudio desarrollado por Rodríguez y Barrios (2003) donde analizan la elección entre alquilar o adquirir una vivienda en el mercado libre o en el mercado de protección oficial en el ámbito canario, que apunta a que el modelo logit multinomial, al proponer un marco más restrictivo puede subestimar significativamente los efectos marginales en nuestro caso de las variables precio y renta, en comparación con el modelo logit mixto.

A nivel nacional, Colom y Cruz (1997) realizan mediante un logit anidado un estudio de la tenencia de vivienda según el tipo de edificio, empleando como fuente de datos la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990/91. Las conclusiones a las que llegan resultan muy similares a las obtenidas en este apartado.

B) MODELO SIN LA VARIABLE TAMAÑO DEL MUNICIPIO COMO EXPLICATIVA

Con objeto de poder analizar qué implicaciones tiene para la estimación del modelo anterior la inclusión o no de la variable tamaño del municipio como variable explicativa, a modo comparativo se ha intentado estimar nuevamente el modelo recogido en el apartado A) sin esta variable independiente, pero debido a la no convergencia de su algoritmo de optimización, hemos optado por estimar un nuevo modelo que excluye esta variable donde se han considerado como aleatorios los coeficientes de la variable renta y edad en las alternativas de propiedad unifamiliar y propiedad colectiva respectivamente, especificándose una distribución normal para ambos, mientras que el resto de los parámetros se han considerado constantes. Además, permitimos la existencia de correlación entre los factores aleatorios. Para la estimación se han empleado 250 replicaciones Halton, tras corroborar que para un número mayor de replicaciones los valores de los parámetros resultaban inalterados. La estimación y los efectos marginales para este nuevo modelo se recogen en los cuadros 4.8 y 4.9.

Un primer análisis comparativo de los resultados pone de manifiesto, que la inclusión del tamaño del municipio como variable independiente otorga al modelo una mayor capacidad explicativa, al presentar éste un mayor valor en el Log-verosimilitud. Esto puede deberse a la existencia de una alta correlación entre la elección del tamaño del municipio y la elección de la tenencia-tipo de edificación, por llevarse a cabo ambas decisiones conjuntamente.

En segundo lugar, los efectos estimados para las distintas variables en los valores promedio de la muestra en los dos modelos mixtos coinciden en signo, pero muestran diferencias importantes respecto al peso de su influencia sobre las distintas probabilidades de elección. En este caso, la no inclusión de la variable tamaño del municipio da lugar a que las distintas variables explicativas presenten mayores efectos marginales, principalmente en las alternativas de propiedad. Este hecho se hace aun más evidente en las variables que resultan ser más relevantes en este modelo: renta permanente, edad y en especial la variable precio.

**CUADRO 4.8. Modelos logit multinomial y mixto de tenencia-tipo de edificación
sin la variable explicativa de tamaño del municipio**

Variables	Logit multinomial		Logit mixto	
	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t
Propiedad Unifamiliar (PU)				
Cte	-6.1858	-2.239	-18.078	-2.405
Nmiemb	0.1543	2.664	0.1950	1.739
Edad	0.0727	2.677	0.2841	3.009
Edad2	-0.0004	-1.749	-0.0014	-2.367
Sexo	0.7937	3.953	1.4624	2.975
Estud2	-0.6892	-4.351	-0.9376	-2.839
Estud3	-1.1905	-5.440	-2.0298	-3.661
Ccaa1	-2.1633	-12.907	-3.6803	-4.716
Ccaa2	-1.0333	-6.687	-1.9153	-4.095
Casado	0.2476	1.248	0.6952	1.835
LnR: Media	0.3442	1.726	0.7859	1.753
(Y _p) D.típica			0.3131	3.423
Propiedad Colectiva (PC)				
Cte	-17.118	-6.763	-29.201	-3.803
Nmieb	-0.0387	-0.721	-0.0537	-0.595
Edad: Media	0.0706	2.923	0.1959	2.863
D.típica			0.0632	3.319
Edad2	-0.0004	-2.140	-0.0009	-1.986
Sexo	0.2389	1.403	0.7652	2.051
Estud2	-0.1862	-1.295	-0.3014	-1.231
Estud3	-0.5722	-3.002	-1.1292	-2.811
Ccaa1	-0.9239	-5.864	-2.1433	-4.289
Ccaa2	-0.6970	-4.694	-1.4505	-3.815
Casado	0.6956	3.955	1.2206	3.292
LnR (Y _p)	1.1711	6.403	1.8645	3.824
Alquiler Unifamiliar (AU)				
Cte	7.4757	1.134	7.1416	1.032
Nmieb	0.3241	2.633	0.3209	2.624
Edad	-0.0617	-1.031	-0.0645	-0.903
Edad2	0.0005	0.963	0.0005	0.873
Sexo	-0.0815	-0.173	-0.0084	-0.019
Estud2	-1.1369	-2.657	-1.0854	-2.459
Estud3	-0.2745	-0.534	-0.2085	-0.393
Ccaa1	-0.6585	-1.837	-0.6966	-1.794
Ccaa2	-0.5020	-1.398	-0.5761	-1.393
Casado	-0.0218	-0.045	-0.0776	-0.109
LnR (Y _p)	0.0560	0.117	-0.0104	-0.025
Precio	-0.4667	-3.771	-0.9589	-3.575
Log-verosim: -3841.820		Log-verosim.: -3829.088		
Log-verosim.		Log-verosim.		
(sólo ctes): -4236.431		(sólo ctes): -4236.431		

CUADRO 4.9. Efectos marginales del modelo logit mixto de tenencia-tipo de edificación sin la variable explicativa de tamaño del municipio

	Propiedad unifamiliar	Propiedad colectiva	Alquiler unifamiliar	Alquiler colectivo
LnR (Yp)	-1.7738	2.9829	-0.2234	-0.9856
Nmiemb	0.1065	-0.1162	0.0126	-0.0029
Edad	0.6296	-0.2345	-0.0877	-0.3073
Edad2	-0.2765	0.1252	0.0386	0.1126
Sexo	0.0873	-0.0555	-0.0041	-0.0277
Estud2	-0.0212	0.0168	-0.0019	0.0062
Estud3	-0.0136	0.0020	0.0007	0.0108
Ccaa1	-0.0551	0.0107	0.0011	0.0432
Ccaa2	-0.0263	0.0025	0.0005	0.0232
Casado	-0.0536	0.0930	-0.0049	-0.0344
Precio Compra Unif	-1.7433	1.6590	0.0136	0.0707
Precio Compra Colec.	1.6632	-2.1852	0.0575	0.4645
Precio Alquiler Unif.	0.0127	0.0541	-0.1415	0.0746
Precio Alquiler Colec.	0.0680	0.4503	0.0762	-0.5947

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

Si tenemos en cuenta que la decisión sobre el tipo de edificio está muy condicionada por el tamaño del municipio y la densidad de población de la zona en la que se desea residir, el hecho de asumir la hipótesis de que los individuos deciden previamente el tamaño del municipio en el que quieren fijar su residencia antes de decidir sobre el tipo de tenencia de la vivienda habitual, supone restringir o limitar el abanico de posibilidades de elección disponible, ya que incluso la propia demanda de servicios de vivienda dentro de un mismo tipo de edificio (unifamiliar o colectivo) varía enormemente según cuál sea la zona en la que se ubique (zonas rurales pequeñas, municipios medianos o grandes centros urbanos). En cambio, si un individuo no fija previamente la localización de la vivienda, puede optar a una mayor cantidad y variabilidad de tipos de viviendas, y en este sentido, el papel desempeñado por las distintas variables (principalmente la variable precio) puede resultar más relevante a la hora de decidir el tipo de tenencia de la vivienda habitual.

C) CONCLUSIONES

En este primer análisis de la forma de tenencia de la vivienda, las alternativas de elección de tenencia consideradas no han tenido en cuenta la elección simultánea del tamaño del municipio, que es un determinante muy importante a la hora de explicar el tipo de edificio en el que viven las familias, debido a las dificultades que entrañaría para

la estimación del modelo logit mixto, pudiendo incluso resultar ésta inviable. Es por ello por lo que se ha optado por incluir el tamaño del municipio como variable explicativa del modelo, lo que supone asumir la hipótesis de que los individuos deciden previamente el tamaño del municipio en el que quieren fijar su residencia y por tanto se entiende este como una característica más de los mismos.

Consecuentemente, bajo este supuesto, en este primer modelo de tenencia se ha pretendido analizar las variables fundamentales que intervienen en el proceso de elección entre distintas alternativas de tenencia de la vivienda habitual, establecidas en función al régimen de tenencia y al tipo de edificio. Para ello, como modelo de probabilidad múltiple se ha especificado un modelo logit mixto por tratarse de un modelo más general, que permite modelar situaciones que presentan correlación y/o heteroscedasticidad, posibilitando que los coeficientes de las variables observadas, en nuestro caso la renta y la edad de los individuos, puedan variar aleatoriamente sobre los individuos en vez de ser fijos como en el caso multinomial.

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

Además, se evidencia que precisamente las variables renta permanente y precio resultan ser las más relevantes a la hora de explicar la conducta de los hogares en la toma de decisiones sobre tenencia de vivienda. Por tanto, a pesar de la ausencia de información muestral sobre estas variables, se hace necesaria su inclusión, resultando una alternativa válida para ello el modelo de capital humano y el método de los precios hedónicos utilizados en este estudio.

La renta permanente resulta ser significativamente más determinante en la elección de tenencia que la renta corriente (como muestran los efectos marginales), además de otorgar una mayor capacidad explicativa al modelo mixto. Hay que destacar también el importante papel que la edad del sustentador principal desempeña en las probabilidades de las distintas alternativas, al configurarse (conjuntamente con la variable precio y renta permanente) como una de las variables más influyente en la elección del tipo de tenencia.

Con objeto de poder analizar qué implicaciones tiene para la estimación del modelo la inclusión o no de la variable tamaño del municipio como variable explicativa, hemos estimado un modelo logit mixto de elección de tenencia-tipo de edificio excluyendo esta variable. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que el empleo del tamaño del municipio como variable independiente otorga al modelo logit mixto una mayor capacidad explicativa, al presentar éste mayor valor en el Log-verosimilitud. No obstante, esta variable, de ser endógena, invalidaría el modelo estimado con su inclusión como variable explicativa.

Por otra parte, la no consideración de la variable tamaño del municipio genera un mayor efecto marginal en las distintas variables explicativas, principalmente en la variable precio. Planteada esta disyuntiva, se pone de manifiesto la necesidad de estudiar conjuntamente tenencia y ubicación espacial de la vivienda, lo cual llevamos a cabo en los siguientes epígrafes.

3.1.b SEGÚN LA DENSIDAD

En este apartado, desarrollamos un estudio de la tenencia de vivienda en donde se analiza de forma conjunta el régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y la localización de la vivienda en función al grado de densidad de población de la zona, estableciéndose para ello cuatro tipos de tenencia de vivienda: propiedad de una vivienda en zona densamente poblada, propiedad de una vivienda en una zona de densidad intermedia, propiedad de una vivienda en zona diseminada, y alquiler de una vivienda. Para esta última alternativa no se ha considerado la ubicación espacial debido al escaso tamaño de la muestra que presenta esta forma de tenencia.

A) MODELO ESTIMADO

Para este segundo modelo de tenencia se ha empleado un modelo logit mixto que establece como aleatorios los coeficientes de las variables renta en las alternativas de propiedad en zona densamente poblada y en zona de densidad intermedia, y de edad en las alternativas de propiedad en zona densamente poblada y en zona diseminada. Para estos cuatro coeficientes aleatorios, seleccionados en función a los resultados obtenidos con el test de especificación de McFadden y Train (2000), se ha especificado una distribución normal, mientras que el resto se han considerado constantes. Para la estimación

del modelo, se ha permitido la existencia de correlación entre dichos parámetros aleatorios.

La estimación del modelo se ha realizado para una muestra de 4471 observaciones (Muestra1), por el método de máxima verosimilitud simulada, empleándose para ello 300 replicaciones Halton, tras comprobarse que la estimación de los parámetros no resultaba modificada para un mayor número de replicaciones.

En el cuadro 4.10 se muestran a modo comparativo los resultados de la estimación del modelo logit multinomial y mixto (donde el alquiler se toma como alternativa de referencia) con la renta permanente (Y_P) como medida más adecuada de renta, como quedó constancia en el apartado anterior. Los cuadros 4.11, 4.12 y 4.13 recogen la estimación obtenida de la matriz de choleski y los efectos marginales (calculados como promedio sobre el total de la muestra) de ambos modelos, respectivamente.

De los resultados obtenidos en el cuadro 4.10, cabe destacar en primer lugar, la significatividad estadística que presenta la varianza de los parámetros considerados aleatorios, lo que evidencia su carácter aleatorio y no fijo, poniendo de manifiesto, por tanto, que nuevamente las variables renta y edad no desempeñan una misma influencia para todos los individuos. Por otra parte, se constata la existencia de correlación entre los parámetros considerados aleatorios, dada la significatividad estadística que muestran los elementos de la matriz de choleski, como se confirma mediante un test de razón de verosimilitud entre el mismo modelo logit mixto con y sin correlación entre los parámetros considerados aleatorios.

De la misma forma, se evidencia que el modelo logit mixto muestra mayor capacidad explicativa que el multinomial, al presentar mayor valor en el Log-verosimilitud. Además, queda justificado el uso del modelo logit mixto frente al multinomial si se realiza un test de razón de verosimilitud entre ambos (ya que contemplan las mismas variables) al resultar ser rechazada la hipótesis que establece como nulas las varianzas de los parámetros aleatorios.

CUADRO 4.10. Estimación de los modelos logit multinomial y mixto de tenencia-densidad de población

Variables	Logit multinomial		Logit mixto	
	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t
Propiedad en zona densamente poblada (PDP)				
Cte	-11.568	-4.299	-45.322	-2.006
Nmiemb	-0.0146	-0.280	-0.2333	-1.087
Edad: Media	0.1086	4.510	0.3909	2.021
D.típica			0.3190	2.694
Edad2	-0.0007	-3.421	-0.0020	-1.488
Sexo	0.2528	1.499	0.0459	0.069
Estud2	0.0500	0.354	1.1333	1.367
Estud3	-0.2188	-1.174	1.1944	0.973
Ccaa1	-0.1148	-0.812	3.0367	1.185
Ccaa2	-0.1770	-1.212	1.2157	0.968
Casado	0.6555	3.788	2.2864	2.136
Ahorro	0.7658	5.569	1.4458	2.589
LnR: Media	0.6075	3.064	2.0789	1.856
(Y _p) D.típica			1.2085	1.924
Propiedad en zona de densidad intermedia (PDI)				
Cte	-7.9928	-2.589	-17.253	-1.930
Nmiemb	0.1097	1.836	0.1685	1.660
Edad	0.0990	3.318	0.3109	2.408
Edad2	-0.0007	-2.812	-0.0021	-2.215
Sexo	0.4119	1.903	0.7648	1.802
Estud2	-0.2318	-1.417	-0.2395	-0.811
Estud3	-0.7273	-3.261	-1.0803	-2.136
Ccaa1	-2.0883	-12.65	-2.8363	-3.852
Ccaa2	-1.3978	-8.835	-1.8825	-3.526
Casado	0.4955	2.304	0.8030	1.935
Ahorro	0.7661	4.860	1.3173	3.008
LnR: Media	0.3841	1.688	0.6066	1.245
(Y _p) D.típica			0.1730	1.953
Propiedad en zona diseminada (PD)				
Cte	-4.1024	-1.402	-3.3250	-0.442
Nmiemb	0.0808	1.429	0.1157	1.126
Edad: Media	0.0699	2.621	0.0164	0.168
D.típica			0.0676	2.824
Edad2	-0.0004	-1.977	0.0007	0.850
Sexo	0.6619	3.363	1.2863	2.502
Estud2	-0.5494	-3.546	-0.8918	-2.386
Estud3	-1.2174	-5.658	-2.1449	-3.171
Ccaa1	-1.6151	-10.46	-2.9435	-3.859
Ccaa2	-0.7084	-4.776	-1.1892	-2.954
Casado	0.4050	2.094	0.8352	2.080
Ahorro	0.9537	6.377	1.6120	3.271
LnR (Y _p)	0.1669	0.774	0.0856	0.182
Precio	-0.0900	-2.057	-0.2279	-2.101
Log-verosim: -5107.604			Log-verosim.: -5088.989	
Log-verosim. (sólo ctes): -5588.004			Log-verosim. (sólo ctes): -5588.004	

CUADRO 4.11. Matriz de Choleski para el modelo logit mixto de tenencia-densidad de población
(Errores estándar entre paréntesis)

	LnR en PDP	LnR en PDI	Edad en PDP	Edad en PD
LnR en PDP	1.2085 (0.6279)			
LnR en PDI	-0.0750 (0.0582)	0.1559 (0.0932)		
Edad en PDP	-0.2997 (0.1424)	0.1021 (0.0475)	0.0389 (0.0398)	
Edad en PD	-0.0567 (0.0252)	0.0260 (0.0257)	0.0088 (0.0328)	0.0245 (0.0255)

CUADRO 4.12. Efectos marginales del logit multinomial de tenencia-densidad de población

	Propiedad Densam.P.	Propiedad Dens. Int.	Propiedad Diseminada	Alquiler
LnR (Yp)	0.0923	0.0015	-0.0513	-0.0426
Nmiemb	-0.0189	0.0116	0.0101	-0.0028
Edad	0.0104	0.0023	-0.0037	-0.0090
Edad2	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0001
Sexo	-0.0386	0.0049	0.0693	-0.0357
Estud2	0.0824	-0.0071	-0.0892	0.0139
Estud3	0.1237	-0.0218	-0.1537	0.0519
Ccaa1	0.2797	-0.1904	-0.1662	0.0770
Ccaa2	0.1273	-0.1391	-0.0363	0.0481
Ahorro	0.0222	0.0027	0.0507	-0.0757
Casado	0.0714	0.0013	-0.0202	-0.0525
Precio Compra PDP	-0.0201	0.0061	0.0091	0.0048
Precio Compra PDI	0.0061	-0.0120	0.0045	0.0014
Precio Compra PD	0.0091	0.0045	-0.0157	0.0021
Precio Alquiler	0.0048	0.0014	0.0021	-0.0084

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

CUADRO 4.13. Efectos marginales del logit mixto de tenencia-densidad de población

	Propiedad Densam.P.	Propiedad Dens. Int.	Propiedad Diseminada	Alquiler
LnR (Yp)	1.4102	-0.0944	-0.7357	-0.5801
Nmiemb	-0.0603	0.0491	0.0193	-0.0081
Edad	0.7078	0.8771	-1.1726	-0.4123
Edad2	-0.2726	-0.4690	0.5897	0.1519
Sexo	-0.0356	0.0061	0.0596	-0.0301
Estud2	0.0232	-0.0021	-0.0233	0.0022
Estud3	0.0190	-0.0064	-0.0186	0.0060
Ccaa1	0.0922	-0.0528	-0.0558	0.0165
Ccaa2	0.0442	-0.0409	-0.0193	0.0160
Ahorro	0.0042	-0.0001	0.0149	-0.0191
Casado	0.0697	-0.0193	-0.0114	-0.0390
Precio Compra PDP	-0.1615	0.0691	0.0597	0.0328
Precio Compra PDI	0.0687	-0.2510	0.1256	0.0567
Precio Compra PD	0.0587	0.1241	-0.2352	0.0524
Precio Alquiler	0.0311	0.0536	0.0499	-0.1346

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

De los efectos marginales del modelo logit mixto podemos extraer las siguientes conclusiones:

Al igual que sucede en el estudio de tenencia-tipo de edificación realizado en el apartado anterior, las variables renta permanente, edad y precio se convierten en los factores que mayor influencia desempeñan sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas de tenencia. Respecto al signo de su influencia, la renta permanente muestra un signo positivo en la alternativa de propiedad en zona densamente poblada y negativo para las restantes, de modo que incrementos en la renta permanente aumentan la probabilidad de optar por la propiedad de una vivienda en las zonas más densamente pobladas, provocando una disminución en las probabilidades del alquiler, y de la propiedad en las zonas de menor densidad de población. Los hogares donde el sustentador presenta una mayor edad son los que más optan a la propiedad de una vivienda ubicada en zonas de densidad de población media o alta, desincentivándose el alquiler y la propiedad en zonas diseminadas. Por último, el comportamiento del signo de la variable precio se ajusta a lo esperado, de modo que un incremento en el precio hace disminuir la probabilidad de elección de la alternativa que se encarece.

Es de destacar como el modelo multinomial subestima los efectos marginales de las variables que resultan más relevantes en el modelo logit mixto a la hora de explicar las decisiones sobre elección de tenencia-densidad de población (renta permanente, edad y precio), del mismo modo que ocurre en el estudio de la tenencia según el tipo de vivienda.

Del resto de las variables, cabe señalar el papel poco relevante que la variable estudios desempeña en este modelo a la hora de decidir el tipo de tenencia de vivienda, generando un mayor nivel de estudios (secundario o universitarios) un impacto positivo sobre la probabilidad de optar a la propiedad de una vivienda en las zonas más densamente pobladas, y un impacto negativo sobre el resto de las alternativas de propiedad.

Los hogares cuyo sustentador principal es una mujer, muestran una mayor probabilidad de optar por el régimen de alquiler y la propiedad en las zonas más densamente pobladas. Por otra parte, un mayor número de miembros en el hogar da lugar a que los individuos se inclinen más por las viviendas en propiedad ubicadas en zonas diseminadas o de densidad intermedia. En lo referente al estado civil, el grupo de casados muestran una mayor preferencia por la propiedad de una vivienda en los lugares con mayor concentración de población.

La importancia que la variable ahorro desempeña sobre las distintas probabilidades de elección resulta difícil de analizar, dado que su incidencia también viene recogida indirectamente a través de la variable renta permanente (véase el apartado 4.1.b del capítulo 3). Sin embargo, según se desprende del efecto marginal del modelo logit mixto, es en las alternativas del alquiler y la propiedad en las zonas diseminadas donde parece presentar un mayor impacto, mostrando un signo negativo respecto a la primera y positivo para la segunda.

Finalmente, en las comunidades con mayores precios en las viviendas, los individuos se decantan más por el alquiler y la propiedad en las zonas de mayor densidad de población. Este signo positivo mostrado respecto a la propiedad en las zonas densamente pobladas resulta, en principio, contrario a lo esperado. Este hecho puede deberse al carácter general con el que se han definido las variables de densidad de población, ya que éstas expresan el conjunto de municipios contiguos que poseen una determinada población (véase apartado 4.1.a del capítulo 3), no permitiendo captar, por tanto, las diferencias importantes de precios que pueden existir entre los distintos municipios o

intramunicipios. En este sentido, para llevar a cabo un estudio de la tenencia de vivienda en el que se considere la ubicación de la misma, parece necesario mejorar las variables de localización utilizadas, de tal manera que se posibilite recoger un mayor grado de desagregación territorial, facilitándose con ello captar mejor las importantes diferencias de precios que pueden existir incluso dentro de un mismo municipio.

B) CONCLUSIONES

En este segundo modelo de elección, hemos desarrollado un estudio de la tenencia de vivienda en donde se analiza de forma conjunta el régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y la localización de la vivienda en función al grado de densidad de población de la zona, estableciéndose para ello cuatro tipos de tenencia de vivienda: propiedad de una vivienda en zona densamente poblada, propiedad en zona de densidad intermedia, propiedad en zona diseminada y alquiler de una vivienda. Para determinar las variables que mayor influencia desempeñan en los individuos a la hora de decidir entre las distintas alternativas de tenencia de la vivienda habitual, se ha especificado como modelo econométrico un modelo logit mixto, que nos va a permitir constatar el comportamiento heterogéneo de los individuos respecto a las variables renta y edad, a través del carácter aleatorio de los coeficientes que presentan estas dos variables. Este carácter aleatorio se evidencia a través de la significatividad que presentan las varianzas de los cuatro parámetros aleatorios incluidos. Por otra parte, la significatividad estadística que muestran los elementos de la matriz de choleski, corrobora la existencia de correlación entre los coeficientes aleatorios.

El modelo logit mixto muestra nuevamente mayor capacidad explicativa que el modelo multinomial, al presentar mayor valor en el Log-verosimilitud. De igual modo, queda justificado su uso frente al logit multinomial si se realiza un test de razón de verosimilitud entre ambos.

En este estudio, las variables renta permanente, edad y precio se convierten en las variables que mayor influencia desempeñan sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas de tenencia, convirtiéndose por tanto, en los factores más relevantes en el modelo logit mixto para explicar las decisiones sobre elección de tenencia, al igual que sucede en el estudio de la tenencia según el tipo de vivienda.

El abordar un estudio de la localización de la vivienda según la densidad de población de la zona presenta importantes limitaciones, debido a que la definición de las variables de densidad que manejamos no permite captar las diferencias importantes de precios que pueden existir dentro de una misma alternativa. En este sentido, para llevar a cabo un estudio de la tenencia de vivienda en el que se considere la ubicación de la misma, se hace necesario trabajar con variables de localización que permitan recoger un mayor grado de desagregación territorial, permitiendo con ello captar las importantes diferencias de precios que puedan existir dentro de un mismo municipio. Por ello, en el apartado siguiente se realiza un estudio de la tenencia de vivienda en función al grado de urbanización de la zona en el que se encuentra ubicada la vivienda.

3.1.c SEGÚN EL GRADO DE URBANIZACIÓN

Para afrontar las limitaciones vistas en los modelos de tenencia estimados anteriormente, definiremos ahora las alternativas a las que se enfrentan los individuos según el tipo de tenencia (propiedad o alquiler) conjuntamente con la decisión de localización definida en términos del tipo de urbanización en el que se encuentra ubicada la vivienda. Así, definimos cuatro formas de tenencia-localización de la vivienda: propiedad de una vivienda en zona urbana alta, en una zona urbana media-inferior, o en zona rural, y por otra parte, alquiler.

Además, para este estudio, se ha incluido como variable alternativa al índice de precios hedónicos, un índice del coste de uso del capital residencial construido a partir de los datos microeconómicos contenidos en la ECPF. La posibilidad de poder estimar modelos que utilicen el precio o el coste de uso como variable indicadora del coste de la vivienda, nos va a permitir comparar qué componente es el que desempeña una mayor influencia sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas de tenencia.

Para el cálculo de la variable coste de uso se han excluido las observaciones pertenecientes a la comunidad autónoma de Navarra y el País Vasco, por no disponer de los tipos medios aplicables por tramos de renta en el IRPF para el ejercicio 1999. Por este motivo, en el apartado A) recogemos en primer lugar el modelo logit mixto que incluye la variable precio, y que ha sido estimado para el total de la muestra (4460 observaciones. Muestra 2), mientras que en el apartado B) se presenta a modo comparativo los valores obtenidos para los modelos logit mixtos estimados tanto con la variable precio,

como con el indicador de coste de uso, en la muestra que resulta tras eliminar las observaciones de la comunidad de Navarra y el País Vasco (4050 observaciones. Muestra 3).

Para este estudio, los resultados obtenidos por el test de especificación de McFadden y Train (2000), parecen indicar también la existencia de una cierta heterogeneidad inobservada en el comportamiento de los individuos respecto a la variable edad en las alternativas de propiedad en zona urbana alta y en zona rural, y la variable renta permanente en la alternativa de propiedad en zona urbana media-inferior. Por esta razón, estos tres coeficientes han sido considerados como aleatorios en la estimación de los distintos modelos logit mixtos, especificándose para estos parámetros una distribución normal trivariante con correlación entre ellos.

A) MODELO CON ÍNDICE DE PRECIOS HEDÓNICOS DE LA VIVIENDA

En el cuadro 4.14 se muestran las estimaciones obtenidas por el modelo logit mixto y multinomial para el total de la muestra 2, recogiendo la matriz de choleski estimada y sus respectivos efectos marginales en los cuadros 4.15, 4.16, y 4.17.

En este estudio de tenencia-grado de urbanización nuevamente se constata la existencia de cierto comportamiento heterogéneo en los individuos respecto a las variables edad y renta, al resultar significativas las varianzas de los parámetros considerados aleatorios en el modelo.

Por otra parte, se manifiesta la existencia de una correlación significativa entre los coeficientes aleatorios, dada la significatividad estadística que muestran gran parte de los elementos de la matriz de choleski (cuadro 4.15). Esta correlación se evidencia igualmente, si se estima el modelo sin correlación entre los parámetros aleatorios, y se compara con el mismo modelo logit mixto con correlación mediante un test de razón de verosimilitud.

CUADRO 4.14. Estimación de los modelos logit multinomial y mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización

Variables	Logit multinomial		Logit mixto	
	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t
Propiedad en zona Urbana Alta (PU1)				
Cte	-25.362	-6.255	-36.522	-5.163
Nmiemb	0.0467	0.604	0.0595	0.559
Edad: Media	0.0849	2.221	0.2434	2.962
D.típica			0.0565	3.451
Edad2	-0.0002	-0.706	-0.0013	-1.933
Sexo	-0.0908	-0.330	0.4112	0.970
Estud2	1.3527	5.668	1.5012	4.645
Estud3	1.8487	6.640	1.5130	3.365
Ccaa1	-1.3120	-6.017	-2.2423	-5.366
Ccaa2	-1.3374	-6.463	-2.0152	-5.850
Casado	0.8179	2.811	1.2650	3.053
Ahorro	0.9603	5.113	1.4656	4.452
LnR (Y _p)	1.3823	4.644	1.9573	4.093
Propiedad zona urbana Media-Inferior (PU2)				
Cte	-8.6767	-3.302	-19.369	-3.214
Nmiemb	0.0030	0.057	0.0239	0.266
Edad	0.1035	4.435	0.2300	3.714
Edad2	-0.0007	-3.548	-0.0015	-3.081
Sexo	0.2465	1.491	0.7489	2.006
Estud2	-0.0876	-0.633	-0.0096	-0.039
Estud3	-0.6370	-3.456	-1.1366	-2.641
Ccaa1	-1.0087	-6.572	-1.8789	-5.009
Ccaa2	-0.8716	-6.291	-1.5578	-4.728
Casado	0.6423	3.797	1.1331	3.320
Ahorro	0.7993	5.930	1.3491	4.220
LnR: Media	0.5083	2.624	1.0953	2.663
(Y _p) D.típica			0.2369	4.275
Propiedad en zona Rural (PU3)				
Cte	0.5004	0.161	-9.9321	-1.652
Nmiemb	0.0896	1.509	0.1058	1.171
Edad: Media	0.0797	2.784	0.2376	3.379
D.típica			0.0552	3.694
Edad2	-0.0006	-2.355	-0.0017	-2.891
Sexo	1.1510	5.208	1.7366	4.331
Estud2	-0.7387	-4.463	-0.6905	-2.790
Estud3	-1.3388	-5.650	-1.7510	-4.355
Ccaa1	-1.9421	-10.50	-2.8002	-7.090
Ccaa2	-0.2562	-1.670	-0.8902	-2.862
Casado	0.2553	1.244	0.7096	2.143
Ahorro	0.8862	5.634	1.4041	4.457
LnR (Y _p)	-0.1927	-0.842	0.3251	0.808
Precio	-0.5715	-4.078	-1.0487	-4.684
Log-verosim: -4067.134		Log-verosim.: -4062.500		
Log-verosim. (sólo ctes): -4610.912		Log-verosim. (sólo ctes): -4610.912		

CUADRO 4.15. Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización
(Errores estándar entre paréntesis)

	LnR en PU2	Edad en PU3	Edad en PU1
LnR en PU2	0.2369 (0.0554)		
Edad en PU3	-0.0552 (0.0149)	0.0006 (0.0531)	
Edad en PU1	-0.0564 (0.0153)	0.0024 (0.0602)	0.0003 (0.0793)

CUADRO 4.16. Efectos marginales del logit multinomial para la elección de tenencia-grado de urbanización

	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. M-I	Propiedad Rural	Alquiler
LnR (Y_p)	0.0596	0.0719	-0.0906	-0.0409
Nmiemb	0.0020	-0.0111	0.0113	-0.0021
Edad	-0.0002	0.0105	-0.0012	-0.0091
Edad2	0.0000	-0.0001	0.0000	0.0001
Sexo	-0.0245	-0.0661	0.1270	-0.0365
Estud2	0.0882	0.0007	-0.0985	0.0096
Estud3	0.1458	-0.0777	-0.1224	0.0543
Ccaa1	-0.0180	0.0455	-0.1397	0.1122
Ccaa2	-0.0376	-0.1055	0.0698	0.0733
Ahorro	0.0143	0.0381	0.0245	-0.0769
Casado	0.0175	0.0780	-0.0414	-0.0541
Precio Compra Urb. Alta	-0.0334	0.0253	0.0041	0.0040
Precio Compra Urb. M-I.	0.0253	-0.1262	0.0618	0.0391
Precio Compra Rural	0.0041	0.0618	-0.0760	0.0101
Precio Alquiler	0.0040	0.0391	0.0101	-0.0531

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

CUADRO 4.17. Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización

	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. M-I	Propiedad Rural	Alquiler
LnR (Y_p)	0.8959	1.0447	-1.3291	-0.6114
Nmiemb	0.0046	-0.0298	0.0329	-0.0077
Edad	0.0972	0.2386	0.1987	-0.5345
Edad2	0.0177	-0.1094	-0.1292	0.2209
Sexo	-0.0206	-0.0630	0.1214	-0.0378
Estud2	0.0309	-0.0060	-0.0254	0.0005
Estud3	0.0703	-0.0560	-0.0173	0.0029
Ccaa1	-0.0121	-0.0044	-0.0245	0.0410
Ccaa2	-0.0114	-0.0388	0.0275	0.0226
Ahorro	0.0072	0.0047	0.0069	-0.0187
Casado	0.0143	0.0541	-0.0333	-0.0351
Precio Compra Urb. Alta	-0.7859	0.5812	0.1254	0.0793
Precio Compra Urb. M-I.	0.5727	-2.3982	1.4047	0.4208
Precio Compra Rural	0.1230	1.3998	-1.7009	0.1781
Precio Alquiler	0.0761	0.4073	0.1713	-0.6546

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

Los efectos marginales que en los valores promedio de la muestra se desprenden del modelo logit mixto, son los siguientes:

Del mismo modo que en los dos estudios de tenencia anteriores (tenencia-tipo de edificación y tenencia-densidad de población), la componente precio destaca por ser una de las variables que mayor influencia muestra sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas. El signo de su influencia indica que un aumento en el precio de cualquier alternativa reduce su probabilidad de elección e incrementa la del resto de alternativas.

Una vez más, la renta permanente es la que resulta ser significativamente más determinante en la elección de tenencia, mostrando un signo positivo respecto a la propiedad en zona urbana y negativo para las restantes. Por tanto, un incremento en la renta permanente aumenta la probabilidad de optar por la propiedad de una vivienda en las zonas urbanas, provocando una disminución en las probabilidades del alquiler, y de la propiedad en las zonas rurales.

La capacidad de ahorro parece desempeñar principalmente un impacto negativo sobre la alternativa del alquiler y un efecto positivo sobre la propiedad en zona urbana alta.

Respecto a las variables que recogen las características del sustentador principal, la edad es la que mayor influencia presenta a la hora de decidir el tipo de tenencia. 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 del alquiler.

Los hogares cuyo sustentador principal es una mujer, muestran una mayor preferencia por el régimen de alquiler y la propiedad en núcleos urbanos, mientras que un mayor número de miembros del hogar genera un impacto positivo sobre la probabilidad de adquirir una vivienda en propiedad en una zona rural. En cambio, un mayor nivel de estudios por parte del sustentador provoca una mayor tendencia por el alquiler o la propiedad de una vivienda en una zona urbana alta. En lo referente al estado civil, los casados se inclinan más por la propiedad de una vivienda en un ámbito urbano.

Por último, en las comunidades donde los precios de la vivienda resultan ser superiores a la media nacional, los individuos descartan la propiedad de una vivienda en una zona urbana, inclinándose más por el alquiler y en menor medida, por la propiedad en zonas rurales.

Al igual que ocurre en los dos estudios de tenencia anteriores, los efectos marginales obtenidos para las variables renta, precio y edad (variables que se destacan como las más relevantes a la hora de explicar las decisiones de tenencia) por el modelo multinomial resultan ser notablemente inferiores a los correspondientes al modelo logit mixto.

B) MODELOS CON UN INDICADOR DEL COSTE DE USO DE LA VIVIENDA

Para la muestra que excluye Navarra y País Vasco, se han estimado a modo comparativo tres modelos logit mixtos que difieren por emplear una distinta medida del coste de la vivienda: precio, coste de uso⁴ “tradicional” (Cu) y éste dividido por la renta per-

⁴ El coste de uso introducido como variable explicativa en este modelo, ha sido dividido por 100000.

manente (Cu/Yp^5) 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 cuadro 4.18 se detalla para las distintas alternativas consideradas, los resultados de la estimación de estos tres modelos (el alquiler se toma como alternativa de referencia). Los cuadros 4.19, 4.20 y 4.21 incluyen la estimación obtenida de la matriz de Choleski para los parámetros considerados aleatorios en los tres modelos, recogiendo en los cuadros 4.22, 4.23 y 4.24 sus efectos marginales respectivos (calculados como promedio sobre el total de la muestra).

Según los resultados contenidos en el cuadro 4.18, no se observan diferencias importantes respecto a la capacidad explicativa de los distintos modelos (si comparamos los log-verosimilitud). Por otra parte, se constata el comportamiento aleatorio de los coeficientes de la variable renta y edad (al mostrar estos parámetros varianzas significativas), así como la existencia de correlación entre ellos (según se desprende de la estimación de la matriz de choleski, cuadros 4.19, 4.20 y 4.21, corroborada con los correspondientes tests de razón de verosimilitud entre cada uno de estos modelos logit mixtos con y sin correlación entre los parámetros aleatorios).

⁵ Dado que la renta permanente se obtiene mediante el antilogaritmo del valor estimado a través de una regresión logarítmica (apartado 4.1.b del capítulo 3), emplearemos el factor de corrección de Duan (1983) para evitar el sesgo de retransformación.

CUADRO 4.18. Estimación de los distintos modelos logit mixtos para la elección de tenencia-grado de urbanización

Variables	Logit mixto (Precio)		Logit mixto (Cu)		Logit mixto (Cu/Y _p)	
	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t
Propiedad en zona Urbana Alta (PU1)						
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
LnR (Y _p)	1.7642	3.525	1.8597	3.372	1.9539	3.304
Propiedad en zona urbana Media-Inferior (PU2)						
Cte	-18.460	-2.916	-21.331	-2.919	-25.162	-3.176
Nmieb	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
LnR: Media	1.0329	2.390	1.1348	2.280	1.3477	2.467
(Y _p) D.típica	0.2463	3.986	0.2962	4.298	0.3504	4.884
Propiedad en zona Rural (PU3)						
Cte	-8.5403	-1.360	-12.264	-1.699	-16.424	-2.082
Nmieb	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
LnR (Y _p)	0.1893	0.451	0.3303	0.685	0.5358	1.010
Precio o Cuso	-0.7766	-3.349	-0.0948	-2.822	-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	

CUADRO 4.19. Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con índice de precios hedónicos de la vivienda
(Errores estándar entre paréntesis)

	Edad en PU1	LnR en PU2	Edad en PU3
Edad en PU1	0.0589 (0.0155)		
LnR en PU2	-0.2463 (0.0620)	0.0033 (0.2590)	
Edad en PU3	-0.0562 (0.0157)	-0.0009 (0.0825)	0.0005 (0.0743)

CUADRO 4.20. Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con un indicador de coste de uso de la vivienda (Cu)
(Errores estándar entre paréntesis)

	Edad en PU1	Edad en PU3	LnR en PU2
Edad en PU1	0.0719 (0.0173)		
Edad en PU3	0.0727 (0.0176)	0.0006 (0.0792)	
LnR en PU2	0.2959 (0.0692)	0.0029 (0.2587)	0.0133 (0.1466)

CUADRO 4.21. Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con la variable coste de uso especificada como Cu/Y_p
(Errores estándar entre paréntesis)

	Edad en PU1	LnR en PU2	Edad en PU3
Edad en PU1	0.0853 (0.0182)		
LnR en PU2	0.3504 (0.0717)	0.0007 (0.2685)	
Edad en PU3	0.0861 (0.0183)	-0.0007 (0.0809)	0.00002 (0.0771)

CUADRO 4.22. Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con índice de precios hedónicos de la vivienda

	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. M-I	Propiedad Rural	Alquiler
LnR (Y _p)	0.7756	1.2157	-1.4368	-0.5545
Nmiemb	0.0117	-0.0316	0.0267	-0.0068
Edad	0.1308	0.1354	0.2715	-0.5378
Edad2	0.0023	-0.0600	-0.1622	0.2200
Sexo	-0.0231	-0.0723	0.1347	-0.0395
Estud2	0.0321	-0.0047	-0.0251	-0.0022
Estud3	0.0744	-0.0600	-0.0176	0.0032
Ccaa1	-0.0075	-0.0171	-0.0191	0.0437
Ccaa2	-0.0120	-0.0437	0.0318	0.0238
Ahorro	0.0111	-0.0009	0.0101	-0.0203
Casado	0.0101	0.0508	-0.0233	-0.0376
Precio Compra Urb.Alta	-0.5723	0.4201	0.0902	0.0621
Precio Compra Urb.M-I.	0.4135	-1.7624	1.0348	0.3141
Precio Compra Rural	0.0883	1.0311	-1.2520	0.1326
Precio Alquiler	0.0592	0.3032	0.1271	-0.4896

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

CUADRO 4.23. Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con un indicador de coste de uso de la vivienda (Cu)

	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. M-I	Propiedad Rural	Alquiler
LnR (Y _p)	0.7682	1.1346	-1.3672	-0.5356
Nmiemb	0.0126	-0.0288	0.0263	-0.0102
Edad	0.1601	0.0390	0.3603	-0.5594
Edad2	-0.0122	-0.0108	-0.2069	0.2300
Sexo	-0.0238	-0.0746	0.1376	-0.0392
Estud2	0.0320	-0.0038	-0.0255	-0.0027
Estud3	0.0737	-0.0587	-0.0180	0.0030
Ccaa1	-0.0056	-0.0171	-0.0186	0.0413
Ccaa2	-0.0126	-0.0449	0.0331	0.0243
Ahorro	0.0119	-0.0007	0.0093	-0.0206
Casado	0.0104	0.0495	-0.0228	-0.0371
Cuso Compra Urb.Alta*	-0.0256	0.0189	0.0040	0.0027
Cuso Compra Urb.M-I.*	0.0145	-0.0584	0.0337	0.0101
Cuso Compra Rural*	0.0030	0.0323	-0.0386	0.0033
Cuso Alquiler*	0.0025	0.0120	0.0037	-0.0182

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

* Se consideran divididas por 100000.

CUADRO 4.24. Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización, con la variable coste de uso especificada como Cu/Y_p

	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. M-I	Propiedad Rural	Alquiler
LnR (Y_p)	0.6833	1.1972	-1.3236	-0.5568
Nmiemb	0.0119	-0.0293	0.0279	-0.0104
Edad	0.2069	-0.0951	0.4563	-0.5681
Edad2	-0.0363	0.0574	-0.2555	0.2344
Sexo	-0.0235	-0.0722	0.1364	-0.0407
Estud2	0.0318	-0.0031	-0.0256	-0.0032
Estud3	0.0725	-0.0575	-0.0184	0.0035
Ccaa1	-0.0061	-0.0179	-0.0186	0.0426
Ccaa2	-0.0129	-0.0442	0.0321	0.0251
Ahorro	0.0119	-0.0013	0.0096	-0.0203
Casado	0.0104	0.0481	-0.0219	-0.0366
Cuso Compra Urb.A./ Y_p	-0.0258	0.0185	0.0050	0.0023
Cuso Compra Urb.M-I/ Y_p	0.0142	-0.0804	0.0523	0.0139
Cuso Compra Rural/ Y_p	0.0037	0.0502	-0.0584	0.0045
Cuso Alquiler/ Y_p	0.0022	0.0159	0.0048	-0.0230

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

Los efectos marginales obtenidos para el conjunto de estos modelos muestran prácticamente idénticos resultados que el modelo logit mixto con índice de precios hedónicos estimado en el apartado A), pudiéndose destacar como principal diferencia la siguiente:

Las variables económicas precio y coste de uso como medidas del coste de una vivienda, resultan ser estadísticamente significativas en los respectivos modelos, si bien muestran diferencias importantes respecto al peso de su influencia sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas. Mientras que la variable precio pasa a convertirse en el elemento más relevante (junto con la renta permanente) para explicar las decisiones sobre elección de tenencia, las distintas especificaciones del coste de uso consideradas apenas desempeñan influencia (según se desprende de los efectos marginales). Por tanto, el reducido efecto o peso que en este estudio desempeña la variable coste de uso, imposibilita el realizar una simulación de medidas fiscales a través de sus componentes. Este papel poco determinante sobre la elección de tenencia puede deberse a una mala especificación de la variable, o a las limitaciones que presenta el uso de datos de corte transversal, al no permitir contemplar la evolución de variables claves como por ejemplo el tipo de interés, o la creación de expectativas de precios basadas en modelos autorregresivos. Por ello, para obtener una mejor especificación de la variable coste

de uso se hace necesario disponer de bases de datos con mayor riqueza informativa a este respecto.

De cualquier forma, el comportamiento del signo de ambas variables se ajusta a lo esperado, esto es, subidas en precio o coste de uso hacen disminuir la probabilidad de elección de la alternativa que se encarece, provocando un aumento en el resto de las probabilidades.

Para intentar solventar los defectos mostrados por los modelos estimados con un indicador “tradicional” de coste de uso, hemos desarrollado una nueva especificación para el coste de uso anual del capital residencial (recogida en el apartado 4.1.d del capítulo 3) que se basa en la comparación del alquiler imputado por el propietario de su vivienda (A) con el alquiler contratado de mercado, obteniéndose la siguiente expresión:

$$C_{uso} = I_{m_{cuso}} + TCFP + GANA$$

con $I_{m_{cuso}} = A + IRPF_p$, $TCFP = \frac{\tau_{IRPF}}{1 - \tau_{IRPF}} CFP$, y $GANA = q \cdot p_v$, donde $IRPF_p$ repre-

senta la deducción por vivienda habitual recogida en la regulación vigente en 1999 para el IRPF, τ_{IRPF} es el tipo marginal de IRPF aplicado al individuo, CFP el coste de oportunidad de los fondos propios invertidos en la vivienda, q representa la tasa de incremento en los precios de la vivienda y p_v el precio estimado para la vivienda estándar en cada una de las alternativas de tenencia consideradas.

Las estimaciones obtenidas por el modelo logit mixto y multinomial para esta nueva especificación del coste de uso se muestran en el cuadro 4.25, recogiendo en los cuadros 4.26 y 4.27 la estimación de la matriz de choleski y los efectos marginales del modelo logit mixto, respectivamente.

En este caso, se han considerado como aleatorios los mismos coeficientes empleados en los modelos anteriores, eliminándose también las observaciones correspondientes a la comunidad de Navarra y País Vasco por falta de datos (muestra 3).

CUADRO 4.25. Estimación de los modelos logit multinomial y mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso

Logit multinomial			Logit mixto	
Variables	Coefic.	Estad.t	Coefic.	Estad.t
Propiedad en zona Urbana Alta (PU1)				
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
LnR (Y _p)	0.8467	2.561	0.6665	0.897
Propiedad en zona urbana Med.-Inf. (PU2)				
Cte	-4.4096	-1.481	-14.113	-1.435
Nmieb	-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
LnR: Media	0.1671	0.764	0.3508	0.498
(Y _p) D.típica			0.5027	6.342
Propiedad en zona Rural (PU3)				
Cte	4.8218	1.405	-6.8546	-0.719
Nmieb	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
LnR (Y _p)	-0.5688	-2.253	-0.4575	-0.678
Imcuso	-0.000002	-3.566	-0.000009	-6.689
Gana	0.000005	2.242	0.00003	4.434
Tcfp	0.000029	3.068	0.00015	6.106
Log-verosim: -3702.696			Log-verosim.: -3676.776	
Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848			Log-verosim. (sólo ctes): -4255.848	

CUADRO 4.26. Matriz de Choleski del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso
(Errores estándar entre paréntesis)

	Edad en PU1	Edad en PU3	LnR en PU2
Edad en PU1	0.1181 (0.0193)		
Edad en PU3	0.1219 (0.0195)	0.0005 (0.0868)	
LnR en PU2	0.5026 (0.0788)	0.0051 (0.2853)	0.00016 (0.2268)

CUADRO 4.27. Efectos marginales del logit mixto para la elección de tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso

	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. M-I	Propiedad Rural	Alquiler
LnR (Y_p)	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 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

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

Los resultados obtenidos corroboran 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.

Si comparamos estos resultados con los obtenidos para la especificación “tradicional” del coste de uso, podemos observar como las diferentes componentes de esta nueva formulación⁶ (Imcuso, Gana y TCFP) además de resultar ser estadísticamente significativas, desempeñan una importante influencia sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas (principalmente la variable imcuso), mostrando efectos marginales muy superiores a los obtenidos por la anterior especificación del coste de uso. El papel determinante que esta nueva especificación presenta sobre la tenencia de vivienda, nos permitirá simular el efecto que sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas puede tener la adopción de determinadas medidas de carácter fiscal, como por ejemplo, modificaciones en los tipos de interés, tipos marginales del IRPF, imposición local etc. Por otro lado, el valor obtenido por el log-verosimilitud en este modelo resulta ser superior al de los modelos anteriores, lo que muestra su mayor capacidad explicativa.

Según los efectos marginales del cuadro 4.27, el signo mostrado por las distintas componentes del coste de uso en propiedad 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.

El comportamiento que muestran las restantes variables explicativas coincide por norma general con el obtenido en el apartado anterior, salvo la variable edad, que en este modelo presenta una mayor influencia sobre la alternativa de propiedad rural y la propiedad en zona urbana media-inferior, mostrando un signo positivo para la primera y negativo para la segunda. Por tanto, un mayor nivel de edad por parte del sustentador principal genera principalmente una mayor preferencia por la propiedad en una zona

⁶ Las tres componentes de esta nueva formulación del coste de uso se han introducido de forma lineal (y no logarítmica) en el modelo, por ofrecer mejores resultados en términos de significatividad y ajuste del modelo.

rural y una menor tendencia hacia el alquiler y la propiedad en zona urbana media inferior. Aunque esta afirmación nuevamente debe matizarse, teniendo en cuenta que nos encontramos ante un modelo en que los efectos marginales no son constantes. Esta variable, junto con el coste de uso y la renta permante, son para este modelo las variables más relevantes a la hora de explicar la elección del tipo de tenencia.

C) CONCLUSIONES

En este tercer estudio de tenencia, se han estimado diversos modelos de elección de tenencia de vivienda a nivel nacional, que consideran cuatro alternativas establecidas en función al régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y al tipo de urbanización en el que se encuentra ubicada la vivienda para la opción de propiedad (urbana alta, urbana media-inferior, y rural). Para ello, se ha empleado como modelo econométrico un modelo logit mixto, que incluye entre sus variables explicativas, una medida de la renta permanente, así como, en un caso un índice de precios hedónicos por comunidades autónomas, y en otros, indicadores del coste de uso del capital residencial, como medidas del coste de una vivienda.

En un principio, estimamos tres modelos logit mixtos que se diferencian por emplear una medida distinta del coste de la vivienda como variable explicativa, precio hedónico, coste de uso (C_u) evaluado de la manera “tradicional”(ecuación 1.21), y especificado como C_u/Y_p (dividido por renta permanente). Para estos modelos se obtiene prácticamente un mismo valor en el log-verosimilitud, lo que muestra la similar capacidad explicativa de los mismos. A pesar de ello, resulta destacable el mayor efecto marginal mostrado por la variable precio.

Nuevamente se constata la existencia de cierta heterogeneidad inobservada en el comportamiento de los individuos respecto a las variables edad y renta.

Si atendemos a los efectos marginales obtenidos para estos modelos, según los valores promedio de la muestra, podemos observar como las variables referidas al coste de la vivienda: precio y coste, a pesar de resultar ser estadísticamente significativas en los respectivos modelos, muestran diferencias importantes respecto al peso de su influencia. Mientras que la variable precio se convierte junto con la renta permanente en el elemento más relevante para explicar las decisiones sobre elección de tenencia, las distintas especificaciones del coste de uso “tradicional” consideradas apenas desempeñan in-

fluencia. Este papel poco determinante del coste de uso puede estar generado por una mala construcción o especificación de la variable (datos insuficientes, forma funcional inadecuada, hipótesis mal establecidas, etc), o bien puede ser debido a las limitaciones que presenta el uso de datos de corte transversal.

En todos estos modelos, la renta permanente es la que resulta ser significativamente más determinante en la elección de tenencia, mostrando un signo positivo respecto a la propiedad en zona urbana y negativo para las restantes. Por tanto, un incremento en la renta permanente aumenta la probabilidad de optar por la propiedad de una vivienda en las zonas urbanas, provocando una disminución en las probabilidades del alquiler, y de la propiedad en las zonas rurales.

Respecto a las variables que recogen las características del sustentador principal, la edad es la que mayor influencia presenta a la hora de decidir el tipo de tenencia. El signo de su influencia indica que un aumento en la edad del sustentador aumenta la probabilidad de optar a la propiedad de una vivienda, disminuyendo la probabilidad de acudir al régimen del alquiler.

Por último, se desarrolla una especificación alternativa para el coste de uso anual del capital residencial. Según las estimaciones obtenidas por el modelo logit mixto, esta nueva especificación del coste de uso se convierte en una de las variables más relevantes a la hora de explicar la elección del tipo de tenencia, mostrando efectos marginales muy superiores a los obtenidos por las anteriores especificaciones del coste de uso. El papel determinante de esta variable permitirá simular el efecto que sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas puede tener la adopción de determinadas medidas de carácter fiscal.

3.2 MODELIZACIÓN DE LA DEMANDA DE VIVIENDA

En este apartado se detallan los resultados obtenidos para las ecuaciones de demanda de servicios de vivienda correspondientes a los modelos de tenencia que tienen en cuenta el tipo de edificación y la ubicación de la vivienda, considerando para este último caso, el modelo de tenencia-grado de urbanización por ofrecer mejores resultados que el modelo de tenencia-densidad de población. Para corregir el posible sesgo de selección muestral en el que se podría incurrir al estimar cada ecuación de demanda con la muestra de individuos que ha elegido la correspondiente alternativa, aplicamos el méto-

do de Heckman generalizado para un modelo logit mixto propuesto por Barrios (2004) que se detalla en el capítulo 2 de esta memoria. Con este objetivo, tras calcular por simulación para el total de la muestra las probabilidades de elección de las distintas alternativas de tenencia mediante un modelo logit mixto, en una segunda etapa estimamos por mínimos cuadrados ordinarios las ecuaciones de demanda de servicios de vivienda para cada una de las alternativas de tenencia consideradas en la primera etapa, incorporando como variables explicativas adicionales en la ecuación de demanda las variables artificiales $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$, calculadas a partir de las probabilidades derivadas del modelo logit mixto de tenencia, con el objetivo de corregir el posible sesgo de selección muestral.

Como es bien conocido, este método de estimación en dos etapas obliga a corregir los errores estándar de los parámetros en las ecuaciones de demanda (véase por ejemplo Newey y McFadden (1994) o Murphy y Topel (1985)). Para corregir dichos errores, aplicamos un método de corrección de la matriz de varianzas-covarianzas análogo al empleado por Murphy y Topel (1985), y que se detalla en el punto 5.2 del capítulo 2 de esta memoria.

Para la estimación de las ecuaciones de demanda se ha especificado, tras diversas pruebas, una forma funcional logarítmica lineal por poseer mayor poder explicativo, de la misma forma que Ermisch (1996) o Rapaport (1997), entre otros muchos. La cantidad de servicios de vivienda (H_{ij}) es aproximada mediante el cociente entre el alquiler anual del individuo i (alquiler imputado para los propietarios o alquiler contratado para los arrendatarios) y el correspondiente índice de precio hedónico calculado para el individuo i en la alternativa j . Las variables explicativas consideradas coinciden con las empleadas en el estudio de tenencia, incorporándose adicionalmente las variables artificiales λ que corrigen el sesgo de selección muestral, 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 H_{ij} , renta permanente (Y_P), renta transitoria (Y_T), y precio (P) son especificadas en logaritmo neperiano. Esto es, las ecuaciones de demanda estimadas son de la forma:

$$\ln H = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_P) + \beta_2 \ln(Y_T) + \beta_3 \ln(P) + \sum_{s=1}^r \alpha_s x_s + \sum_{k=1}^4 \gamma_k \lambda_k + \mu$$

donde x_s representa las variables sociodemográficas relativas al hogar y la variable dummy $caprov$, y μ constituye el componente de error.

3.2.a SEGÚN EL TIPO DE VIVIENDA

En este epígrafe mostramos las ecuaciones de demanda de servicios de vivienda estimadas para los hogares pertenecientes a cada una de las alternativas consideradas en el modelo de tenencia según el tipo de edificio, que figura en el apartado 3.1.a.

A) ECUACIONES DE DEMANDA DE SERVICIOS DE VIVIENDA ESTIMADAS

Los resultados de la estimación de las ecuaciones de demanda corregidas para cada una de las submuestras de hogares se recogen en el cuadro 4.28. A modo comparativo, para ver en qué medida los valores estimados de los parámetros pueden verse influenciados por la posible existencia de sesgo de selección, en el cuadro 4.29 se muestra las ecuaciones de demanda estimadas por MCO sin corrección.

Los resultados en los cuadros 4.28 y 4.29 muestran diferencias importantes en los valores estimados de los parámetros, además de una mayor capacidad explicativa en términos de R^2 y log-verosimilitud por parte de las ecuaciones de demanda corregidas. Por otra parte, la escasa información disponible en la ECPF para estimar las ecuaciones de demanda de vivienda da lugar a valores en el R^2 ajustado bajos. De todos modos, estos valores bajos en los R^2 (ajustados) son habituales en los estudios sobre la demanda de vivienda (Goodman y Kawai (1982), Ermisch (1996), Rapaport (1997), Haurin, Hendershott y Kim (1994), Colom y Cruz (2002), entre otros).

Para contrastar la existencia de sesgo muestral, realizamos para las distintas alternativas un test de razón de verosimilitudes entre el modelo restringido (sin las variables artificiales λ) y el modelo con las λ ⁷. Según los resultados obtenidos, se evidencia la existencia de sesgo muestral para todas las alternativas salvo para los hogares que alquilan viviendas unifamiliares, al resultar rechazada la hipótesis que establece como nulos los coeficientes de las variables artificiales. Por tanto, como norma general, una estima-

⁷ Para el cálculo de las variables artificiales se han empleado 2000 replicaciones aleatorias, tras comprobarse la estabilidad de la estimación a partir de dicha cifra.

ción MCO de la demanda sin corrección de sesgo de selección muestral daría lugar a estimaciones sesgadas de los parámetros.

CUADRO 4.28. Estimación MCO de las ecuaciones de demanda según tenencia-tipo de edificación con corrección del sesgo de selección

Variables	Prop. Unifam.		Prop. Colect.		Alq. Unifam.		Alq. Colect.	
	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t
Constante	3.5711	3.299	0.9628	0.828	-22.810	-1.762	2.7195	1.102
Renta P.	0.1114	2.080	0.0980	1.733	1.5967	1.809	0.4201	2.757
Renta T.	0.1543	2.453	0.1449	7.895	0.7371	1.560	0.2426	2.453
Precio	-0.4254	-4.751	-0.1700	-3.863	-0.5948	-2.017	-0.7347	-7.193
Estud2	0.1075	2.559	0.0654	4.060	-0.0379	-0.068	0.4064	3.849
Estud3	0.2745	4.759	0.2172	4.033	-0.2382	-0.367	0.5753	3.935
Sexo	-0.1066	-2.276	-0.0419	-1.735	0.4310	0.901	0.1318	1.240
Caprov.	-0.0712	-0.447	0.0920	1.850	-0.4914	-0.732	0.1906	1.743
λ_1	-0.0599	-2.068	0.4078	7.339	-4.5158	-0.704	-1.3863	-1.997
λ_2	-0.5902	-3.307	0.0008	2.486	-3.8112	-0.390	-0.5027	-0.751
λ_3	-0.3320	-0.712	0.1746	0.315	-0.0828	-0.358	0.7644	0.598
λ_4	1.1474	1.863	0.4430	3.141	-8.0925	-0.980	0.2192	3.914
R ² ajustado	0.2117		0.2192		0.2860		0.2867	
Log-Veros.	-763.44		-954.16		-80.76		-547.43	
Nº Observ.	1263		2704		58		446	

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); Precio=Ln(Precio).

CUADRO 4.29. Estimación MCO de las ecuaciones de demanda según tenencia-tipo de edificación sin corrección del sesgo de selección

Variables	Prop. Unifam.		Prop. Colect.		Alq. Unifam.		Alq. Colect.	
	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t
Constante	-0.3531	-0.387	-1.7845	-3.160	-14.129	-1.934	5.7091	2.801
Renta P.	0.2879	8.084	0.1790	8.626	1.4086	2.984	0.1973	1.588
Renta T.	0.1473	4.449	0.1426	7.702	0.7399	1.653	0.2165	2.135
Precio	-0.3026	-4.875	-0.0709	-1.906	-0.5530	-2.110	-0.7362	-7.804
Estud2	0.1394	4.156	0.0665	4.017	0.1701	0.404	0.6131	6.118
Estud3	0.2989	5.570	0.2013	8.909	-0.0067	-0.013	0.8350	6.088
Sexo	-0.0653	-1.577	-0.0173	-0.861	0.1374	0.380	-0.0121	-0.124
Caprov.	0.1389	3.678	0.1671	12.203	-0.2610	-0.647	0.1051	1.222
R ² ajustado	0.1759		0.2001		0.2669		0.2406	
Log-Veros.	-793.50		-988.81		-83.95		-563.45	
Nº Observ.	1263		2704		58		446	

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); Precio=Ln(Precio).

Las principales conclusiones que podemos extraer de las ecuaciones de demanda estimadas en el cuadro 4.28 son las siguientes:

El nivel de estudios resulta una variable determinante en la demanda de los hogares propietarios y los hogares en régimen de alquiler colectivo, mostrando esta variable una incidencia positiva sobre la demanda de vivienda. Por tanto, para estos hogares un mayor nivel de estudios genera una mayor demanda de servicios de vivienda.

El sexo del sustentador principal es una variable que resulta significativa en todas las ecuaciones de demanda salvo para la demanda de hogares pertenecientes a la alternativa de alquiler unifamiliar. Su influencia negativa sobre la demanda de los hogares propietarios indica que cuando el sustentador es una mujer existe una mayor demanda de servicios de vivienda.

En los municipios capitales de provincia los hogares que residen en viviendas colectivas (tanto en régimen de propiedad como de alquiler) tienden a presentar una mayor demanda de vivienda. Por su parte, en el caso de las viviendas unifamiliares, el hecho de residir en un municipio capital de provincia parece no influir significativamente sobre la demanda de servicios de vivienda.

Las componentes de renta (renta permanente y renta transitoria) y el precio de los servicios de vivienda desempeñan mayor influencia sobre la demanda de los hogares en régimen de alquiler. Esta mayor capacidad de respuesta ante modificaciones en precio y renta por parte de los hogares inquilinos puede deberse a los menores costes de transacción que soportan frente a los hogares propietarios. A nivel nacional, este mismo resultado es obtenido por Jaén y Molina (1994) y Colom, Martínez y Cruz (2002).

En las ecuaciones de demanda de vivienda para los hogares propietarios, las variables artificiales λ_1 y λ_2 resultan significativas, mostrando coeficientes negativos para los propietarios de viviendas unifamiliares, mientras que para los propietarios de viviendas colectivas son positivos. Esto indica que las características no observadas que incrementan la probabilidad de optar por una vivienda en propiedad dan lugar a una menor demanda de vivienda en propiedad unifamiliar, e incrementan la demanda de vivienda en propiedad colectiva.

Aparte del efecto directo que se deriva de los parámetros estimados en la ecuación de demanda (cuadro 4.28), Greene (2000) o Goodman (2002), (2003) señalan que para

las variables que figuran también en las ecuaciones de tenencia (como la renta permanente o el precio)⁸, existe un efecto indirecto sobre la demanda derivado de la modificación de las variables artificiales λ , puesto que las probabilidades de elección también se ven modificadas por cambios en estas variables. En este sentido, la no consideración de ambos efectos puede dar lugar a elasticidades renta permanente y precio infravaloradas (o sobrevaloradas). En el cuadro 4.30 estimamos el efecto total (directo e indirecto) para la elasticidad precio y renta permanente. Para ello hemos procedido de la siguiente manera: empleando las ecuaciones de regresión recogidas en el cuadro 4.28, estimamos la demanda⁹ (llamémosla H1¹⁰) 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 total sobre la demanda (elasticidad renta o precio, respectivamente) vendrá dado por: (H2-H1)/H1. La media sobre todos los individuos nos dará el valor medio para dicha elasticidad.

CUADRO 4.30. Elasticidades precio y renta de demanda medias estimadas según tenencia-tipo de edificación

Elasticidad:	Prop. Unif.	Prop. Colec.	Alq. Unif.	Alq. Colec.
Renta P.	0.2983	0.1708	1.6085	0.0360
Renta T.	0.1543	0.1449	0.7371	0.2426
Precio	-0.3829	-0.1994	-0.5984	-0.8175

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

Según el cuadro 4.30, los hogares inquilinos en viviendas unifamiliares son los que poseen una demanda más sensible a variaciones en la renta, presentando una elasticidad renta permanente superior a la unidad (1.60), y una elasticidad para la renta transitoria de 0.73. Por su parte, son los hogares inquilinos en viviendas colectivas los que tienen

⁸ La renta transitoria no presenta esta incidencia indirecta sobre la demanda por no figurar en el modelo de tenencia.

⁹ En la estimación de la demanda sólo se han considerado las variables de la regresión cuyos parámetros muestran una significatividad superior al 75% de confianza.

¹⁰ Para obtener los valores de demanda H1 y H2 en términos no logarítmicos, incluimos el factor de corrección que considera la media del antilogaritmo de los residuos (Duan (1983)).

una mayor elasticidad precio (-0.81) y una menor elasticidad renta permanente (0.036). En todo caso, un incremento en la renta aumenta la demanda de servicios de vivienda, mientras que un aumento en el precio supone una reducción de la cantidad demandada, como es de esperar.

Los hogares propietarios exhiben una demanda de vivienda poco sensible a modificaciones en renta. Respecto a la elasticidad precio, son los hogares propietarios de una vivienda unifamiliar los que presentan mayor capacidad de respuesta ante variaciones en el precio de los servicios de vivienda.

B) CONCLUSIONES

Las ecuaciones de demanda estimadas según tenencia-tipo de edificio muestran la existencia de sesgo de selección muestral para todas las alternativas salvo para los hogares que alquilan viviendas unifamiliares. Por tanto, una estimación de la demanda por MCO sin corrección de sesgo daría lugar a estimaciones sesgadas de los parámetros.

Los individuos en régimen de alquiler son los que muestran mayor elasticidad renta y precio de demanda. Por tipo de edificio, los hogares inquilinos en viviendas unifamiliares son los que poseen una demanda más sensible a variaciones en la renta, presentando una elasticidad renta permanente superior a la unidad (1.60), y una elasticidad para la renta transitoria de 0.73. Por su parte, son los hogares inquilinos en viviendas colectivas los que tienen una mayor elasticidad precio (-0.81) y una menor elasticidad para la renta permanente (0.036).

Por último, las estimaciones obtenidas indican que la demanda de servicios de vivienda por parte de los propietarios resulta poco sensible a modificaciones en renta y precio. Para estos hogares, el nivel de estudios y la variable sexo desempeñan una importante influencia en su función de demanda.

3.2.b SEGÚN EL GRADO DE URBANIZACIÓN

Estimamos ahora las ecuaciones de demanda de vivienda para las cuatro alternativas de tenencia establecidas en función al grado de urbanización de la zona en el que se encuentra ubicada la vivienda, tomando como modelos de tenencia los estimados en el apartado A) y el recogido por último en B), del epígrafe 3.1.c.

A) ECUACIONES DE DEMANDA DE SERVICIOS DE VIVIENDA ESTIMADAS

En los cuadros 4.31 y 4.32 se recogen las ecuaciones de demanda de servicios de vivienda estimadas para los hogares pertenecientes a cada una de las alternativas de tenencia-localización consideradas. La estimación se realiza por mínimos cuadrados ordinarios, corrigiendo el sesgo de selección muestral mediante la incorporación de las variables artificiales¹¹ λ asociadas a la elección del tipo de tenencia. Por otro lado, en los cuadros 4.33 y 4.34 se relacionan las ecuaciones de demanda estimadas por MCO sin corregir el sesgo de selección muestral.

CUADRO 4.31. Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización con índice de precios hedónicos, 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	0.0415	0.021	1.5210	2.124	-0.6669	-0.450	-2.5667	-1.112
Renta P.	0.1773	1.644	0.1323	5.700	0.2119	4.319	0.7487	5.776
Renta T.	0.1311	2.175	0.1205	4.020	0.0905	2.158	0.2841	2.874
Precio	-0.2864	-2.460	-0.2457	-5.461	-0.2483	-2.461	-0.6793	-6.363
Estud2	0.0881	0.528	0.0275	0.719	0.0548	0.920	0.3989	3.289
Estud3	0.4267	1.525	0.1140	2.099	0.1811	1.646	0.2882	1.414
Casado	0.0113	0.156	0.0394	1.756	0.1585	3.059	0.2420	2.277
Caprov.	0.1560	3.007	0.1443	10.587	0.1387	1.376	0.2561	3.082
λ_1	-0.2916	-1.795	0.6029	1.294	0.6453	0.715	-1.2672	-1.333
λ_2	-0.3303	-0.523	-0.0462	-1.117	-0.7990	-2.392	0.0016	1.894
λ_3	1.9270	4.270	0.7860	5.758	-0.0837	-1.776	-0.7685	-1.662
λ_4	1.2181	2.042	0.2249	0.904	-0.0757	-0.145	0.2219	4.605
R ² ajustado	0.2035		0.1778		0.1323		0.2862	
Log-Veros.	-143.74		-1030.28		-475.68		-643.21	
Nº Observ.	323		2830		803		504	

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); Precio=Ln(Precio).

¹¹ Para el cálculo de las variables artificiales se han empleado 2000 replicaciones aleatorias, tras comprobarse la estabilidad de la estimación a partir de dicha cifra.

CUADRO 4.32. Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso, 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(Y_P); Renta T.=Ln(Y_T); Limcuso=Ln(Imcuso).

CUADRO 4.33. Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización con índice de precios hedónicos, sin corrección de 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	-0.5832	-0.336	-2.0137	-3.665	-2.7925	-2.009	2.1860	1.104
Renta P.	0.2646	3.395	0.2005	10.025	0.2565	5.684	0.3995	3.300
Renta T.	0.1146	1.840	0.1205	6.599	0.0900	2.144	0.2928	2.853
Precio	-0.2470	-2.489	-0.0796	-2.153	-0.0945	-0.998	-0.6872	-7.287
Estud2	-0.0693	-0.888	0.0768	4.733	0.1005	2.467	0.5526	5.521
Estud3	0.0639	0.777	0.1552	6.561	0.1601	2.338	0.6804	5.005
Casado	0.0008	0.013	0.0162	0.889	0.1189	2.639	-0.0688	-0.767
Caprov.	0.1488	2.833	0.1272	9.465	0.1033	1.018	0.1355	1.604
R ² ajustado	0.137		0.158		0.114		0.224	
Log-Veros.	-158.68		-1065.83		-485.87		-666.23	
Nº Observ.	323		2830		803		504	

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); Precio=Ln(Precio).

CUADRO 4.34. Estimación de las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso, 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(Imcuso).

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. Este mismo resultado obtiene Rapaport (1997) para una muestra de hogares del estado de Florida, o Colom y Cruz (1998) para los hogares españoles. En ambos casos analizan el gasto en vivienda simultáneamente con la localización y el régimen de tenencia.

La ecuación de demanda para la alternativa propiedad rural del modelo con coste de uso, ha sido estimada simplemente por MCO sin corrección de sesgo, tras comprobar mediante un test F la no significatividad¹² del conjunto de las variables artificiales λ . Por otro lado, comparando las estimaciones de los cuadros 4.31 y 4.32 podemos obser-

var como las variables artificiales construidas muestran una menor significancia cuando empleamos la componente imcuso, en lugar del precio. Esto puede deberse a que los factores inobservados en el modelo logit mixto de tenencia que correlacionaban con los factores inobservados en las correspondientes demandas cuando incluíamos el índice de precios hedónicos estuvieran en gran parte ahora explícitamente considerados en la variable IMCUSO.

Esta existencia de sesgo queda igualmente manifiesta en las importantes diferencias que se observan entre los coeficientes estimados con y sin corrección del sesgo muestral. Por ejemplo, los modelos corregidos muestran mayores coeficientes para la componente de precio e imcuso en las alternativas de propiedad y un menor valor para la renta permanente, salvo para la demanda de inquilinos, donde resulta superior en un 87.4%. Por otro lado, si comparamos los cuadros 4.31 y 4.32, con el 4.33 y 4.34, respectivamente, observamos que la corrección del sesgo otorga a la ecuación de demanda una mayor capacidad explicativa al presentar mayor valor en R^2 ajustado y Log-verosimilitud.

Para la estimación de las ecuaciones de demanda ha sido excluida 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 incluido como factor explicativo la componente de renta transitoria conjuntamente con la renta permanente, en la misma línea que Goodman y Kawai (1982) o Goodman (2002), (2003), entre otros. La inclusión de esta variable permite obtener a juicio de estos autores una mejor estimación de la ecuación de demanda en términos de R^2 y elasticidad renta, ya que permite explicar la demanda de servicios de vivienda que no es costeada con la renta permanente. El impacto positivo que este factor desempeña sobre la demanda de servicios de vivienda se evidencia en la significatividad estadística que muestra la estimación de su coeficiente positivo en las distintas ecuaciones de demanda (cuadros 4.31 y 4.32).

¹² La posible existencia de multicolinealidad entre las variables puede ser la causa que explique la no significatividad de las variables artificiales.

En las ecuaciones de demanda estimadas según tenencia-grado de urbanización con la especificación alternativa del indicador de coste de uso, igualmente no resultaron significativas las componentes TCFP y GANA.

Respecto a la estimación de las distintas ecuaciones de demanda contenidas en los cuadros 4.31 y 4.32 podemos destacar como principales aspectos los siguientes:

En el modelo con precio, la variable nivel de estudios sólo resulta significativa para la demanda de hogares propietarios en zona urbana media-inferior, y para los hogares inquilinos, mientras que para el segundo modelo únicamente lo es en zonas rurales y para hogares en alquiler. El signo positivo de su coeficiente indica que un mayor nivel de estudios incrementa en estos casos la demanda de servicios de vivienda.

Con respecto al estado civil, para el primer modelo los casados generan significativamente mayor demanda de vivienda en los hogares propietarios que residen en zonas rurales y en los hogares inquilinos. Por su parte, con la componente imcuso, este colectivo demanda significativamente más servicios de vivienda cuando son propietarios en zona urbana media-inferior o rural.

Por otro lado, en los municipios capital de provincia existe una mayor demanda de servicios de vivienda por parte de los hogares propietarios ubicados en un ámbito urbano y los hogares inquilinos.

Las variables renta (permanente y transitoria) y precio (precio e 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. De modo que un aumento de la renta incrementa la demanda de servicios de vivienda, mientras que un mayor nivel de precios reduce la cantidad demandada.

El coeficiente positivo de la variable artificial λ_3 en las ecuaciones de demanda para los hogares propietarios de viviendas en zonas urbanas (cuadros 4.31 y 4.32), 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.

De la misma manera que se hizo en la modelización de la demanda según el tipo de vivienda (apartado 3.2.a), en los cuadros 4.35 y 4.36 siguientes, mostramos las estima-

ciones de las elasticidades precio (precio e imcuso) y renta (permanente, transitoria y corriente) de demanda que resultan de considerar, además del efecto directo recogido a través de los parámetros estimados en las ecuaciones de demanda, el efecto indirecto causado por la modificación de las variables artificiales¹³. A modo comparativo recogemos para las cuatro alternativas de tenencia, las elasticidades renta y precio que resultan de estimar las ecuaciones de demanda empleando como indicador de renta, la renta permanente y transitoria (elasticidad 1), o alternativamente, la renta corriente (elasticidad 2), además de los R^2 ajustado y los Log-verosimilitud. En estos cuadros igualmente se detallan las elasticidades renta y precio de demanda (considerando el efecto directo e indirecto) cuando ésta 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), a efectos comparativos.

CUADRO 4.35. Elasticidades precio y renta de demanda estimadas según tenencia-grado de urbanización con índice de precios hedónicos corrigiendo por sesgo de selección muestral según logit mixto o multinomial

	LOGIT MIXTO				LOGIT MULTINOMIAL			
	PUA	PUMI	PR	Alq.	PUA	PUMI	PR	Alq.
Elasticidad 1								
Renta P.	0.2424	0.1944	0.3184	0.4841	0.2391	0.2144	0.2744	0.5144
Renta T.	0.1311	0.1205	0.0905	0.2841	0.1389	0.1224	0.0925	0.2765
Precio	-0.1469	-0.3309	-0.1094	-0.8641	-0.2121	-0.3559	-0.1470	-0.9240
R^2 ajustado	0.203	0.177	0.132	0.286	0.193	0.178	0.129	0.276
Log-Veros.	-143.74	-1030.2	-475.68	-643.21	-145.73	-1028.4	-477.06	-646.43
Elasticidad 2								
Renta C.	0.2344	0.1629	0.1721	0.4984	0.1465	0.1562	0.1856	0.3968
Precio	-0.2156	-0.3333	-0.1858	-0.6387	-0.1861	-0.3462	-0.1752	-0.8228
R^2 ajustado	0.203	0.174	0.116	0.274	0.204	0.177	0.118	0.266
Log-Veros.	-144.18	-1035.9	-483.60	-647.78	-144.10	-1031.7	-482.57	-650.64

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

¹³ En el apartado anterior 3.2.a. especificamos el procedimiento llevado a cabo para estimar el efecto total (directo e indirecto) de las elasticidades precio y renta de demanda.

CUADRO 4.36. Elasticidades precio y renta de demanda estimadas según tenencia-grado de urbanización con especificación alternativa del indicador de coste de uso, corrigiendo por sesgo de selección muestral según logit mixto o multinomial

	LOGIT MIXTO				LOGIT MULTINOMIAL			
	PUA	PUMI	PR	Alq.	PUA	PUMI	PR	Alq.
Elasticidad 1								
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 2								
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.

Respecto a los resultados reflejados en los cuadros 4.35 y 4.36, hemos de destacar que son los hogares inquilinos los que muestran mayor elasticidad renta (0.48 y 0.28 para el primer modelo, y, 0.63 y 0.42 para el segundo) y precio (-0.86 y -1.18, respectivamente) 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 0.31 y -0.33 para el modelo con índice de precios, y, 0.24 y -0.32 para el modelo con coste de uso. Al igual que comentamos en el apartado anterior, 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 de forma general (salvo para la alternativa de alquiler en el modelo con índice de precios) 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 casi 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 compo-

nente 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.

También, a efectos comparativos con la mayor parte de los trabajos que abordan el estudio de la demanda de vivienda, hemos estimado las ecuaciones de demanda únicamente con las alternativas de tenencia de vivienda: propiedad¹⁴ y alquiler. Para corregir el posible sesgo de selección muestral en una primera etapa estimamos un modelo probit con las mismas variables explicativas que el modelo logit mixto del apartado A) del epígrafe 3.1.c, utilizando como medida de precio, el logaritmo neperiano del precio relativo de propiedad sobre alquiler. En el cuadro 4.37 recogemos las ecuaciones de demanda estimadas para este modelo corregidas por el método de Heckman (1979) y las que resultan de ser estimadas por mínimos cuadrados ordinarios sin corrección de sesgo, presentándose en el cuadro 4.38 las elasticidades precio y renta (considerando el efecto directo e indirecto)¹⁵ obtenidas al estimar estas ecuaciones de demanda con la variable renta corriente, o alternativamente, con renta permanente y transitoria.

De los resultados se desprende la existencia de sesgo de selección muestral para la demanda de vivienda en alquiler, al resultar significativo el coeficiente de la variable λ en la ecuación de demanda para inquilinos. El coeficiente positivo que muestra esta variable indica que las características no observadas que incrementan la probabilidad de optar por el alquiler de una vivienda dan lugar a una mayor demanda de vivienda en alquiler. Por tanto, la estimación de la demanda de vivienda no resulta independiente de la elección de tenencia.

¹⁴ Para la alternativa de propiedad se ha considerado como medida del precio de los servicios de vivienda, el índice de precio correspondiente a la propiedad en zona urbana media inferior.

¹⁵ El programa informático LIMDEP 8.0 nos permite obtener los efectos directos e indirectos para la estimación de las elasticidades de demanda con un modelo probit en la primera etapa.

CUADRO 4.37. Estimación de las ecuaciones de demanda para propietarios e inquilinos MCO y corregidas según el método de Heckman

Variables	Corregidas Método Heckman				Mínimos Cuadrados Ordinarios			
	Propietarios		Inquilinos		Propietarios		Inquilinos	
	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t	Coefic.	Estad. t
Constante	-3.0092	-5.507	0.3028	0.138	-3.1030	-5.820	2.1860	1.104
Renta P.	0.2308	11.269	0.8294	5.341	0.2241	12.019	0.3996	3.300
Renta T.	0.1437	8.559	0.2714	2.726	0.1436	8.545	0.2928	2.853
Precio	-0.0438	-1.050	-0.9013	-8.301	-0.0280	-0.765	-0.6872	-7.287
Estud2	0.0916	5.553	0.2923	2.427	0.0960	6.185	0.5526	5.521
Estud3	0.2176	9.236	0.2208	1.283	0.2247	10.331	0.6804	5.005
Casado	0.0398	1.891	0.3375	2.691	0.0304	1.753	-0.0688	-0.767
Caprov.	0.1909	14.634	0.2245	2.724	0.1903	14.597	0.1355	1.604
λ_T	0.0638	0.790	1.1045	5.427				
R ² ajustado	0.227		0.279		0.227		0.224	
Log-Veros.	-1883.03		-642.51		-1887.85		-666.23	
Nº Observ.	3956		504		3956		504	

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); Precio=Ln(Precio), λ_T es el ratio de Mill, variable artificial empleada por el método de Heckman (1979).

CUADRO 4.38. Estimación de las elasticidades renta y precio de demanda para propietarios e inquilinos. (MCO y corregidas por método de Heckman)

Elasticidad 1	Corregidas Método Heckman		Mínimos Cuadrados Ordinarios	
	Propiedad	Alquiler	Propie-	Alquiler
Renta P.	0.2271	-0.4241	0.2241	0.3996
Renta T.	0.1437	0.2714	0.1436	0.2928
Precio	-0.0431	-1.1589	-0.0280	-0.6872
R ² ajustado	0.227	0.279	0.227	0.224
Log-Veros.	-1883.03	-642.51	-1887.85	-666.23
Elasticidad 2	Propiedad	Alquiler	Propiedad	Alquiler
Renta C.	0.1800	-0.0071	0.1795	0.3376
Precio	-0.0277	-1.0994	-0.0237	-0.6838
R ² ajustado	0.225	0.269	0.225	0.225
Log-Veros.	-1889.25	-646.98	-1893.28	-666.461

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

Del mismo modo, si analizamos los valores contenidos en los cuadros 4.35 y 4.38 observamos importantes diferencias respecto a la estimación de las elasticidades renta y precio. En primer lugar, la estimación de la ecuación de demanda para el conjunto de los propietarios (cuadro 4.38) infravalora de forma notable la elasticidad precio, al mos-

trar un valor de -0.043 frente al rango de -0.11 a -0.33 obtenido por las ecuaciones de demanda según tenencia-grado de urbanización del cuadro 4.35. Este resultado confirma la conclusión obtenida por Rapaport (1997), que la elección de la localización de la vivienda genera una mayor elasticidad precio de demanda. Por otro lado, los inquilinos obtienen en el modelo agrupado una mayor elasticidad precio (-1.15), mientras que la elasticidad de la renta permanente resulta negativa (-0.42) como consecuencia de la existencia de un importante efecto indirecto causado por la modificación de la variable artificial λ_T (aproximadamente -1.253 por término medio). En segundo lugar, no todos los hogares propietarios muestran idénticas elasticidades. En este sentido, los hogares propietarios localizados en un ámbito rural muestran una demanda de vivienda más sensible a modificaciones en renta permanente que los propietarios que residen en un ámbito urbano, mientras que son los propietarios en zona urbana media-inferior los que poseen una mayor elasticidad precio de demanda. Estos resultados ponen de manifiesto que la localización de la vivienda incide en la demanda de vivienda de los hogares propietarios, y que por tanto, su no consideración dará lugar a distintas elasticidades renta y precio, y en consecuencia, a conclusiones erróneas sobre su comportamiento ante modificaciones en la renta y en el precio de los servicios de vivienda.

Dentro de la literatura española, Colom y Cruz (1998) también analizan el gasto en servicios de vivienda para los hogares españoles según el régimen de tenencia (propiedad o alquiler) y la localización de la vivienda (ámbito urbano o rural), mediante un modelo logit multinomial en la primera etapa. En este trabajo se emplea como medida de renta y precio, la renta disponible del hogar y un índice de precios hedónicos para cada una de las alternativas, respectivamente. Si comparamos la magnitud de las elasticidades con las estimadas en este apartado (cuadro 4.35), podemos observar importantes diferencias. En primer lugar, la elasticidad precio que obtienen es superior a la unidad para los propietarios, mientras que para los inquilinos son de -0.64 (en ámbito urbano) y -0.32 (en ámbito rural). En segundo lugar, las elasticidades de la renta corriente son de 0.28 y 0.32 para los propietarios (en zona urbana y rural, respectivamente), y de 0.12 y 0.74 para los inquilinos. No obstante, estas comparaciones deben ser realizadas con cautela, ya que los datos empleados por Colom y Cruz corresponden a la Encuesta de Presupuestos Familiares realizada en 1991.

B) CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos para las estimaciones de la demanda de vivienda muestran la existencia de sesgo de selección muestral. Por tanto, una estimación de las ecuaciones de demanda sin corrección de sesgo daría lugar a estimadores inconsistentes. Por otro lado, la corrección del sesgo otorga a la ecuación de demanda una mayor capacidad explicativa.

Los factores que resultan más determinantes en las ecuaciones de demanda son el precio (precio e 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 de la demanda. El hecho de que la elasticidad para la renta permanente resulte superior al de la renta corriente indica que los individuos toman sus decisiones de demanda en función a su renta a largo plazo o permanente en lugar de su renta actual o corriente.

Los hogares inquilinos muestran mayor capacidad de respuesta ante cambios en renta y precio que los hogares propietarios.

Respecto a las demás variables explicativas, cabe destacar que en el modelo con precio el nivel de estudios muestra una incidencia positiva sobre la demanda de servicios de vivienda para los hogares propietarios en zona urbana media-inferior y para los hogares inquilinos, mientras que para el segundo modelo únicamente resulta significativo para esta última alternativa. Por tanto, un mayor nivel de estudios incrementa la demanda de vivienda en estos hogares. Para los hogares propietarios son los estudios universitarios los que tienen una mayor incidencia, mientras que para los hogares inquilinos son los estudios secundarios. Los individuos de estado civil casado presentan en ambos modelos mayor demanda de vivienda en los hogares propietarios que residen en zonas rurales. Por último, los hogares propietarios ubicados en un ámbito urbano y los hogares inquilinos son los que muestran una mayor demanda de vivienda en los municipios capital de provincia.

Por último, de los resultados obtenidos se observan pautas de comportamiento diferentes entre los hogares propietarios según la localización de la vivienda. En este sentido, podemos afirmar que realizar una estimación de la demanda para el conjunto de los propietarios dará lugar a distintas elasticidades renta y precio, y por tanto, a distintas

conclusiones sobre su conducta ante modificaciones en la renta y en el precio de los servicios de vivienda.

CAPÍTULO 5:

POLÍTICA ECONÓMICA Y TENENCIA DE

VIVIENDA: ALGUNAS IMPLICACIONES

EN EL ÁMBITO ESPAÑOL

1. INTRODUCCIÓN

Son múltiples las evidencias existentes en la literatura sobre las implicaciones económicas y sociales que se derivan de la forma de tenencia de la vivienda habitual. Dietz y Haurin (2003) realizan una revisión de diferentes trabajos que abordan los efectos que la forma de tenencia de la vivienda genera sobre aspectos tan dispares como el ahorro, participación en el mercado laboral, movilidad geográfica, segregación y estructura urbana, salud, éxito social, fecundidad, etc.

La compra de una vivienda constituye para la mayoría de los individuos la mayor inversión realizada a lo largo de su vida. Por este motivo, la decisión de adquirir este bien genera importantes cambios en su conducta de ahorro y participación en el mercado de trabajo. En general, los modelos de ciclo de vida señalan que las familias jóvenes no ahorran o ahorran poco dada sus expectativas de ganancias futuras. Sin embargo, el deseo de ser propietarios les lleva a acumular suficiente riqueza para poder hacer frente al desembolso inicial y a los futuros pagos hipotecarios que se derivan de la compra de una vivienda, tal y como reflejábamos desde el punto de vista teórico en el capítulo 1. Sobre este cambio en la conducta de ahorro existe una buena evidencia en la literatura empírica (Sheiner (1995), Engelhardt (1996) y Haurin, Hendershott y Wachter (2001), entre otros muchos).

De igual modo, el hecho de tener que afrontar el pago de una hipoteca genera una incidencia sobre el mercado de trabajo en términos de participación y horas trabajadas. Autores como Haurin, Hendershott y Wachter (1996) han encontrado que en el año de compra de la vivienda se incrementa la participación de las mujeres en el mercado laboral. Recientemente, algunos estudios se han centrado en destacar los vínculos existentes entre la tasa de vivienda en propiedad y la tasa de desempleo. En este sentido, Oswald (1996), y parcialmente, Green y Hendershott (2001), han argumentado que la vivienda en propiedad provoca un mayor desempleo debido al efecto restrictivo que este tipo de tenencia genera sobre la movilidad laboral. Bajo este argumento, Oswald, empleando datos agregados de distintos países y regiones de la OCDE, establece como hipótesis que los países o regiones que poseen una tasa de vivienda en propiedad superior en 10 puntos porcentuales, presentan aproximadamente dos puntos porcentuales más alta la tasa de paro.

Una de las implicaciones más claramente evidenciadas ha sido la menor movilidad geográfica que muestran los propietarios de una vivienda frente a los arrendatarios. El hecho de que los costes de transacción que se generan al cambiar de vivienda (búsqueda, mudanza y desalojo, o venta en caso de ser propietario) sean mayores en los propietarios que en los arrendatarios, puede explicar que las familias que optan por el régimen de tenencia en propiedad presenten menos movilidad. Por tanto, parece razonable asumir que las familias optarán por el régimen de alquiler si esperan residir un corto periodo de tiempo en la vivienda. Esta mayor estabilidad en la residencia hace que los propietarios contribuyan más activamente a un mejor mantenimiento y a una mayor dotación de equipamiento de su vecindario. Estos efectos generados sobre la comunidad en la que reside a su vez incidirán positivamente en la formación de sus hijos (Haurin, Parcel y Haurin (2002)).

Otro aspecto que ha sido muy estudiado, ha consistido en analizar como el tratamiento fiscal favorable que reciben generalmente los propietarios de su vivienda puede provocar entre los arrendatarios un mayor incentivo a ser propietarios de una vivienda. Igualmente han sido tratados los vínculos de la vivienda en propiedad sobre el crecimiento urbano descontrolado y la densidad urbana.

Por tanto, el conocer las consecuencias o implicaciones que se derivan de la forma de tenencia de la vivienda habitual, podría permitir evaluar entre otras cuestiones, si la política pública de apoyo a la adquisición de vivienda resulta óptima. Es decir, si los beneficios privados y sociales de la vivienda en propiedad compensan el alto componente de gasto público destinado a este fin. Del mismo modo, podría contribuir a un mejor diseño de las políticas económicas ligadas al sector de la vivienda, como pueden ser las medidas de política fiscal de vivienda, diseño urbanístico, etc., logrando con ello una intervención pública sobre este mercado más eficiente. En este sentido, resulta de interés analizar cómo afectan los cambios de la política económica a la tenencia de vivienda.

Uno de los objetivos propuestos en este capítulo es, precisamente, analizar desde un punto de vista empírico la relación existente entre la política fiscal vigente en materia de vivienda habitual, y, el régimen de tenencia de la vivienda, todo ello a través del concepto de coste de uso del capital residencial. Más concretamente, en el apartado 2 aproximamos mediante el desarrollo de dos ejercicios de simulación, el primero realiza-

do a nivel de las provincias españolas de régimen común y el segundo mediante el empleo de datos microeconómicos, los incentivos que ofrece la regulación del I.R.P.F. a la inversión en vivienda habitual. Posteriormente en el apartado 3, mediante el desarrollo de un modelo macroeconómico, se pretende añadir evidencia empírica que permitirá corroborar si a nivel de las provincias españolas se verifica o no la hipótesis de Oswald que establece la existencia de una relación positiva entre la tasa de desempleo y la tasa de vivienda habitual en propiedad. En el apartado 4 se analiza la posible incidencia de la tenencia de vivienda en propiedad sobre el diseño urbanístico, en base a los resultados obtenidos por el estudio de tenencia según el grado de urbanización desarrollado en el capítulo 4 de esta memoria. En el último apartado comentamos algunas de las implicaciones sociales que se pueden derivar de la tenencia de vivienda en propiedad, según se desprende de la evidencia empírica aportada.

2. FISCALIDAD Y TENENCIA DE VIVIENDA

2.1 UNA VALORACIÓN EMPÍRICA DE LA INCIDENCIA DE LA REFORMA DEL I.R.P.F. SOBRE LA FORMA DE TENENCIA DE LA VIVIENDA HABITUAL A NIVEL PROVINCIAL

El modelo agregado a nivel provincial estimado en el capítulo 4 (apartado 2) puede ser utilizado ahora para realizar una primera aproximación al análisis de los incentivos que ofrece la regulación del I.R.P.F. a la inversión en vivienda habitual, especialmente tras la situación legal que se tiene con la reciente reforma recogida en la Ley 40/1998 de aplicación a partir del ejercicio de 1999. Incentivos que entendemos en términos de facilitar el acceso a la vivienda habitual en propiedad. Una evaluación similar del impacto de diferentes disposiciones tributarias en materia de vivienda sobre la tasa de vivienda habitual en propiedad se realiza en Rosen (1979), Rosen, Rosen y Holtz-Eakin (1984), o, Green y Vandell (1999).

Como señala López García (1999), (2004) la reforma fiscal del I.R.P.F. en cuanto a vivienda habitual se refiere, provoca dos tipos de efectos: un efecto renta, generado por el aumento pronosticado de la renta permanente de las familias, y un efecto precio, producto de las variaciones experimentadas por el coste de uso del capital residencial en propiedad. Ambos tipos de efectos los podemos simular empleando el modelo empírico

propuesto, el primero, a través de la variación estimada de la variable indicadora de la renta disponible per cápita¹ (LnRPC), mientras que el segundo se traducirá en una variación del coste de uso del capital residencial en propiedad (y por tanto en la variable $\Delta CpAlq$).

Para el cálculo bajo ambas situaciones del coste de uso unitario, en proporción al precio de mercado de la vivienda p_v , hemos empleado la expresión (1.21) del capítulo 1 de esta memoria:

$$C_{UV} = \left((1 - \tau_{IRPF})(1 - r)i_o + r i_{HIP} + d + m + IRPF_{vda} + IBI - \Delta PV^e \right) (1 + c_{TR}) \quad (5.1)$$

donde la componente $IRPF_{vda}$ queda definida para la situación fiscal antes de la reforma del I.R.P.F. en 1999, como en (1.11) por:

$$IRPF_{vda} = [\tau_{IRPF}[(a - \tau_{IBI})k - \tau_{HIP}r i_{HIP}(1 + c_{TR})] - t_d C_a(1 + c_{TR})] p_v$$

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

Y, tras la reforma del I.R.P.F. en 1999, la componente $IRPF_{vda}$ vendrá dada como en (1.12) por:

$$IRPF_{vda} = - \left\{ (1 - \theta) t'_{di} [C_a + r i_{HIP}] + \theta \left[t'_{di} \frac{750000}{p_v} + t'_d \left(C_a + r i_{HIP} - \frac{750000}{p_v} \right) \right] \right\} p_v$$

$$\theta = \begin{cases} 0, & \text{si } (C_a + r i_{HIP} p_v) \leq 750000 \\ 1, & \text{si } (C_a + r i_{HIP} p_v) > 750000 \end{cases}$$

¹ Adviértase que el efecto renta que menciona López García (1999) se refiere en realidad al impacto producido sobre la renta permanente. Sin embargo, dadas las características agregadas de nuestro modelo, nos limitamos a evaluar una primera aproximación del efecto renta a través de la renta disponible, lo cual puede causar una subestimación del mismo (Goodman (1988)).

$$t_{di} = \begin{cases} 0.25 & , \text{ si el período } t \text{ es el } 1^\circ \text{ o } 2^\circ \text{ año tras la compra} \\ 0.20 & , \text{ en otro caso} \end{cases}$$

De esta manera, procedemos al cálculo de las tasas de vivienda en propiedad estimadas por el modelo en el año 1999, tanto bajo la Ley 18/1991 como bajo la reciente reforma del I.R.P.F. plasmada en la Ley 40/1998. El efecto de la reforma del I.R.P.F. sobre la renta disponible de las familias se aproxima como un incremento de esta de un promedio del 2.6%, que es el estimado en Castañer, Onrubia y Paredes (1999) y (2000). Por otro lado, el cuadro 5.1 recoge como varía en 1999, bajo cada uno de estos marcos legales, el indicador de coste de uso del capital residencial en propiedad (con el componente ΔPV^e y sin él), el ratio coste de uso en propiedad sobre alquiler, la primera diferencia entre los ratios de los coste de uso anual del capital residencial en propiedad sobre alquiler ($\Delta CpAlq$), así como las tasas de vivienda en propiedad estimadas por el modelo en cada caso.

De los resultados obtenidos se extraen interesantes consecuencias. En primer lugar, con la nueva regulación del I.R.P.F. estimamos un descenso muy moderado del indicador del coste de uso anual del capital residencial en propiedad medio a nivel nacional (de unos 0.3 puntos porcentuales), produciéndose a raíz de ello y del aumento pronosticado de la renta disponible per cápita en un 2.6%, un pequeño incremento de la tasa de vivienda en propiedad del mismo orden, en torno al 0.3% a nivel medio nacional. Por tanto, no parece que el nuevo ámbito legal tenga un impacto importante de cara a facilitar el acceso a la vivienda habitual en propiedad en nuestro país. De cualquier manera, puesto que, como bien se pone de manifiesto en Sanz (2000), la reducción del coste de uso del capital residencial en propiedad es más acusada para los niveles de renta bajo-medios (hasta 4 millones de ptas. anuales) que para los medio-altos (más de 4 millones de ptas. anuales), pudiéndose producir incluso incrementos en este último caso dependiendo de cada situación específica², cabe esperar que el aumento en el acceso a la vivienda habitual esperado se produzca en las capas más desfavorecidas de la sociedad.

² A buen seguro este hecho es debido a que la nueva Ley de IRPF es más progresiva en cuanto a las ayudas por adquisición de vivienda habitual que incluye, en su mayor parte porque estas son ahora independientes respecto del tipo marginal del contribuyente, y porque se ha cambiado el límite de la deducción por adquisición de vivienda habitual del 30% de la base liquidable a una cuantía fija de 1.500.000 ptas.

CUADRO 5.1. Coste de uso del capital residencial y tasas de vivienda principal en propiedad en 1999, antes y después de la reforma del IRPF

Provincias:	1999 (Ley 18/1991)					1999 (Ley 40/1998)				
	Coste uso en pdad. unit.	Coste uso en pdad. (sin ΔPV) unit.	Coste uso en pdad./ Alquiler	ΔCpAlq	Vivien-das Pa-les. en Propie-dad	Coste uso en pdad. Unit.	Coste uso en pdad. (sin ΔPV) unit.	Coste uso en pdad./ Alquiler	ΔCpAlq	Vivien-das Pa-les. en Propie-dad
Albacete	2.8%	6.1%	0.56	-0.56	77.87%	2.5%	6.6%	0.50	-0.62	78.19%
Alicante	-2.3%	6.2%	-0.46	-1.58	79.24%	-2.6%	6.6%	-0.52	-1.64	79.53%
Almería	-5.0%	6.1%	-1.16	-1.10	74.32%	-5.3%	6.6%	-1.22	-1.16	74.66%
Ávila	3.5%	6.3%	0.71	0.40	84.14%	3.0%	6.6%	0.61	0.30	84.42%
Badajoz	3.3%	6.3%	0.58	-0.24	75.41%	2.7%	6.6%	0.49	-0.34	75.79%
Baleares	-1.6%	6.1%	-0.33	0.13	68.21%	-1.8%	6.6%	-0.38	0.07	68.59%
Barcelona	-2.4%	6.2%	-0.58	-0.76	68.46%	-2.2%	7.1%	-0.53	-0.71	68.68%
Burgos	-2.2%	6.1%	-0.51	-0.79	81.03%	-2.2%	6.8%	-0.53	-0.81	81.26%
Cáceres	2.8%	6.3%	0.53	-0.48	80.19%	2.3%	6.6%	0.43	-0.58	80.52%
Cádiz	-2.0%	6.2%	-0.40	-1.19	70.20%	-2.3%	6.7%	-0.44	-1.24	70.56%
Castellón	0.7%	6.2%	0.15	-0.59	76.03%	0.4%	6.6%	0.08	-0.66	76.36%
Ciudad Real	2.5%	6.2%	0.47	-0.75	80.82%	2.2%	6.6%	0.41	-0.81	81.10%
Córdoba	2.2%	6.2%	0.42	-0.34	77.07%	1.9%	6.6%	0.36	-0.40	77.38%
La Coruña	-0.9%	6.1%	-0.19	0.03	74.66%	-1.1%	6.7%	-0.22	-0.01	74.97%
Cuenca	2.9%	6.1%	0.54	-0.52	84.89%	2.6%	6.5%	0.47	-0.58	85.12%
Gerona	-3.1%	6.2%	-0.67	-0.54	75.09%	-3.3%	6.7%	-0.72	-0.60	75.42%
Granada	-3.0%	6.1%	-0.61	-1.26	74.52%	-3.3%	6.6%	-0.67	-1.32	74.86%
Guadalajara	2.1%	6.1%	0.42	0.13	77.20%	1.9%	6.6%	0.37	0.08	77.51%
Huelva	-4.4%	6.2%	-0.93	-1.19	73.85%	-4.7%	6.6%	-1.00	-1.25	74.20%
Huesca	0.5%	6.2%	0.11	-0.44	81.70%	0.2%	6.6%	0.04	-0.51	81.97%
Jaén	1.1%	6.3%	0.22	-0.81	82.93%	0.6%	6.6%	0.11	-0.91	83.23%
León	-6.6%	6.1%	-1.35	-1.76	81.82%	-6.9%	6.7%	-1.40	-1.81	82.07%
Lérida	-6.8%	6.1%	-1.41	-2.54	78.45%	-7.1%	6.6%	-1.47	-2.60	78.76%
Logroño	-2.6%	6.0%	-0.51	-1.22	81.30%	-2.7%	6.6%	-0.53	-1.24	81.53%
Lugo	-1.1%	6.1%	-0.22	-1.13	84.42%	-1.4%	6.6%	-0.29	-1.20	84.66%
Madrid	-1.8%	6.1%	-0.36	-0.76	70.32%	-1.6%	6.9%	-0.33	-0.73	70.55%
Málaga	-7.0%	6.1%	-1.45	-1.61	72.71%	-7.3%	6.6%	-1.52	-1.68	73.08%
Murcia	-3.6%	6.1%	-0.78	-1.15	74.62%	-4.0%	6.6%	-0.84	-1.22	74.97%
Orense	-0.6%	6.1%	-0.12	-0.67	84.46%	-0.9%	6.6%	-0.18	-0.73	84.69%
Oviedo	-3.7%	6.1%	-0.79	-1.46	72.56%	-3.9%	6.8%	-0.82	-1.49	72.87%
Palencia	3.1%	6.1%	0.58	0.20	79.43%	2.8%	6.6%	0.53	0.15	79.71%
Las Palmas G. C.	-1.8%	6.1%	-0.39	0.70	49.46%	-2.0%	6.7%	-0.44	0.65	49.89%
Pontevedra	1.8%	6.1%	0.36	-0.53	72.65%	1.5%	6.6%	0.30	-0.59	73.01%
Salamanca	-2.5%	6.3%	-0.53	-1.23	79.66%	-2.9%	6.7%	-0.61	-1.31	79.97%
Sta. Cruz de Tfe.	-1.9%	6.1%	-0.43	-0.42	60.79%	-2.1%	6.7%	-0.48	-0.47	61.20%
Santander	1.9%	6.1%	0.40	-0.42	74.90%	1.8%	6.7%	0.37	-0.45	75.20%
Segovia	3.3%	6.1%	0.63	0.23	77.81%	3.0%	6.6%	0.59	0.18	78.11%
Sevilla	-4.0%	6.2%	-0.86	-0.34	66.71%	-4.3%	6.7%	-0.91	-0.39	67.10%
Soria	-1.7%	6.1%	-0.32	-0.39	83.57%	-2.0%	6.6%	-0.38	-0.44	83.81%
Tarragona	-1.7%	6.2%	-0.37	0.21	74.67%	-1.9%	6.7%	-0.42	0.15	75.00%
Teruel	3.4%	6.1%	0.67	0.19	86.36%	3.0%	6.6%	0.60	0.13	86.57%
Toledo	1.7%	6.1%	0.32	0.07	81.64%	1.4%	6.5%	0.26	0.01	81.91%
Valencia	-5.0%	6.2%	-1.09	-1.79	69.60%	-5.2%	6.7%	-1.14	-1.85	69.97%
Valladolid	-5.8%	6.1%	-1.23	-1.21	77.95%	-6.0%	6.7%	-1.27	-1.25	78.23%
Zamora	-6.0%	6.1%	-1.28	-1.99	86.77%	-6.2%	6.6%	-1.34	-2.05	86.97%
Zaragoza	-3.2%	6.1%	-0.69	-0.53	75.92%	-3.3%	6.7%	-0.73	-0.57	76.22%
Promedios Nac.	-1.2%	6.1%	-0.27	-0.70	76.44%	-1.5%	6.6%	-0.32	-0.75	76.75%

A nivel territorial, el incremento de la tasa de vivienda en propiedad es generalizado, siendo, entre otras, precisamente las dos provincias donde se concentran las mayores urbes nacionales, Madrid y Barcelona, en donde se estima este incremento más moderado. En términos relativos cabe destacar la comunidad autónoma canaria, en donde se evidencia que la vivienda habitual en propiedad es la que presenta tasas más bajas de todo el territorio nacional.

No obstante, conviene subrayar que ciertamente resulta muy limitado emplear un modelo macroeconómico para analizar las implicaciones de la reforma del I.R.P.F., puesto que se espera que el cambio impositivo afecte de forma diferente según el nivel de renta. Por esta razón, para poder evaluar más adecuadamente la incidencia de la reforma impositiva por tramos de renta, hemos realizado en el siguiente epígrafe un ejercicio de simulación mediante el uso de datos microeconómicos.

2.2 SIMULACIÓN MICROECONOMÉTRICA DE MEDIDAS DE POLÍTICA FISCAL

Este ejercicio de microsimulación pretende evaluar, por deciles de renta permanente, la posible incidencia que sobre la elección de las distintas alternativas de tenencia de vivienda establecidas en función al grado de urbanización, se puede derivar de la adopción de determinadas medidas de carácter fiscal, como son el efecto de la reciente reforma del I.R.P.F. y la supresión del impuesto sobre la renta que recae sobre la vivienda propia (esto es, eliminar la componente $IRPF_{vda}$ incluida en la expresión del coste de uso del capital residencial en propiedad). Para ello, hemos empleado el modelo de tenencia estimado bajo la especificación alternativa de la variable coste de uso que figura en el cuadro 4.25 del capítulo 4.

Al igual que en el apartado anterior, los efectos precio y renta que según López García (1999) se derivan por el 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 un incremento del 2.6% en la renta permanente, respectivamente.

En los cuadros 5.2 y 5.3 figuran los resultados de las dos simulaciones por deciles de renta permanente. Ambos cuadros 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 y reforma impositiva). Para llevar a cabo este ejercicio de

simulación hemos empleado el software Nlogit 3.0 (Greene (2002)), calculándose el porcentaje medio de individuos que se decanta por cada alternativa de la siguiente forma:

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

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

Los valores obtenidos en el cuadro 5.2 muestran claramente que el incremento que experimenta el coste de uso del capital residencial en propiedad, como consecuencia de eliminar las deducciones fiscales a la vivienda recogidas en la componente IRPF_{vda} (el impuesto sobre la renta que recae sobre la vivienda propia), provoca un efecto positivo e importante sobre la opción del alquiler, y una disminución de la tasa de vivienda en propiedad en torno al 5.5%.

Los resultados por deciles muestran para la alternativa de propiedad en zona urbana alta una incidencia superior a medida que se incrementa el nivel de ingresos. En cambio, la compra en zona urbana media-inferior experimenta las mayores variaciones en los niveles bajos de renta, mientras que en las zonas rurales es en los deciles intermedios.

Por tanto, como cabría esperar, la supresión de las ventajas fiscales que reciben los propietarios de su vivienda genera una incidencia negativa sobre la compra de una vivienda, principalmente en las zonas urbanas, fomentando la opción del alquiler.

Por otra parte, según se desprende del cuadro 5.3, el efecto final que se deriva de la reforma parece ser escaso y va a depender del nivel de renta de los individuos. En este sentido, y a pesar de la heterogeneidad de los resultados, podemos observar que para los niveles de renta más bajos (primer y segundo decil) la nueva legislación del I.R.P.F. parece fomentar la propiedad de una vivienda en detrimento del alquiler, sin embargo, para las rentas medias y altas el nuevo impuesto genera una incidencia negativa sobre la probabilidad de adquirir una vivienda, mostrando una influencia positiva sobre el alquiler. Este resultado se debe, como señala Onrubia y Sanz (1999), Sanz (2000) y López

García (1999), (2004), a la reducción que el cambio impositivo genera sobre el coste de uso en propiedad para las familias con menores rentas, mientras que para los contribuyentes con rentas más elevadas, la nueva ley 40/1998 supone una importante disminución en las ayudas fiscales para la compra de vivienda habitual, al producirse un trasvase de la deducción de los intereses de los capitales ajenos utilizados de la base a la cuota del impuesto, junto al establecimiento de un límite superior (1.5 millones de pesetas) a la deducción. Por ubicación, la reforma incide principalmente sobre la propiedad de una vivienda localizada en zona urbana alta, generando un impacto negativo sobre la misma (-1.76), mientras que para la propiedad rural y el alquiler (esta última a partir del tercer decil) el efecto resulta positivo. Por deciles de renta, observamos que la mayor influencia sobre las distintas alternativas se manifiesta en los deciles superiores, mostrando sobre el alquiler y la propiedad urbana alta un efecto creciente a medida que se incrementa el nivel de renta. Este hecho parece indicar, por tanto, que es en los individuos de mayor renta donde la reforma del I.R.P.F. muestra una mayor incidencia, provocando una repercusión positiva sobre las opciones del alquiler y la compra de una vivienda en una zona urbana media o rural, desincentivando la propiedad en zonas urbanas altas.

Estos resultados difieren de los obtenidos por la simulación macroeconómica del apartado anterior, al estimar ésta última un pequeño incremento de la tasa de vivienda en propiedad en torno al 0.3% a nivel medio nacional como consecuencia de la reforma del I.R.P.F.. En cambio, con el ejercicio de microsimulación, la nueva ley 40/1998 parece fomentar la propiedad de una vivienda en detrimento del alquiler únicamente para los individuos que poseen rentas más bajas (primer y segundo decil). No obstante, además de la limitación que entraña el uso de valores medios para simular los efectos de la nueva regulación impositiva, debemos señalar que el modelo agregado fue estimado empleando datos del año 1991, probablemente demasiado alejados en el tiempo como para generar estimaciones “fiables” de los efectos de la reforma impositiva habida en 1999.

Por último, debemos señalar que López García (1999), (2004) y Onrubia y Sanz (1999) llegan a conclusiones similares sobre los efectos de la reforma impositiva del I.R.P.F..

CUADRO 5.2. Efectos de eliminar la actual desgravación en el IRPF por vivienda habitual en propiedad (diferencia en el porcentaje medio de individuos que se decanta por cada alternativa)

Renta \ Alternativas	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. M.-I.	Propiedad Rural	Alquiler
Deciles de renta:				
1: 770.815-1.290.066 Pts.	-0.407	-4.509	-0.768	5.685
2: 1.290.067-1.512.393 Pts.	-0.411	-4.662	-0.505	5.579
3: 1.512.394-1.741.407 Pts.	-0.576	-3.936	-0.801	5.312
4: 1.741.408-1.959.507 Pts.	-0.709	-3.374	-1.334	5.418
5: 1.959.508-2.229.312 Pts.	-1.067	-3.098	-1.264	5.43
6: 2.229.313-2.528.669 Pts.	-1.506	-2.916	-1.202	5.624
7: 2.528.670-2.885.485 Pts.	-2.39	-2.13	-0.945	5.464
8: 2.885.486-3.372.631 Pts.	-2.825	-1.813	-0.862	5.50
9: 3.372.632-4.025.677 Pts.	-3.745	-1.027	-0.73	5.501
10: 4.025.678-10.953.874 Pts.	-5.801	0.475	-0.053	5.378
Efecto total:	-1.945	-2.694	-0.847	5.487

CUADRO 5.3. Efectos de la reforma del IRPF en materia de vivienda habitual (diferencia en el porcentaje medio de individuos que se decanta por cada alternativa)

Renta \ Alternativas	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. M.-I.	Propiedad Rural	Alquiler
Deciles de renta:				
1: 770.815-1.290.066 Pts.	-0.295	0.515	0.701	-0.923
2: 1.290.067-1.512.393 Pts.	-0.357	-0.311	0.727	-0.059
3: 1.512.394-1.741.407 Pts.	-0.559	-0.708	0.768	0.499
4: 1.741.408-1.959.507 Pts.	-0.711	-0.585	0.622	0.673
5: 1.959.508-2.229.312 Pts.	-1.005	-0.404	0.626	0.784
6: 2.229.313-2.528.669 Pts.	-1.378	-0.190	0.581	0.986
7: 2.528.670-2.885.485 Pts.	-2.163	0.365	0.786	1.012
8: 2.885.486-3.372.631 Pts.	-2.496	0.491	0.802	1.203
9: 3.372.632-4.025.677 Pts.	-3.186	0.917	0.899	1.370
10: 4.025.678-10.953.874 Pts.	-5.488	2.671	0.984	1.834
Efecto total:	-1.764	0.276	0.750	0.738

3. TENENCIA DE VIVIENDA Y DESEMPLEO

Diversos autores han presentado evidencia de los vínculos existentes entre el mercado de vivienda y el mercado de trabajo (Hughes y McCormick (1987), Bover y otros (1989), Blanchard y Katz (1992), y recientemente, McCormick (1997), Oswald (1996), (1999), Henley (1998), Cameron y Muellbauer (2001), y Green y Herndershott (2001)). Por una parte, se ha argumentado (Bover y otros (1989)) que hay al menos cinco fuentes

de influencia del mercado de vivienda sobre el mercado de trabajo: el efecto de la elección de tenencia de vivienda sobre la movilidad de los trabajadores, el efecto sobre los individuos del coste de vida, el efecto del coste de localización para las empresas, efecto riqueza sobre el consumo e inversión regional, y finalmente, el efecto de las expectativas sobre las futuras ganancias de capital derivadas de los movimientos del precio de las viviendas y del suelo. Por otro lado, la incidencia del mercado del trabajo sobre el mercado de vivienda se produce principalmente a través del efecto sobre la renta permanente. De este modo, se establece una verdadera influencia bidireccional entre ambos mercados.

En los últimos años, diferentes autores se han centrado en analizar la primera vía de influencia comentada anteriormente. En primer lugar, Oswald (1996), (1999) establece la existencia de una sorprendente relación positiva entre la tasa de vivienda principal en propiedad y la tasa de desempleo, basada en el efecto restrictivo que este tipo de tenencia genera sobre la movilidad laboral. Oswald proporciona múltiples datos sobre países y regiones de la OCDE (Estados Unidos y regiones del Reino Unido, Italia, Francia, Suecia, y Suiza) para apoyar la tesis de que las tasas de vivienda en propiedad y de desempleo están correlacionadas positivamente tanto a nivel de nacional como regional. Él concluye que los países o regiones que poseen 10 puntos porcentuales más alta la tasa de vivienda en propiedad tienen aproximadamente dos puntos porcentuales por encima la tasa de paro. Esta argumentación le permitió explicar una parte importante del incremento de la tasa de desempleo en Europa desde 1960, dada la caída experimentada por el mercado privado de alquiler y el incremento de la vivienda en propiedad.

La hipótesis de Oswald es posteriormente reforzada por medio del modelo de equilibrio general desarrollado por Layard y otros (1991), denominado teoría estructuralista del desempleo por Phelps (1994), como se ilustra en las contribuciones de Nickell (1998), Madsen (1998) o Nickell y Layard (1999). Las conclusiones más relevantes del modelo pueden ser resumidas en la siguiente frase: Si el desempleo influye sobre los salarios en el largo plazo (aspecto éste sobre el que existe una importante evidencia, como puede verse en Nickell (1998)), entonces el desempleo tenderá a estar anclado a aquellas variables que determinan el salario y los precios. Entre los distintos factores estructurales e institucionales que influyen sobre salarios y precios cabe señalar entre otros, las leyes y regulaciones que cubren los derechos de los trabajadores, el sistema de determinación de los salarios, los impuestos que recaen sobre el trabajo, el sistema de

seguridad social y tratamiento de los desempleados, el sistema de educación y enseñanza, así como otras características del mercado de trabajo como son el coste de despido o las barreras a la movilidad geográfica. Es precisamente en este último aspecto en el que se basan Nickell (1998) y Nickell y Layard (1999) para apoyar la hipótesis de Oswald. Ambos trabajos muestran evidencias empíricas para sostener que la vivienda en propiedad tiende a incrementar el desempleo. Sus estudios fueron realizados para 20 países de la OCDE empleando datos pertenecientes al periodo 1983-88 y 1989-94. Al mismo tiempo, estos autores cuestionan esta línea de argumentación, al señalar:

“Dado que los parámetros del modelo dependen crucialmente del mercado de trabajo y otras instituciones que difieren entre los distintos países y que cambian con el tiempo, debemos esperar que la forma de la ecuación de desempleo resulte diferente en los distintos países y exhiba parámetros inestables en el tiempo. Imponer por tanto coeficientes comunes a distintos países genera problemas” (Nickell (1998), p. 805).

y

“si esto es una barrera a la movilidad, como propone Oswald (1996), es otra cuestión” (Nickell y Layard (1999) pp. 3055).

Posteriormente, Green y Hendershott (2001) examinan el argumento de Oswald analizando, mediante el uso de datos agregados en Estados Unidos por estado y por grupos de edad, las variaciones experimentadas por las tasas de vivienda principal en propiedad y de desempleo entre el periodo 1970 y 1990, teniendo en cuenta como la vivienda en propiedad y el desempleo están correlacionados con la edad (las cohortes más viejas generalmente presentan una mayor tasa de vivienda en propiedad y una menor tasa de paro que las cohortes jóvenes). Los resultados que obtienen muestran que únicamente para los grupos de edad intermedia (35-64 años) se confirma empíricamente esta relación positiva entre ambas tasas. Del mismo modo, parece resultar escasa la evidencia de esta relación para los grupos más jóvenes (menores de 35) y para los grupos de mayor edad (más de 65), así como para el total de la población.

La modelización de la relación entre tenencia de vivienda-desempleo con los modelos microeconómicos desarrollados en el capítulo 4 resulta difícil, debido a la insuficiente información en la ECPF y por la existencia de una alta correlación entre renta y

desempleo que hace necesario elegir entre una de las dos como explicativa, escogiéndose la renta por ser de enorme peso, mientras que el desempleo puede hacer simplemente de proxy de la renta.

Por otra parte, en Barrios y Rodríguez (2004a) desarrollamos un modelo de ecuaciones simultáneas con datos agregados a nivel provincial para 1991, que perseguía modelizar la relación bidireccional existente entre la tasa de vivienda en propiedad y desempleo, afrontándose así el problema de simultaneidad entre ambas variables, e intentando reducir el sesgo de variables omitidas con la introducción de una serie de variables explicativas agregadas adicionales.

Por tanto, el objetivo de este apartado es añadir evidencia empírica que nos permita corroborar si a nivel de las provincias españolas se verifica o no la hipótesis de Oswald que establece la existencia de una relación positiva entre la tasa de desempleo y la tasa de vivienda habitual en propiedad.

3.1 MODELO AGREGADO A NIVEL PROVINCIAL DE ELECCIÓN DE TENENCIA Y DESEMPLEO

En este modelo de ecuaciones simultáneas, en primer lugar la tasa de vivienda en propiedad (π_t) se hará depender, al igual que en el capítulo 4 (apartado 2), de la evolución actual y pasada del coste de uso relativo de propiedad sobre alquiler, de una serie de variables demográficas D_t , como es el porcentaje de población por tramos de edad, porcentaje de población por estado civil, etc. Por último, como proxy de la renta permanente emplearemos ahora la tasa de desempleo (U_t), ya que esto nos permitirá analizar de forma simultánea la relación bidireccional entre la tasa de vivienda en propiedad y la tasa de desempleo. Esto es, suponemos:

$$\pi_t = f(C_{UVt}/C_{RVt}, C_{UVt-1}/C_{RVt-1}, \dots, U_t, D_t) \quad (5.2)$$

Ahora bien, nuestro interés se centra también en desarrollar un modelo parsimonioso que nos permita analizar el impacto mutuo entre desempleo y régimen de tenencia de la vivienda principal a nivel de las provincias españolas. Aunque la mayor parte de los modelos que relacionan el nivel de desempleo y tenencia de vivienda han formulado esta relación concentrándose exclusivamente en los efectos que los precios relativos de la vivienda genera sobre el desempleo (Blanchard y Katz (1992), Cameron y Muell-

bauer (2001)), nuestra intención aquí es especificar un modelo que relacione ambos directamente, sin variables que actúen como proxies entre ellos (al igual que Oswald (1996), Nickell (1998), Nickell y Layard (1999), y Green y Herdershott (2001)). Adicionalmente, debemos tener en cuenta que aquellas variables que puedan reflejar diferencias en la rigidez del mercado de trabajo (impuestos sobre el trabajo, protección de los desempleados, etc.) no pueden ser introducidas en un modelo regional de desempleo.

Aparte de la tasa de vivienda en propiedad, la moderna literatura que trata de modelizar la tasa de desempleo, enfatiza la idea de histéresis (Blanchard y Summers (1986), Bentolila y Blanchard (1990), Layard y otros (1991), Oswald (1996)), sugiriendo que el desempleo sigue un cierto proceso autorregresivo; además de la existencia de una curva de salario (Blanchflower y Oswald (1994)), es decir, los empleados que trabajan en áreas donde existe un alto nivel de desempleo ganan menos, manteniendo constante el resto de las variables, que aquellos que trabajan en zonas de bajo desempleo. Finalmente, diferentes modelos como el de Phelps (1994) incluyen la proporción de población joven en edad de trabajar (normalmente menores de 24 años de edad) para tener en cuenta la influencia de los factores demográficos sobre el desempleo. En la misma línea, nosotros vamos a incluir esta variable en la ecuación de desempleo, asumiendo implícitamente la hipótesis de que son los trabajadores más jóvenes los que tienen mayores dificultades para ser contratados.

En consecuencia, llegamos a una especificación de la forma:

$$U_t = g(U_{t-1}, U_{t-2}, \dots, Y_t, POY_t, \pi_t) \quad (5.3)$$

donde U_t es la tasa de desempleo, Y_t es la renta per cápita, π_t la tasa de vivienda habitual en propiedad, y POY_t la proporción de población joven en edad de trabajar.

Manteniendo constantes todos los demás factores, es de esperar que sobre la tasa actual de desempleo sus valores pasados presenten una influencia positiva, un efecto negativo de la variable renta per cápita, y una incidencia positiva de la proporción de población joven en edad de trabajar. La influencia de la variable tenencia de vivienda resulta de signo ambiguo, y dependerá de la probabilidad de la hipótesis de Oswald.

Para estimar las ecuaciones (5.2) y (5.3), y teniendo en cuenta la escasez de datos de vivienda en propiedad en España (la disponibilidad de información sobre los distintos tipos de tenencia de vivienda en España a nivel provincial esta limitado prácticamente a la información procedente del censo de población y vivienda, que es realizado cada diez años), nosotros hemos empleado para este estudio los datos de corte transversal correspondientes a 1991, donde las unidades de observación recaen sobre cada una de las 46 provincias españolas de régimen común.

Para mejorar los modelos desarrollados previamente en la literatura que abordan este tema, hemos procedido de la siguiente forma.

En primer lugar, para resolver el problema de simultaneidad o endogeneidad asociado con la relación entre la tasa de desempleo y la tasa de vivienda en propiedad, adoptamos un sistema de ecuaciones simultáneas que nos permita estimar de una forma conjunta las ecuaciones (5.2) y (5.3), empleando variables instrumentales para la tasa de vivienda en propiedad y la tasa de desempleo.

Adicionalmente, adoptaremos como variables dependientes el logaritmo natural del porcentaje de vivienda principal en propiedad (π) y del porcentaje de desempleo (Paro) en cada provincia española en 1991 (las denominaremos respectivamente, $\log Ten$ y $\log Paro$).

Finalmente, para reducir el error de omisión de variables, incluimos en ambas ecuaciones otros importantes factores de influencia. Más concretamente, en la ecuación de tenencia hemos incluido, además de la tasa de desempleo, similares variables explicativas a las consideradas en el modelo agregado recogido en el apartado 2 del capítulo 4, esto es: la primera diferencia del ratio entre el coste de uso anual del capital residencial en propiedad sobre alquiler ($\Delta CpAlq$), el porcentaje de población provincial que presenta el estado civil divorciado, separado o viudo (**DiSe, Vi**), y como variable de población, se ha incluido el porcentaje de población entre 20 y 24 años (**Pob2034**), ambos extremos inclusive, sobre la población total de cada provincia. De entre los diferentes tramos de edad poblacionales, finalmente se ha optado por incluir esta última variable por ser la que más significativamente influía sobre la tasa de vivienda principal en propiedad. Por su parte, la definición y cálculo de la variable $\Delta CpAlq$ se encuentra detallada en el capítulo 3 de esta memoria (apartado 3).

Por otro lado, incluimos como variables explicativas para la ecuación del desempleo, aparte de la tasa de vivienda en propiedad, las siguientes:

a) **Pob1524**. Debido a las limitaciones de los datos, hemos incluido el porcentaje de población entre los 15-24 años como proporción de población joven en edad de trabajar (considerada entre los 16 y 24 años). Es de esperar que esta variable presente un efecto positivo sobre la tasa de desempleo.

b) **LnRPC**: Logaritmo de la renta disponible per cápita a nivel provincial. Bajo las hipótesis habituales, incrementos en esta variable deberían disminuir el desempleo observado e incrementar la tasa de vivienda en propiedad.

c) **LogParo₈₉**: Para reflejar la idea de histéresis, introducimos el logaritmo de la tasa de desempleo en cada una de las provincias con un retraso en el tiempo de dos años. Hemos intentado incluir en el modelo la tasa de desempleo con un retardo de uno y dos años, y, con y sin transformación logarítmica. Al final hemos encontrado mejores niveles de significatividad y un mejor ajuste del modelo con una transformación logarítmica y considerando un retardo de dos años. Las fuentes empleadas para evaluar las variables incluidas figuran en el capítulo 3 de esta memoria (apartado 3).

En consecuencia, el modelo de determinación simultánea de las tasas de vivienda en propiedad y desempleo para las provincias españolas responderá a la siguiente ecuación:

$$\text{LogTen}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Pob2034}_i + \alpha_2 \text{DiSe}_i + \alpha_3 \text{Vi}_i + \alpha_4 \Delta \text{CpAlq}_i + \alpha_5 \text{Paro}_i + \varepsilon_i \quad (5.4)$$

$$\text{LogParo}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Pob1524}_i + \beta_2 \text{LnRPC}_i + \beta_3 \text{LogParo}_{89i} + \beta_4 \pi_i + \eta_i \quad (5.5)$$

donde los subíndice i recorre las 46 provincias españolas de régimen común y ε_i y η_i representan los términos de error.

Para estimar este sistema de ecuaciones simultáneas hemos empleado el procedimiento de mínimos cuadrados en tres etapas (3SLS) incluido en el software econométrico Limdep 7.0 (para una información detallada sobre este procedimiento ver Greene (1999)), con todas las variables exógenas como instrumentos. Para evitar la posible correlación de la variable LogParo_{89} con el componente de error, hemos incluido en su

lugar como instrumento el logaritmo del desempleo con un desfase de tres periodos (LogParo_{88}). Los resultados obtenidos se resumen en el cuadro 5.4.

CUADRO 5.4. Estimación por mínimos cuadrados en tres etapas del sistema de ecuaciones simultáneas (5.4)-(5.5)

Variables	Coefficientes	Estadístico t	Significancia	Valor medio
<i>Ecuación de tenencia (5.4)</i>				
Constante	1.185	3.531	0.0004	
Pob2034	-3.935	-3.775	0.0002	0.2309
DiSe	-10.720	-7.506	0.0000	0.0089
Vi	-5.348	-3.359	0.0008	0.0657
ΔCpAlq	-0.015	-3.043	0.0023	1.7739
Paro	-0.213	-1.651	0.0988	0.1558
Estadísticos de contraste de la regresión:				
R^2	0.7361			
\bar{R}^2	0.7032			
F	22.32		0.0000	
<i>Ecuación de desempleo (5.5)</i>				
Constante	9.255	2.536	0.0003	
Pob1524	3.328	1.754	0.0794	0.1611
LnRPC	-0.666	-4.000	0.0001	13.833
LogParo_{89}	0.658	9.462	0.0000	-1.9095
π	-1.600	-2.847	0.0044	0.7957
Estadísticos de contraste de la regresión:				
R^2	0.9156			
\bar{R}^2	0.9074			
F	111.27		0.0000	

De los resultados obtenidos, cabe destacar el alto poder explicativo de ambas ecuaciones, así como la significatividad de la variable asociada al coste de uso relativo propiedad/alquiler, además de presentar todos los coeficientes de las variables exógenas los signos esperados. Es más, nuestros resultados sugieren que hay un efecto significativo entre las tasas de vivienda en propiedad y desempleo, pero este efecto resulta ser negativo en cada una de las direcciones. De este modo, con este modelo confirmamos que en España, un mayor nivel de vivienda principal ocupada en propiedad no genera un mayor nivel de desempleo, en contra de la evidencia presentada por Oswald, Nickell y Layard, o parcialmente, por Green y Hendershott. Más concretamente, las provincias que pre-

sentan una tasa de vivienda en propiedad superior en 10 puntos porcentuales tienen tasas de desempleo que son aproximadamente 2.2 puntos porcentuales más bajos. Esta relación negativa podría ser explicada por la existencia de externalidades positivas asociadas con la vivienda en propiedad (Green y White (1997), Aaronson (2000), DiPasquale y Glaeser (1999), Rossi y Weber (1996)), así como por la enorme influencia de un amplio mercado hipotecario, entre otros posibles factores.

Al mismo tiempo, nuestros resultados reflejan una relación aparentemente más natural, que el desempleo claramente desanima el acceso a la propiedad de una vivienda. Particularmente, encontramos que en los valores medios, las provincias con un desempleo superior en 10 puntos porcentuales tienen aproximadamente una tasa de vivienda en propiedad inferior en 1,7 puntos porcentuales. Henley (1998) obtiene similares conclusiones empleando datos microeconómicos del Reino Unido.

Por consiguiente, la persistencia en España de altos niveles de desempleo y vivienda principal en propiedad puede ser explicado, contrariamente a la evidencia presentada para otros países y regiones por Oswald (1996), (1999), Nickell (1998), Nickell y Layard (1999) y Green y Hendershott (2001), en términos de la importancia cultural de la vivienda en propiedad en España y una larga tradición de política de vivienda favorecedora de la misma. Por tanto, según se desprende de los resultados que hemos obtenido, no resulta incompatible la consecución simultánea de dos objetivos que han sido fundamentales para la política económica seguida en España en los últimos tiempos: facilitar el acceso a una vivienda en propiedad y la reducción del desempleo, como podría ser deducido de los trabajos de Oswald, Nickell y Layard, y Green y Hendershott. Además, cualquier avance en uno de estos dos objetivos en España, redundará en una mejora del otro.

4. TENENCIA DE VIVIENDA Y DISEÑO URBANÍSTICO

Dentro de las múltiples implicaciones económicas y sociales que se pueden derivar de la forma de tenencia de la vivienda principal, ha sido escaso el número de trabajos desarrollados que analicen el posible impacto sobre el diseño urbanístico y el crecimiento espacial de las ciudades, a pesar de la existencia de toda una amplia literatura sobre crecimiento urbano.

El incremento de la demanda de viviendas constituye el principal factor determinante del crecimiento espacial de las ciudades. Dado que esta mayor demanda de vivienda puede estar generada tanto por propietarios como arrendatarios, se hace necesario conocer los principales factores que determinan la elección del régimen de tenencia (propiedad o alquiler) de la vivienda habitual así como su ubicación en el entorno urbano.

Si atendemos a los resultados obtenidos en el estudio de la tenencia de la vivienda según el grado de urbanización desarrollado en el punto 3.1.c del capítulo 4 de esta memoria, podemos observar como la variable renta permanente se convierte (junto con el precio) en el elemento más relevante a la hora de explicar las decisiones sobre elección de tenencia, mostrando esta componente económica un signo positivo respecto a la propiedad en una zona urbana y negativo para las restantes. Por tanto, un incremento en la renta permanente aumenta la probabilidad de optar por la propiedad de una vivienda en las zonas urbanas, provocando una disminución en las probabilidades del alquiler, y de la propiedad en las zonas rurales, contribuyendo con ello a un mayor crecimiento de las ciudades.

De igual modo, el precio de los inmuebles constituye un factor determinante a la hora de decidir el tipo de tenencia y la localización de la vivienda. Por tanto, el crecimiento urbano dependerá en parte de la evolución que experimenten los precios residenciales en las distintas localizaciones.

Por su parte, otra variable que muestra una gran influencia en la elección del tipo de tenencia es la edad del sustentador principal. Los resultados obtenidos muestran que aumentos en la edad del sustentador principal incrementan la probabilidad de optar por la propiedad de una vivienda, principalmente en zonas urbanas medias-inferiores y en el ámbito rural, disminuyendo la probabilidad de acudir al régimen de alquiler. Si atendemos al estado civil, son los casados los que manifiestan una mayor preferencia por la propiedad en las zonas urbanas. De igual modo, una mayor capacidad de ahorro y un mayor nivel de estudios parecen desempeñar un efecto positivo sobre la propiedad en zona urbana alta.

Por tanto, según se desprende de los resultados obtenidos, la incidencia de la forma de tenencia-localización de la vivienda sobre el crecimiento urbano vendrá determinada

en parte por la evolución que experimenten las variables que mayor influencia desempeñan en esta decisión, principalmente renta, precio y edad.

Esto lo podemos apreciar con mayor claridad si realizamos un ejercicio de simulación empleando, por ejemplo, los modelos microeconómicos de elección de tenencia-grado de urbanización recogidos en el apartado B) del punto 3.1.c del capítulo 4 de esta memoria, en donde estimamos tres modelos logit mixtos que difieren por emplear una distinta medida del coste de la vivienda: precio, coste de uso “tradicional” (C_u) y éste dividido por la renta permanente (C_u/Y_p).

4.1 EJERCICIO DE SIMULACIÓN SOBRE LA TENENCIA-GRADO DE URBANIZACIÓN

Con objeto de analizar el impacto que sobre la elección de las distintas alternativas de tenencia provocaría un cambio en las variables: edad, nivel de precios y renta permanente, hemos realizado un ejercicio de simulación³ atendiendo a la posible modificación que dichas variables puedan experimentar entre nuestro periodo de estudio 1999 y el año 2004. Para ello, y basándonos en la evolución acumulada media experimentada en estos años, hemos considerado los siguientes valores para el año 2004: incremento acumulado de un 13% en la renta permanente⁴ (esto equivaldría a un crecimiento en renta corriente del 13% si suponemos que la renta transitoria se mantiene constante), aumento de la edad en 5 años, un incremento en el nivel de precio de la vivienda de un 80% en la compra de una vivienda y de un 20% en el precio de alquiler, además del efecto conjunto que englobe simultáneamente todos estos cambios.

En este ejercicio se ha descartado la posibilidad de realizar una simulación sobre las distintas componentes de carácter fiscal contenidas en la variable coste de uso (como son el tipo de interés, tipos marginales del IRPF, impuesto sobre bienes inmuebles, etc.) debido al reducido efecto o peso que esta variable presenta sobre las probabilidades de elección de las distintas alternativas, a pesar de resultar ser una variable estadísticamente significativa en el modelo.

³ El software empleado para realizar la simulación ha sido Nlogit 3.0

Los resultados de la simulación aplicada sobre los tres modelos logit mixtos estimados con la variable precio y un indicador del coste de uso para la muestra 3, figuran en el cuadro 5.5, donde se recoge la diferencia que experimenta el porcentaje medio de individuos que seleccionan cada una de las alternativas, ante los cambios impuestos en las variables edad, renta permanente y nivel de precios.

Según los valores obtenidos en el cuadro 5.5, la modificación conjunta de las tres variables provocaría una mayor preferencia por la propiedad en una zona urbana alta, y una disminución en las probabilidades de optar por la propiedad rural y el alquiler.

Por otra parte, el incremento considerado en el nivel de precios generará un impacto negativo sobre las alternativas de la propiedad, en favor del régimen de alquiler.

CUADRO 5.5. Efecto estimado sobre la tenencia-grado de urbanización (diferencia en el porcentaje medio de individuos que se decanta por cada alternativa)

Alternativas Incrementos	Propiedad Urb. Alta	Propiedad Urb. Med.-I.	Propiedad Rural	Alquiler
Modelo logit mixto (Precio)				
Edad	2.180	-1.246	0.021	-0.954
Precios Vivienda	-0.290	-0.295	-0.098	0.683
Renta Permanente	0.751	0.657	-1.129	-0.278
Ef. Conjunto	2.675	-0.801	-1.160	-0.714
Modelo logit mixto (Cu)				
Edad	1.323	0.196	-0.501	-1.019
Precios Vivienda	-0.608	-0.573	-0.055	1.236
Renta Permanente	0.654	0.933	-1.128	-0.459
Ef. Conjunto	1.355	0.607	-1.633	-0.328
Modelo logit mixto (Cu/Yp)				
Edad	1.656	-1.556	0.491	-0.591
Precios Vivienda	-0.769	-0.029	0.198	0.600
Renta Permanente	0.553	0.644	-1.046	-0.151
Ef. Conjunto	1.577	-0.818	-0.389	-0.369

El incremento en la renta permanente favorece la compra de una vivienda en una zona urbana, generando un efecto negativo sobre el alquiler y la propiedad rural. Por

⁴ Para la realización de esta simulación se ha supuesto que los incrementos en la renta no provocan modificaciones en la variable coste de uso vía modificaciones en los tipos marginales.

último, la consideración de un incremento de cinco años en la edad provocará que los individuos se decanten más por la propiedad de una vivienda en una zona urbana alta, y menos por el alquiler.

En conjunto, la evolución simulada para las variables relativas a la edad, precios de la vivienda, y renta permanente, provocaría un incremento de la propiedad en zonas urbanas en un rango que va desde un 0.76% (modelo con Cu/Y_p), hasta un 1.8% (modelo con precio hedónico), en detrimento de la propiedad rural o el alquiler. En todo caso el aumento más acusado se produciría en la propiedad urbana alta (entre un 1.57% y un 2.67%, respectivamente).

5. OTRAS IMPLICACIONES DE LA TENENCIA DE VIVIENDA

Entre las implicaciones sociales que se pueden derivar de la vivienda en propiedad, se ha destacado el efecto positivo que este tipo de tenencia genera sobre la formación y los resultados escolares obtenidos por los hijos de las familias que son propietarias de su vivienda.

En este sentido, la evidencia empírica aportada por diversos autores (Green y White (1997), Aaronson (2000), Haurin y otros (2002), entre otros) encuentra que la vivienda en propiedad ejerce una influencia positiva sobre los resultados escolares de los hijos de las familias propietarias, debido a que este tipo de tenencia mejora sus habilidades cognitivas, además de generar en ellos conductas socialmente más aceptables.

Entre las causas que explicarían este resultado se encuentra la mayor estabilidad geográfica y el mejor ambiente familiar que implica la tenencia en propiedad frente al régimen de alquiler. En este sentido, se ha evidenciado que una alta movilidad por parte de las familias repercute negativamente en los resultados escolares de sus hijos. Por otra parte, la mayor inversión financiera que realizan los propietarios en su ambiente residencial (creando zonas de juego y de mayor equipamiento, y contribuyendo a un mejor mantenimiento del vecindario) genera un clima más acorde para la formación y desarrollo de los hijos.

La importancia de estos resultados ha motivado que algunos autores argumenten la necesidad de llevar a cabo una intervención gubernamental que favorezca la tenencia de

vivienda en propiedad para ayudar con ello a la obtención de mejores resultados escolares en los niños, y para generar en ellos conductas socialmente más aceptables. En este sentido, para estos autores el gasto público destinado a la educación debe ser reforzado por una partida de gasto que fomente la tenencia de vivienda en propiedad.

Otra externalidad de la vivienda en propiedad que ha resultado objeto de estudio, es la relación entre el tipo de tenencia de la vivienda y la salud de sus inquilinos (Kind y otros (1998), Fogelman, Fox y Power (1989), Macintyre y otros (1998), entre otros). Los múltiples estudios que han analizado esta relación muestran la existencia de una significativa y positiva correlación entre la tenencia de vivienda en propiedad y la mejor salud física de sus ocupantes.

Desde un punto de vista teórico se podrían esgrimir diversas razones para apoyar la tesis de que las familias propietarias de su vivienda gozan de mejor salud que las familias arrendatarias. En primer lugar, los propietarios de su vivienda llevan a cabo un mejor mantenimiento de la vivienda que los arrendatarios, entre otras razones porque no desean que el valor de su inversión se vea reducido. Este mejor mantenimiento de la vivienda mejora las condiciones de habitabilidad provocando una incidencia positiva sobre la salud. En segundo lugar, el hecho de que los propietarios presenten menos movilidad geográfica que los arrendatarios, hace que los propietarios dispongan de un mayor conocimiento sobre los centros de salud y recursos médicos que existen en su comunidad. En tercer lugar, la posesión de una vivienda proporciona estabilidad económica a su propietario en periodos de cambio económico, al poder sufragar futuros gastos sanitarios mediante la venta de su vivienda.

Conviene destacar, que a pesar de que son numerosos los estudios que evidencian que los propietarios disfrutan de una mejor salud que los arrendatarios, muchos de ellos adolecen de falta de rigor econométrico, debido en parte, a las limitaciones en la disponibilidad de datos y a las técnicas econométricas empleadas.

De igual modo, la incidencia de la tenencia en propiedad sobre el número de nacimientos constituye otro de los efectos sobre los que no existe una evidencia clara en la literatura. Por otro lado, los estudios aportados parecen indicar que los propietarios se involucran en mayor medida que los arrendatarios en las actividades sociales y políticas de su vecindario, además de contribuir a una mayor dotación de bienes públicos durade-

ros para el vecindario. Este hecho se debe, en parte, a que los propietarios desean ver incrementado el valor de su inversión en vivienda.

A pesar del creciente número de estudios realizados, son múltiples los huecos aún existentes en la literatura sobre las consecuencias o implicaciones sociales y económicas que se derivan de la tenencia de vivienda en propiedad. En este sentido, la mayor cantidad y mejor calidad de las actuales fuentes de datos, junto con el empleo de las nuevas técnicas y modelos econométricos permitirá analizar con un mayor rigor muchas de estas implicaciones, así como sus consecuencias desde el punto de vista de la política económica.

CUESTIONES ABIERTAS

Esta memoria aborda un estudio del mercado de la vivienda a nivel nacional, analizando desde una perspectiva tanto macroeconómica como microeconómica, los factores o variables que determinan la elección del tipo de tenencia y la demanda de vivienda en España. Aprovechamos los modelos desarrollados para contrastar desde un punto de vista empírico, la influencia de la política fiscal vigente en materia de vivienda habitual, especialmente de la regulación del I.R.P.F. sobre el acceso a la vivienda habitual en propiedad, la posible relación bidireccional existente entre la tasa de desempleo y la tasa de vivienda habitual en propiedad, así como una primera valoración sobre los efectos de la evolución de diferentes variables socioeconómicas, en términos de localización urbana. Para llevar a cabo esta investigación hemos tenido que asumir las limitaciones propias derivadas de la disponibilidad de los datos y técnicas econométricas existentes en el momento de iniciar esta investigación. Por otro lado, el trabajo realizado nos permite afrontar el estudio de nuevos aspectos relacionados con el mercado de la vivienda. A continuación destacamos algunas de las posibles líneas de investigación futuras.

- Realizar una evaluación más adecuada del coste de uso del capital residencial en propiedad. En esta memoria se ha desarrollado una especificación “alternativa” a la recogida hasta ahora en la literatura, que logra mejorar sustancialmente la significatividad de la variable en el modelo de tenencia de vivienda. No obstante, ambas especificaciones, la “tradicional y la “alternativa”, muestran el problema habitual de medir las expectativas de ganancias de capital. El desconocimiento sobre la formación de expectativas que realizan los individuos respecto a la revalorización de su vivienda hace que esta componente del coste de uso adopte un carácter incierto. Por lo tanto, una mejor calibración de la misma permitiría un ajuste más realista de la variable coste de uso. En este sentido, los datos de panel posibilitan la creación de expectativas de precios basadas en modelos autorregresivos.

- Evaluar a nivel microeconómico el impacto mutuo entre desempleo-vivienda en propiedad, de la misma forma que llevamos a cabo en el capítulo 5 a un nivel provincial (apartado 3).

- Analizar, a través del concepto de coste de uso y a un nivel microeconómico, el impacto que puede generar la adopción de determinadas medidas de carácter fiscal conjuntamente sobre la elección del tipo de tenencia y la demanda de vivienda que realizan los individuos. En el capítulo 5, mediante un ejercicio de microsimulación, se evaluó la posible incidencia que sobre la elección de las distintas alternativas de tenencia de vivienda establecidas en función al grado de urbanización, se puede derivar de la reciente reforma del I.R.P.F. y la supresión de la actual deducción por vivienda habitual vigente en el I.R.P.F.. Del mismo modo, se podría simular el impacto de nuevas reformas tributarias, así como el efecto de modificaciones en los tipos de interés, imposición local, tipos marginales del I.R.P.F., etc.

- Utilizar el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) como fuente de datos longitudinales. Para el estudio de la tenencia y demanda de vivienda recogidos en esta memoria se emplearon los datos microeconómicos de corte transversal de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) correspondiente al año 1999 (último año disponible cuando comenzamos esta investigación), debido a que el PHOGUE para España carecía de paneles lo suficientemente largos y con información adecuada (por ejemplo, carecen de información sobre precios de la vivienda habitual y sobre características de la vivienda como son los m² de la vivienda o datos relativos a la zona de residencia). Sin embargo, en combinación con otras fuentes de datos la mayor longitud que actualmente presentan estos paneles (serie anual 1994 a 2001) nos podría posibilitar el estudio de, entre otras cuestiones:

1. La evolución del nivel de endeudamiento del hogar, así como las ayudas públicas relacionadas con la vivienda.
2. La evolución de los ingresos según el nivel de formación, la estabilidad en el empleo y la frecuencia en los cambios de empleo en relación con la formación.

3. Analizar de forma simultánea las decisiones de movilidad-forma de tenencia y gasto en vivienda (al igual que Ermisch (1996), Goodman (2002) o Colom y Cruz (2003)).

- En caso de disponer de mejores bases de datos de vivienda que posean, por ejemplo, una información más detallada sobre la localización de la vivienda, esto nos permitiría abordar un estudio de la tenencia y demanda de vivienda según se trate de una zona costera o no costera, o incluso por ubicación turística. Del mismo modo, una mayor disponibilidad de datos posibilitaría analizar otro tipo de externalidades de la tenencia de vivienda en España.

- Medición del exceso de gravamen. López García (2003a), (2003b) realiza una primera aproximación al cálculo del exceso de gravamen generado por el tratamiento fiscal favorable a la vivienda en propiedad vigente actualmente en España, empleando un modelo teórico dinámico de evolución de precios e inversión residencial bruta en la línea de Poterba (1984), distinguiendo precios del suelo exógenos y endógenos. Su análisis se basa en la evolución del exceso de gravamen mediante aproximaciones del tipo triángulo de Harberger a un estado estacionario definido y, en consecuencia, reduciendo el problema al análisis “tradicional” del exceso de gravamen en un marco estático.

Por el contrario, trabajos reconocidos como los de Small y Rosen (1981) y Hanneman (1985), o más reciente de Dagsvik y Karlström (2004), muestran que cuando un bien puede ser adquirido bajo un número discreto de variedades mutuamente exclusivas, como es el caso de la vivienda, cualquier variación en el precio de una variedad (o cualquiera de las variables exógenas que determinen sus características o las del consumidor), afectará a la elección entre las alternativas disponibles que realiza el consumidor. En consecuencia, a la hora de medir el cambio en el bienestar producido en el consumidor o el exceso de gravamen, habrá que tener en cuenta la posibilidad de que los individuos elijan permanecer en el consumo de la variedad afectada o, por el contrario, abandonarla o acceder a ella en el caso de que no la consumiera anteriormente.

Los modelos microeconómicos de elección de tenencia y demanda de vivienda desarrollados en el capítulo 4 pueden hacer factible el análisis del exceso de gravamen teniendo en cuenta estas consideraciones.

- Ajustar los modelos macroeconómicos desarrollados en esta memoria a los nuevos datos disponibles del Censo de Población y Viviendas de 2001. De este modo, podríamos analizar la posible variación temporal de los efectos de las variables explicativas (consideradas en dichos modelos) sobre el régimen de tenencia. Al mismo tiempo, este nuevo modelo nos permitiría realizar una simulación más ajustada del impacto de otras medidas de política económica alternativas sobre la tenencia de vivienda, aunque siempre bajo la limitación inherente al uso de datos agregados o medios.

APÉNDICE

REGRESIONES DE PRECIOS HEDÓNICOS POR CC.AA. AÑO 1999.

ANDALUCÍA

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.722	90.678
Tedif	-0.04477	-1.330
Antiguo	-0.003879	-4.578
Antiguo2	0.0000039	3.921
Nhab	0.0714	1.759
Nhab2	-0.00614	-1.909
M2	0.004321	10.879
Calefac	0.120	2.523
Urbmeinf	-0.352	-7.441
Drural	-0.231	-3.673
Dens1	0.224	4.190
Dens2	0.213	5.334

Nº observaciones: 837

R² ajustado: 0.484

F: 49.567

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	9.805	5.708
Tedif	0.157	0.234
Antiguo	-0.0504	-1.728
Antiguo2	0.000343	1.465
M2	0.02593	3.140
Calefac	0.680	0.819
Urbmeinf	-0.650	-1.278
Drural	0.258	0.207
Dens1	2.137	1.736
Dens2	1.734	1.451

Nº observaciones: 69

R² ajustado: 0.268

F: 2.749

Nivel significación: 0.016

ARAGÓN/NAVARRA/RIOJA

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.332	64.061
Antiguo	-0.00362	-2.257
Antiguo2	0.00001914	1.714
Nhab	0.189	4.078
Nhab2	-0.0175	-4.869
M2	0.00422	7.086
Calefac	0.276	5.537
Urbmeinf	-0.326	-5.803
Drural	-0.463	-6.592
Dens1	0.356	7.523
Dens2	0.299	1.995

Nº observaciones: 728

R² ajustado: 0.448

F: 47.316

Nivel significación: 0.000

ALQUILER (Total)		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	8.673	5.972
Tedif	0.372	-0.728
Antiguo	-0.04052	-3.255
Antiguo2	0.0002656	2.366
M2	0.003074	0.735
Urbalt	0.468	0.805
Urbmeinf	0.162	0.381
Dens1	0.817	3.588
Dens2	0.668	1.501

Nº observaciones: 49

R² ajustado: 0.619

F: 5.871

Nivel significación: 0.000

ALQUILER (sólo Dens)		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	8.497	6.206
Tedif	-0.507	-1.310
Antiguo	-0.04244	-3.612
Antiguo2	0.02773	2.585
Nhab	1.605	3.160
Nhab2	-0.136	-3.205
M2	0.002911	0.731
Dens1	0.883	4.585
Dens2	0.546	1.836

Nº observaciones: 49

R² ajustado: 0.640

F: 7.672

Nivel significación: 0.000

ALQUILER (sólo Urban)		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	10.041	5.613
Tedif	-0.770	-1.464
Antiguo	-0.03934	-2.555
Antiguo2	0.0002701	1.924
Nhab	1.156	1.734
Nhab2	-0.104	-1.876
M2	0.004998	0.949
Urbalt	0.899	1.697
Urbmeinf	0.391	1.381

Nº observaciones: 49

R² ajustado: 0.385

F: 3.344

Nivel significación: 0.012

ASTURIAS

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.709	50.692
Tedif	0.381	3.811
Nhab	0.105	1.397
Nhab2	-0.01071	-1.670
M2	0.004482	4.382
Calefac	0.159	3.499
Urbmeinf	-0.285	-3.212
Rural	-0.136	-1.051
Dens2	-0.286	-4.772
Dens3	-0.775	-7.824
Caprov	0.235	4.578

Nº observaciones: 339

R² ajustado: 0.483

F: 27.521

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	13.279	25.344
Tedif	-0.828	-2.412
Calefac	0.639	3.051
Urbmeinf	-1.187	-2.143
Rural	-0.860	-1.351
Dens2	-0.01492	-0.054
Dens3	0.246	0.703
Caprov	0.813	3.194

Nº observaciones: 35

R² ajustado: 0.504

F: 5.350

Nivel significación: 0.001

BALEARES

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.755	102.204
Tedif	-0.138	-2.578
Nhab	0.07541	2.184
Nhab2	-0.001317	-0.610
M2	0.00130	2.272
Calefac	0.296	4.053
Dens1	0.01912	0.334
Dens2	0.145	2.005

Nº observaciones: 228

R² ajustado: 0.239

F: 9.758

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	9.732	6.970
Antiguo	-0.01678	-2.320
Antiguo2	0.0001143	2.207
Nhab	2.443	3.169
Nhab2	-0.258	-3.053
M2	0.002987	0.930
Urbmeinf	-2.246	-2.260
Rural	-2.258	-1.935
Dens2	0.225	0.599
Dens3	-0.139	-0.875

Nº observaciones: 35

R² ajustado: 0.402

F: 2.942

Nivel significación: 0.027

CANARIAS

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	13.522	62.377
Tedif	-0.05129	-0.893
Antiguo	-0.01202	-3.346
Antiguo2	0.0001016	2.391
Nhab	0.141	2.518
Nhab2	-0.007514	-1.678
M2	0.001642	2.150
Urbmeinf	-0.743	-7.563
Rural	-0.783	-6.731
Dens2	0.05959	0.774
Dens3	0.06169	0.876

Nº observaciones: 278

R² ajustado: 0.355

F: 15.513

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	11.739	7.212
Tedif	-0.755	-1.089
Antiguo2	-0.0000486	-0.416
Nhab	0.272	0.404
Nhab2	-0.06218	-0.729
M2	0.01274	1.590
Urbmeinf	-0.813	-1.915
Rural	0.865	0.644
Dens2	-3.387	-4.120
Dens3	-0.481	-0.312

Nº observaciones: 51

R² ajustado: 0.408

F: 4.058

Nivel significación: 0.002

CANTABRIA

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.310	24.616
Tedif	-0.115	-1.679
Antiguo	-0.01011	-3.312
Antiguo2	0.00005337	2.480
Nhab	0.384	2.203
Nhab2	-0.03043	-1.935
M2	0.004830	3.848
Urbmeinf	-0.318	-3.713
Rural	-0.409	-3.810
Dens2	-0.172	-1.931
Dens3	-0.293	-3.655

Nº observaciones: 163

R² ajustado: 0.589

F: 20.491

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	13.723	28.059
Tedif	0.207	0.489
Antiguo	-0.01665	-1.860
Antiguo2	0.00003936	1.108
Urbmeinf	-0.356	-0.724
Rural	-0.462	-1.001
Dens2	-1.238	-2.843
Dens3	0.04831	0.064

Nº observaciones: 18

R² ajustado: 0.598

F: 4.186

Nivel significación: 0.031

CASTILLA Y LEÓN

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.711	41.461
Tedif	-0.277	-4.296
Antiguo	-0.01677	-6.704
Antiguo2	0.0001008	5.144
Nhab	0.185	2.022
Nhab2	-0.0144	-1.948
M2	0.002863	5.019
Urbmeinf	-0.151	-1.705
Rural	-0.245	-2.150
Dens1	0.112	1.676
Dens2	0.176	1.807
Caprov	0.288	3.532

Nº observaciones: 572

R² ajustado: 0.473

F: 35.939

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.132	18.854
Tedif	0.349	0.928
Antiguo	-0.02761	-1.990
Antiguo2	0.0001708	1.218
M2	0.003405	0.737
Urbalt	0.809	1.901
Urbmeinf	0.944	2.557

Nº observaciones: 45

R² ajustado: 0.266

F: 2.807

Nivel significación: 0.033

**CASTILLA LA
MANCHA/EXTREMADURA**

COMPRA			ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t	Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.744	69.576	Cte	12.650	18.857
Tedif	-0.162	-3.606	Tedif	-0.458	-1.063
Antiguo	-0.01090	-4.942	Antiguo2	-0.0001526	-2.070
Antiguo2	0.00004925	2.359	M2	0.006363	1.398
Nhab	0.274	5.226	Urbmeinf	-0.986	-2.778
Nhab2	-0.01666	-3.993	Rural	-0.966	-1.907
Urbmeinf	-0.357	-4.315	Dens3	-0.111	-0.391
Rural	-0.579	-6.524	Nº observaciones: 46		
Dens3	-0.09448	-2.001	R ² ajustado: 0.376		
Nº observaciones: 649			F: 5.112		
R ² ajustado: 0.418			Nivel significación: 0.001		
F: 44.005					
Nivel significación: 0.000					

CATALUÑA

COMPRA			ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t	Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	13.307	167.748	Cte	12.367	12.736
Tedif	0.126	3.259	Tedif	-0.03804	-0.132
Antiguo	-0.00389	-3.420	Antiguo	-0.02465	-4.325
Antiguo2	0.00001664	3.070	Antiguo2	0.0001059	3.237
M2	0.002488	6.011	Nhab	0.562	1.562
Calefac	0.112	3.644	Nhab2	-0.04691	-1.316
Urbmeinf	-0.07223	-1.428	M2	0.003883	1.228
Rural	-0.152	-2.178	Urbmeinf	-0.548	-1.686
Dens2	-0.162	-3.521	Rural	-0.862	-1.770
Dens3	-0.286	-6.695	Dens2	0.102	0.310
Caprov	0.102	2.930	Dens3	-0.341	-1.730
Nº observaciones: 753			Nº observaciones: 156		
R ² ajustado: 0.317			R ² ajustado: 0.282		
F: 22.724			F: 4.451		
Nivel significación: 0.000			Nivel significación: 0.000		

CD. VALENCIANA/MURCIA

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.692	71.114
Tedif	0.01724	0.572
Antiguo	-0.004384	-2.331
Antiguo2	0.0000229	1.009
Nhab	0.123	2.162
Nhab2	-0.01066	-2.201
M2	0.002494	5.343
Urbmeinf	-0.292	-5.975
Rural	-0.303	-5.084
Dens1	0.09881	2.577
Dens2	0.124	3.580
Caprov	0.131	5.082

Nº observaciones: 912

R² ajustado: 0.232

F: 18.168

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.274	15.296
Tedif	0.288	0.596
Antiguo	-0.01689	-1.061
Antiguo2	-0.000047	-0.250
M2	0.002778	0.719
Urbmeinf	-0.460	-1.758
Rural	-1.404	-1.844
Dens1	1.073	1.967
Dens2	1.108	1.981

Nº observaciones: 51

R² ajustado: 0.221

F: 2.204

Nivel significación: 0.061

GALICIA

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.430	48.024
Tedif	-0.152	-1.855
Antiguo	-0.01153	-3.985
Antiguo2	0.00006852	2.624
Nhab	0.173	2.266
Nhab2	-0.008943	-1.348
M2	0.001566	1.780
Calefac	0.175	3.343
Urbalt	0.196	0.948
Urbmeinf	0.219	2.560
Dens2	-0.154	-2.198
Dens3	-0.312	-4.377

Nº observaciones: 530

R² ajustado: 0.388

F: 24.231

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	13.248	34.698
Tedif	0.07022	0.231
Antiguo	-0.02535	-1.700
Antiguo2	0.0002425	1.364
M2	0.003524	1.590
Calefac	0.244	1.814
Urbmeinf	-0.005256	-0.019
Rural	0.08020	0.217
Dens2	-0.463	-3.218
Dens3	-0.415	-1.767

Nº observaciones: 55

R² ajustado: 0.301

F: 2.722

Nivel significación: 0.021

MADRID

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	13.202	81.314
Tedif	0.07926	1.002
Antiguo	-0.006753	-3.099
Antiguo2	0.0000429	1.969
Nhab	0.09933	2.094
Nhab2	-0.007313	-1.757
M2	0.004466	9.676
Calefac	0.09622	2.474
Urbmeinf	-0.203	-4.502
Rural	-0.164	-0.933
Dens2	-0.359	-5.099
Dens3	-0.123	-0.655
Caprov	0.134	4.367

Nº observaciones: 565

R² ajustado: 0.562

F: 45.657

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	12.191	19.340
Tedif	-0.543	-1.035
Antiguo	-0.04760	-2.422
Antiguo2	0.0002177	1.297
Nhab	0.565	4.172
Nhab2	-0.01606	-3.373
Dens2	-0.857	-1.968
Dens3	-0.645	-0.696

Nº observaciones: 96

R² ajustado: 0.419

F: 6.884

Nivel significación: 0.000

PAÍS VASCO

COMPRA		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	13.153	60.224
Tedif	-0.119	-2.034
Nhab	0.0512	0.825
Nhab2	-0.0091	-1.410
M2	0.002	3.160
Urbmeinf	-0.0083	-0.186
Rural	0.0447	0.630
Dens1	0.103	2.520
Dens2	0.0922	1.920
Caprov	0.171	6.642

Nº observaciones: 431

R² ajustado: 0.209

F: 11.424

Nivel significación: 0.000

ALQUILER		
Variables	Coefficiente	Estadíst. t
Cte	10.865	10.609
M2	0.02674	2.306
Calefac	-0.953	-1.724
Rural	-1.567	-1.145
Dens1	-0.573	-1.062
Dens2	1.522	1.363
Caprov	1.008	2.356

Nº observaciones: 25

R² ajustado: 0.273

F: 2.438

Nivel significación: 0.069

BIBLIOGRAFÍA

- AARON, H. (1972), *Shelters and subsidies*, Brooking Institution, Washington, DC.
- AARONSON, D. (2000), A note on the benefits of homeownership, *Journal of Urban Economics*, 47, pp. 356-369.
- ARNOTT, R. (1987), Economic theory and housing, en Mills, E. S. (Ed.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. II, Elsevier Science, New York, pp. 959-988.
- ARTLE, R. Y VARAIYA, P. (1978), Life cycle consumption and homeownership, *Journal of Economic Theory*, 18, pp. 38-58.
- ÅSBERG, P. (1999), Housing decisions of young swedish adults, *Journal of Housing Economics*, 8, pp. 116-143.
- BAILEY, M. J., MUTH, R. F. Y NOURSE, H. O. (1963), A regression method for real estate price index construction, *Journal of the American Statistical Association*, 58, pp. 933-942.
- 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. (2003), Vivienda de protección oficial o libre: una caracterización de la elección de los individuos en el ámbito canario, *Estudios Económicos Regionales y Sectoriales*, 3 (1), pp. 79-103.
- BARRIOS, J. A. Y RODRÍGUEZ, J. E. (2004a), User cost changes, unemployment and homeownership: Evidence from Spain, *Urban Studies*, 41 (3), pp. 563-578.
- BARRIOS, J. A. Y RODRÍGUEZ, J. E. (2004b), Un modelo logit multinomial mixto de tenencia de vivienda en España, de próxima publicación en *Revista de Economía Aplicada*.
- BENTOLILA, S. Y BLANCHARD, O. J. (1990), Spanish unemployment, *Economic Policy*, 10, pp. 234-281.

- BIERENS, H. J. (2004), *Introduction to the mathematical and statistical foundations of econometrics*, Cambridge University Press.
- BLANCHARD, O. J. ET AL. (1995), *Spanish unemployment: is there a solution?* London: Centre for Economic Policy Research.
- BLANCHARD, O. J. Y KATZ, L. (1992), Regional evolutions, *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 1-75.
- BLANCHARD, O. J. Y SUMMERS, L. H. (1986), Hysteresis and the European Unemployment Problem, en Fischer, S. (Ed.) *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 15-78, MIT Press, Cambridge, MA.
- BLANCHFLOWER, D. G. Y OSWALD, A. J. (1994), *The wage curve*, MIT Press, Cambridge, MA.
- BOEHM, T. P. (1981), Tenure choice and expected mobility: A synthesis, *Journal of Urban Economics*, 10, pp. 375-389.
- BÖRSCH-SUPAN, A. (1986), Household formation, housing prices and public policy impacts, *Journal of Public Economics*, 30, pp. 145-164.
- BÖRSCH-SUPAN, A. Y PITKIN, J. (1988), On discrete choice models of housing demand, *Journal of Urban Economics*, 24, pp. 153-172.
- BÖRSCH-SUPAN, A. Y POLLAKOWSKI, H. O. (1990), Estimating housing consumption adjustments from panel data, *Journal of Urban Economics*, 27, pp. 131-150.
- BÖRSCH-SUPAN, A., HEISS, F. Y SEKO, M. (2001), Housing demand in Germany and Japan, *Journal of Housing Economics*, 10 (3), pp. 229-252.
- BOURASSA, S. C. (1995), A model of housing tenure choice in Australia, *Journal of Urban Economics*, 37, pp. 161-175.
- BOVER, O. (1993), Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991), *Investigaciones Económicas*, XVII (1), pp. 65-86.
- BOVER, O., MUELLBAUER, J. Y MURPHY, A. (1989), House prices, wages and the UK labour market, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, pp. 97-136.
- BOYD, J. Y MELMAN, R. (1980), The effect of fuel economy standards on the U.S. automotive market: an hedonic demand analysis, *Transportation Research*, 14A (5-6), pp. 367-378.
- BROWNSTONE, D. Y TRAIN, K. (1999), Forecasting new product penetration with flexible substitution patterns, *Journal of Econometrics*, 89, pp. 109-129.

- CAMERON, G. Y MUELLBAUER, J. (2001), Earnings, unemployment and housing in Britain, *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 203-220.
- CARDELL, N. Y DUNBAR, F. (1980), Measuring the societal impacts of automobile downsizing, *Transportation Research*, 14A, pp. 423-434.
- CARROLL, C. D. (1992), The buffer-stock theory of saving: Some macroeconomic evidence, *Brooking Papers of Economic Activity*, 2, pp. 61-156.
- CARROLL, C. D. (1997), Buffer-stock saving and the life-cycle/permanent hypothesis, *Quarterly Journal of Economics*, CXII (1), pp. 1-56.
- CARROLL, C. D. (2001), A theory of the consumption function, with and without liquidity constraints, *Journal of Economic Perspectives*, 15 (3), pp. 23-46.
- CARROLL, C. D. Y DUNN, W. E. (1997), Unemployment expectations, jumping (S,s) triggers, and household balance sheets, en Bernanke, B. S. y Rotemberg, j. (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1997 Ed.*, MIT Press, Cambridge, MA, pp. 165-229.
- CARROLL, C. D., DYNAN, K. E. Y KRANE, S. D. (2003), Unemployment risk and precautionary wealth: evidence from households' balance sheets, *Review of Economics and Statistics*, 85 (3), pp. 586-604.
- 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.
- CATSIAPIS, G. Y ROBINSON, C. (1982), Sample selection bias with multiple selection rules, *Journal of Econometrics* 18, pp. 351-368.
- CHAMBERS, D. N. Y SIMONSON, J. (1989), *Transaction costs and tenure choice*, ponencia presentada al 17th Anual Midyear Meeting of the American Real Estate and Urban Economics Association, Washington, DC
- CHINLOY, P. (1991), Risk and the user cost of housing services, *AREUEA Journal*, 19 (4), pp. 516-531.
- CHUNG, E. Y HAURIN, D. R. (2002), Housing choices and uncertainty: the impact of stochastic events, *Journal of Urban Economics*, 52, pp. 193-216.

- COLOM, M. Y CRUZ, M. (1997), La demanda de vivienda en España, *Documento de Trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas* WP-EC 97-19.
- COLOM, M. Y CRUZ, M. (1998), Un análisis sobre el gasto en servicios de vivienda en España, *Estadística Española*, 143, pp. 147-166.
- COLOM, M. Y CRUZ, M. (2003), Movilidad, tenencia y demanda de vivienda en España, *Documento de Trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas* WP-EC 2003-18.
- COLOM, M., MARTÍNEZ R. Y CRUZ, 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.
- DAGANZO, C. (1979), *Multinomial probit: the theory and its application to demand forecasting*, Academic Press, New York.
- DAGSVIK, J. K. Y KARLSTRÖM, A. (2004), Compensated variation and Hicksian choice probabilities in random utility models that are non linear in income, *Review of Economic Studies*, de próxima publicación.
- DEATON, A. S. (1991), Saving and liquidity constraints, *Econometrica*, 59, pp. 1221-1248.
- DI SALVO, P. Y ERMISCH, J. (1997), Analysis of the dynamics of housing tenure choice in Britain, *Journal of Urban Economics*, 42, pp. 1-17.
- DIETZ R. D. Y HAURIN D. R. (2003), The social and private micro-level consequences of homeownership, *Journal of Urban Economics*, 54, pp. 401-450.
- DIPASQUALE, D. Y GLAESER, E. L. (1999), Incentives and social capital: Are homeowners better citizens?, *Journal of Urban Economics*, 45, pp. 354-384.
- DIPASQUALE, D. Y WHEATON, W. C. (1994), Housing market dynamics and the future of housing prices, *Journal of Urban Economics*, 35, pp. 1-27.
- DIPASQUALE, D. Y WHEATON, W. C. (1996), *Urban economics and real estate markets*, Prentice Hall, New Jersey.
- DOLADO, J., FELGUEROSO, F. Y JIMENO, J. F. (2000), Youth labour market in Spain: education, training y crowding-out, *European Economic Review*, 44, pp. 943-956.
- DOUGHERTY, A. Y VAN ORDER, R. (1982), Inflation, housing costs, and the consumer price index, *American Economic Review*, 72 (1), pp. 154-164.
- 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.
- DUCE TELLO, R. M. (1995), Un modelo de elección de tenencia de vivienda para España, *Moneda y Crédito*, 201, pp. 127-152.
- DUNN, W. E. (1998), Unemployment risk, precautionary savings, and durable goods purchase decisions, *Finance and Economics Discussion Series*, 1998-48, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D. C.
- DUNN, W. E. (2003), The effects of precautionary saving motives on (S,s) bands for home purchases, *Regional Science and Urban Economics*, 33, pp. 467-488.
- EASTAWAY, M. Y SAN MARTÍN, I. (1999), General trends in financing social housing in Spain, *Urban Studies*, 36 (4), pp. 699-714.
- EASTAWAY, M. Y SAN MARTÍN, I. (2002), The tenure imbalance in Spain: the need for social housing policy, *Urban Studies*, 39 (2), pp. 283-295.
- EILBOTT, P. Y BINKOWSKI, E. S. (1985), The determinants of SMSA homeownership rates, *Journal of Urban Economics*, 17, pp. 293-304.
- ENGELHARDT, G. V. (1996), House prices and homeowner saving behavior, *Regional Science and Urban Economics*, 26, pp. 313-336.
- ERMISCH, J. (1996), The demand for housing in Britain and population ageing: Microeconomic evidence, *Economica*, 63, pp. 383-404.
- FISHER, L. M. Y JAFFE, A. J. (2002), *Determinants of international homeownership rates*, presentado en la Seventh Annual Conference of the Asian Real Estate Society, Seoul, Korea, 4-6 Julio.
- FOGELMAN, K., FOX, A. J. Y POWER, C. (1989), Class and tenure morbidity: do they explain social inequalities in health among young adults in Britain?, en Fox, J. (Ed.), *Health Inequalities in European Countries, Proceedings of European Science Foundation Workshops held in London 1984-86*, pp. 333-352, Gower Press, Aldershot.
- 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.
- FRIEDMAN, M. (1957), *A theory of the consumption function*, Princeton University Press, Princeton.

- FU, Y. (1991), A model of housing tenure choice: Comment, *American Economic Review*, 81 (1), pp. 381-383.
- GARCÍA MONTALVO, J. Y MAS, M. (2000), *La vivienda y el sector de la construcción en España*, Ed. Cajas de Ahorros del Mediterráneo, Valencia.
- GOBILLON, L. Y LE BLANC, D. (2002), The impact of borrowing constraints on mobility and tenure choice, *Mimeo*.
- 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.
- GONZÁLEZ, L. (1997), Estimación de la demanda de vivienda: tenencia y gasto en servicios. El mercado metropolitano de México, *El Trimestre Económico*, pp. 569-598.
- 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. (1988), An econometric model of housing price, permanent income, tenure choice and housing demand, *Journal of Urban Economics*, 23, pp.327-353.
- 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. (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.
- GREEN, R. K. (1996), Should the Stagnant homeownership rate be a source of concern?, *Regional Science and Urban Economics*, 26 (3-4). pp. 337-368.
- GREEN, R. K. (2001), Homeowning, social outcomes, tenure choice and U.S. housing policy, *Cityscape: A Journal of Policy Development and Research*, 5 (2), pp.21-29.
- GREEN, R. K. Y HENDERSHOTT, P. H. (2001), Homeownership and unemployment in the US, *Urban Studies*, 38 (9), pp. 1509-1520.

- 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.
- GREEN, R. K. Y WHITE, M. J. (1997), Measuring the benefits of homeownership: Effects on Children, *Journal of Urban Economics*, 41, pp. 441-461.
- GREENE, W. H. (1999), *Análisis Econométrico*, 3ª Ed., Prentice-Hall, Madrid.
- GREENE, W. H. (2000), *Econometric Analysis*, 4th edition, Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ.
- GREENE, W. H. (2002), Nlogit version 3.0, Econometric software, New York.
- 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.
- HANNEMAN, W. M. (1985), Welfare analysis with discrete choice models, reeditado en Kling, C. y Herriges, I. (Eds.) (1999), *Valuing recreational resources using revealed preference methods*, Edward Elgar, pp. 33-64.
- HAURIN, D. R. Y CHUNG, E. (1998), The demand for owner-occupied housing: Implications from intertemporal analysis, *Journal of Housing Economics*, 7, pp. 49-68.
- HAURIN, D. R. Y GILL, H. L. (2002), The impact of transaction costs and the expected length of stay on homeownership, *Journal of Urban Economics*, 51, pp. 563-584.
- HAURIN, D. R., HENDERSHOTT, P. H. Y KIM D. (1994), Housing decisions of American Youth, *Journal of Urban Economics*, 35, pp. 28-45.
- HAURIN, D. R., HENDERSHOTT, P. H. AND WACHTER, S. M. (1996), Wealth accumulation and housing choices of young households: an exploratory investigation, *Journal of Housing Research*, 7, pp. 33-57.
- HAURIN, D. R., HENDERSHOTT, P. H. AND WACHTER, S. M. (1997), Borrowing constraints and the tenure choice of young households, *Journal of Housing Research*, 8 (2), pp. 137-154.
- HAURIN, D. R., HENDERSHOTT, P. H. AND WACHTER, S. M. (2001), Expected homeownership and real wealth accumulation, Working paper, Department of Economics, Ohio State University.
- HAURIN, D. R., PARCEL, T. L. AND HAURIN, R. J. (2002), Does homeownership affect child outcome?, *Real Estate Economics*, 30, pp. 635-666.

- HECKMAN, J. J. (1979), Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, 47 (1), pp. 153-161.
- HENDERSHOTT, P. H. (1980), Real user costs and the demand for single-family housing, *Brookings Papers On Economic Activity*, 2, pp. 401-444.
- HENDERSHOTT, P. H. Y SHILLING, J. D. (1982), The economics of tenure choice, 1955-1979, en Sirmans, C. F. (Ed.), *Research in Real Estate*, Vol. I, Jai Press, Norwich, 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.
- HENLEY, A. (1998), Residential mobility, housing equity and the labour market, *The Economic Journal*, 108, pp. 414-427.
- HENSHER, D. A. (2001a), The sensitivity of the valuation of travel time savings to the specification of unobserved effects, *Transportation Research Part E*, 37, pp. 129-142.
- HENSHER, D. A. (2001b), The valuation of commuter travel time savings for car drivers: evaluating alternative model specifications, *Transportation*, 28, pp. 101-118.
- HOLDSWORTH, C. (1998), Regional patterns of leaving home in Spain, *International Journal of Population Geography*, 4, pp. 341-360.
- 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.
- HUGHES, G. Y MCCORMICK, B. (1987), Housing markets, unemployment and labour market flexibility in the UK, *European Economic Review*, 31, pp. 615-645.
- 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.
- JIMENO, J. F. Y BENTOLILA, S. (1998), Regional unemployment persistente (Spain, 1976-1994), *Labour Economics*, 5, pp. 25-51.
- JUDD, K. L. (1998), *Numerical methods in economics*, MIT Press, Cambridge.
- KIND, P., DOLAN, P., GUDEX, C. Y WILLIAMS, A. (1998), Variations in population health status: results from a United Kingdom national questionnaire survey, *British Medical Journal*, 316, pp. 736-741.

- 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.
- LA GRANGE, A. Y PRETORIUS, F. (2000), Ontology, policy and the market: Trends to home-ownership in Hong Kong, *Urban Studies*, 37 (9), pp. 1561-1582.
- LAYARD, R., NICKELL, S. J. Y JACKMAN, R. (1991), *Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press, Oxford.
- LEE, L. F. (1983), Generalized econometric models with selectivity, *Econometrica*, 51 (2), pp. 507-513.
- 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.
- LINNEMAN, P. D. (1985), An economic analysis of the homeownership decision, *Journal of Urban Economics*, 17, pp. 230-246.
- LÓPEZ GARCÍA, M. A. (1996), Precios de la vivienda e incentivos fiscales a la vivienda en propiedad en España, *Revista de Economía Aplicada*, 12 (IV), pp. 37-74.
- LÓPEZ GARCÍA, M. A. (1997), La fiscalidad y la política de vivienda en España, *Hacienda Pública Española*, 141/142, pp.287-334.
- 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.
- LÓPEZ GARCÍA, M. A. (2003a), Tratamiento fiscal de la vivienda y exceso de gravamen, Papeles de Trabajo N° 21/03, *Instituto de Estudios Fiscales*.
- LÓPEZ GARCÍA, M. A. (2003b), Vivienda, reforma impositiva y coste en bienestar, Papeles de Trabajo N° 23/03, *Instituto de Estudios Fiscales*.
- LÓPEZ GARCÍA, M. A. (2004), La vivienda y la reforma fiscal de 1998: un ejercicio de simulación, Papeles de Trabajo N° 7/04, *Instituto de Estudios Fiscales*.
- MACINTYRE, S., ELLAWAY, A., DER, G., GRAEME, F. Y HUNT, K. (1998), Do housing tenure and car access predict health because they are simply market of income or self-esteem?, A Scottish study, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 52, pp. 657-664.
- MADSEN, J. B. (1998), General equilibrium macroeconomic models of unemployment: can they explain the unemployment path in the OECD?, *The Economic Journal*, 108(448), pp. 850-867.

- MALPEZZI, S. (2003), Hedonic pricing models: a selective and applied review, en Gibb, K. y O'Sullivan, A. (Eds), *Housing economics and public policy: Essays in Honor of Duncan MacLennan*, Blackwell Publishers, Oxford, pp. 67-89.
- MCCORMICK, B. (1997), Regional unemployment and labour mobility in the UK, *European Economic Review*, 41, pp. 581-589.
- MCFADDEN, D. (1974), Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, en Zarembka, P. (Ed.), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York.
- 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.
- MEGBOLUGBE, I. F. Y LINNEMAN, P. D. (1993), Home ownership, *Urban Studies*, 30 (4/5), pp. 659-682.
- MEGBOLUGBE, I., MARKS, A. Y SCHWARTZ, M. (1991), The economic theory of housing demand, *The Journal of Real Estate Research*, 6 (3), pp. 381-393.
- 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.
- MINISTERIO DE FOMENTO (1997), *El acceso a la propiedad de la vivienda principal en la Unión Europea*, Dir. Gral. de la Vivienda, Arquitectura y Urbanismo, Ministerio de Fomento, Madrid.
- MUELLBAUER, J. Y MURPHY, A. (1997), Booms and busts in the Uk housing market, *The Economic Journal*, 107 (Nov.), pp. 1701-1727.
- 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.
- NEWAY, 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.
- NICKELL, S. (1998), Unemployment: questions and some answers, *The Economic Journal*, 108 (448), pp. 802-816.

- NICKELL, S. Y LAYARD, R. (1999), Labor market institutions and economic performance, en ASHENFEITER, O. y CARD, D. (Eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3c, New York: North Holland, pp. 3029-3084.
- NORDVIK, V. (2001), A housing career perspective on risk, *Journal of Housing Economics*, 10, pp. 456-471.
- OLSEN, E. O. (1987), The demand and supply of housing service: A critical survey of the empirical literature, en Mills, E.S. (Ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. II, Elsevier, Holland, pp. 989-1022.
- 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.
- ORTALO-MAGNÉ, F. Y RADY, S. (2002), Tenure choice and the riskiness of non-housing consumption, *Journal of Housing Economics*, 11, pp. 266-279.
- OSWALD, A. J. (1996), A conjecture on the explanation for high unemployment in the industrialized nations: Part I, *Warwick Economics Research Paper*, No. 475, University of Warwick.
- OSWALD, A. J. (1999), The housing market and Europe's unemployment: A non technical paper, unpublished.
- PHELPS, E. S. (1994), *Structural Slumps: The Modern Theory of Unemployment, Interest, and Assets*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- PISSARIDES, C. A. (1990), *Equilibrium Unemployment*. Oxford: Basil Blackwell.
- PLAUT, S. E. (1987), The timing of housing tenure transition, *Journal of Urban Economics*, 21, pp. 312-322.
- POTERBA, J. M. (1984), Tax subsidies to owner-occupied housing: An asset-market approach, *The Quarterly Journal of Economics*, 99 (4), pp. 729-752.
- POTERBA, J. M. (1992), Taxation and housing: old questions, new answers, *American Economic Review*, 82 (2), pp. 237-242.
- QUIGLEY, J. M. (2003), Transaction costs and housing markets, en O'Sullivan, T. y Gibb, K. (Eds.), *Housing economics and public policy*, Blackwell Publishing, Oxford, pp. 56-66.
- RANNEY, S. I. (1981), The future price of houses, mortgage market conditions, and the returns to homeownership, *American Economic Review*, 71, pp. 323-333.

- RAPAPORT, C. (1997), Housing demand and community choice: An empirical analysis, *Journal of Urban Economics*, 42, pp. 243-260.
- REVELT, D. Y TRAIN, K. (1998), Mixed logit with repeated choices: household's choices of appliance efficiency level, *Review of Economics and Statistics*, 80, pp. 647-657.
- 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. 175-191.
- ROSEN, S. (1974), Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82, pp. 34-55.
- 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 y Feldstein, M. (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.
- ROSEN, H. S., ROSEN, K. T. Y HOLTZ-EAKIN, D. (1984), Housing tenure, uncertainty, and taxation, *The Review of Economics And Statistics*, 66 (3), pp. 405-416.
- 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.
- ROSSI, P. Y WEBER, E. (1996), The social benefits of homeownership: Empirical evidence from national surveys, *Housing Policy Debate*, 7, pp. 1-35.
- 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.
- SANZ, J. F. (2000), Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva ley de IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso, *Hacienda Pública Española*, 155 (4), pp. 149-176.
- SAUNDERS, P. (1990), *A Nation of home owners*, Unwin Hyman, Londres.
- SHEINER, L. (1995), Housing prices and the saving of renters, *Journal of Urban Economics*, 38, pp. 95-125.
- SKABURSKIS, A. (1999), Modelling the choice of tenure and building type, *Urban Studies*, 36 (13), pp. 2199-2215.

- SMALL, K. A. Y ROSEN, H. S. (1981), Applied welfare economics with discrete choice models, *Econometrica*, 49 (1), pp. 105-130.
- TALTAVULL, P. (2000a), La situación de la vivienda en España, en Taltavull, P. (Coord.), *Vivienda y Familia, Colección Economía Española*, Vol. XIII, Fundación Argentaria, Madrid, pp. 17-282.
- TALTAVULL, P. (2000b), Los condicionantes de la inversión en vivienda, en Taltavull, P. (Coord.), *Vivienda y Familia, Colección Economía Española*, Vol. XIII, Fundación Argentaria, Madrid, pp. 287-318.
- 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.
- TRILLA, C. (2001), *La política de vivienda en una perspectiva europea comparada*, colección estudios sociales nº 9, Fundación La Caixa, Barcelona.
- VAN ORDER, R. Y DOUGHERTY, A. (1991), Housing demand and real interest rates, *Journal of Urban Economics*, 29, pp. 191-201.
- WALKER, B., MARSH, A., WARDMAN, M. Y NINER, P. (2002), Modelling tenants' choices in the public rented sector: a stated preference approach, *Urban Studies*, 39 (4), pp. 665-688.
- WEISS, Y. (1978), Capital gains, discriminatory taxes, and the choice between renting and owning a house, *Journal of Public Economics*, 10, pp. 45-55.
- WHEATON, W. C. (1985), Life-cycle theory, inflation, and the demand for housing, *Journal of Urban Economics*, 18, pp. 161-179.
- WILLIAMS, H. (1977), On the formation of travel demand models and economic evaluation measures of user benefits, *Environment and Planning A*9, 285-344.
- ZORN, P. M. (1993), The impact of mortgage qualification criteria on households' housing decisions: An empirical analysis using microeconomic data, *Journal of Housing Economics*, 3, pp. 51-75.