

## **DEMANDA DE VIVIENDA Y MOVILIDAD**

**JOSÉ E. RODRÍGUEZ HERNÁNDEZ**

**JAVIER A. BARRIOS GARCÍA**

**Dpto. de Economía Aplicada**

**Universidad de La Laguna**

Dirección de Contacto:

**Departamento de Economía Aplicada  
Facultad de CC. EE. y Empresariales  
UNIVERSIDAD DE LA LAGUNA  
Campus de Guajara, s/n. 38071. La Laguna.  
Tenerife. Islas Canarias. España  
Tel. (922) 31 70 30; (922) 31 70 28 FAX (922) 31 72 04  
e-mail: [jerodri@ull.es](mailto:jerodri@ull.es); [jabarrio@ull.es](mailto:jabarrio@ull.es)**

# DEMANDA DE VIVIENDA Y MOVILIDAD

## RESUMEN

Este trabajo pretende aportar mayor evidencia empírica sobre el efecto que puede tener la selección de la muestra en base a la movilidad de los individuos sobre las estimaciones de las elasticidades renta y precio de demanda de la vivienda habitual para el caso de España. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto que la estimación de la elasticidad precio de la demanda de vivienda en propiedad en base a muestras de mudados recientes puede llevar a una sobrevaloración de la misma. De igual forma, la consideración de mudados recientes también parece llevar a una sobrevaloración notable de la elasticidad renta para el caso de los inquilinos.

*Palabras clave:* movilidad, elección de tenencia de vivienda, demanda de vivienda.

*Clasificación JEL:* C35, R21.

## 1. Introducción

A lo largo de las últimas décadas, las investigaciones empíricas sobre demanda de vivienda han puesto de manifiesto la existencia de un amplio rango de estimaciones para las elasticidades renta y precio de la demanda (véase las revisiones de la literatura efectuadas en Harmon (1988) o Ermisch *et al.* (1996)). Entre las razones esgrimidas para explicar esta gran variabilidad se han señalado principalmente tres causas: la naturaleza de los datos utilizados (agrupados-micro/transversales-temporales), las diferentes medidas empleadas para evaluar la renta de los individuos o el precio de la vivienda, así como la selección de la muestra.

Con objeto de aportar una mayor evidencia empírica sobre ésta última causa, este trabajo pretende analizar el efecto que puede tener la selección de la muestra en base a la movilidad de los individuos sobre las estimaciones de las elasticidades renta y precio de demanda de la vivienda habitual para el caso de España. Para ello, basándonos en datos de corte transversal provenientes de la muestra ampliada del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para el año 2000 (fuente: I.N.E.), estimamos para el total de la muestra así como para las submuestras de “no mudados” (stayers) y de “mudados recientes” las ecuaciones de demanda bajo las dos formas principales de tenencia de la vivienda habitual (propiedad/alquiler).

El trabajo se estructura en seis apartados. En el apartado 2 discutimos el problema de la selección de la muestra en base a la movilidad, efectuándose una revisión sobre los antecedentes. El apartado 3 describe los datos y variables que emplearemos. En el 4 se presenta la especificación econométrica utilizada. El apartado 5 recoge las estimaciones obtenidas para las ecuaciones de demanda de vivienda, mientras que en el último apartado sintetizamos las principales conclusiones alcanzadas en el trabajo. Concluimos con un apéndice en el que se detalla la construcción de las variables relativas a los precios hedónicos de las viviendas y la renta permanente de los individuos empleadas en este estudio.

## 2. Antecedentes y consideraciones teóricas

Los múltiples estudios empíricos sobre demanda de vivienda habitual realizados a lo largo de las últimas décadas han adoptado esencialmente un doble enfoque a la hora de seleccionar la muestra de hogares “más adecuada” para sus propósitos. Por un lado se encuentra el enfoque “acumulativo”, en el que se trabaja sobre una muestra de todos los hogares (Gyourko y Linneman (1996), Coulson (1999), Börsch-Supan *et al* (2001), Barrios y Rodríguez (2005), (2007), (2008)). Por otro, diversos investigadores encuentran más correcto considerar a estos efectos una muestra que incluya sólo “mudados recientes”<sup>1</sup> (Ermish (1996), Painter (2000), Painter *et al* (2001), (2004), Colom y Molés (2004)). Goodman (2002) se sitúa fuera de este ámbito bipolar al estimar en EE. UU. la demanda de vivienda de los propietarios que han decidido no mudarse (“stayers”).

El principal argumento esgrimido por los autores a favor de la muestra de “mudados recientes” consiste en presumir que estos se encuentran en equilibrio en cuanto a sus decisiones en vivienda. Los individuos que permanecen muchos años en la misma vivienda se supone que están fuera del equilibrio debido a los costes de transacción (si no existieran estos inmediatamente reajustarían su consumo de vivienda para situarse en equilibrio).

Adicionalmente, se sostiene que una muestra de “mudados recientes” permite analizar las decisiones de vivienda en cierto período  $t$  dependiendo de los valores de las variables explicativas en el mismo período, que son los que verdaderamente han determinado las decisiones de vivienda de equilibrio y que, por tanto, nos llevan a una estimación insesgada de los parámetros. Si incluyéramos todos los hogares, estaríamos considerando hogares que tomaron sus decisiones de vivienda hace mucho tiempo ( $t-x$ ) y por tanto la utilización de los valores de las variables explicativas en el período  $t$  se puede considerar como un problema de “error de medida” en las variables explicativas, llevándonos a una estimación sesgada de los parámetros.

---

<sup>1</sup> Aunque hay diversidad de opiniones, se suelen denominar “mudados recientes” a aquellos hogares que se han mudado durante los últimos 5 años respecto del de muestreo estadístico (Painter (2000), Painter *et al.* (2001),

En contraste, los argumentos a favor de la muestra de todos los hogares se centran en que la noción de equilibrio en que se basa la elección de la muestra de “mudados recientes” es vaga (Edin y Englund (1991)). La cuestión es: ¿por qué un “mudado reciente” está en equilibrio y otros no si ambos se enfrentan a similares costes de transacción?. En este sentido, si atendemos al modelo de elección de tenencia-demanda de vivienda debido a Goodman (1995) o Ioannides y Kan (1996), en cada período el individuo planifica, atendiendo a los valores de las variables explicativas presentes y expectativas futuras, si permanece en la misma vivienda o se muda a otra vivienda bajo la misma u otra forma de tenencia, así como la demanda de vivienda derivada.

En una primera interpretación del argumento del equilibrio, se supone que los “mudados recientes” están más cerca de su consumo “deseado” (o de equilibrio) de vivienda puesto que se acaban de mudar para ajustarse al mismo (Ermish (1996)). Pero, ¿por qué sólo ellos y no el resto?. Un par de ejemplos servirán para clarificar el argumento: *a)* Un individuo puede migrar por motivos laborales a otra región y no encontrar a corto plazo una vivienda (en compra o alquiler) adecuada a sus deseos, mudándose temporalmente a una vivienda en alquiler que no refleja su situación de equilibrio en materia de vivienda. *b)* Diversos autores han distinguido las mudanzas “inducidas”, esto es, provocadas por cambios inesperados en el empleo o en variables del ciclo de vida del individuo, de las mudanzas de “ajuste” en las que el individuo se muda para alterar la tenencia-demanda de vivienda atendiendo a su problema de optimización personal (Clark y Onaka (1983), Edin y Englund (1991), Nordvik (2001)). En el primer caso, los individuos nuevamente pueden optar por mudarse temporalmente a viviendas que no reflejen su situación de equilibrio en materia de vivienda.

En una segunda interpretación, la noción de equilibrio subyacente a la elección de la muestra de “mudados recientes” podría ser la correspondiente a la ausencia de costes de transacción. El razonamiento sería: un individuo no ajusta continuamente su tenencia-demanda de vivienda debido a unos costes de transacción elevados, en consecuencia, sólo los

---

(2004)). Ermish (1996) o Colom y Molés (2004) utilizan incluso los que se han mudado en los últimos 7 años.

“mudados recientes” han superado esta barrera y podemos considerarlos más cerca del equilibrio que el resto.

Sin embargo, a poco que abundemos, este razonamiento tiene poco fundamento. En primer lugar, tanto los “mudados recientes” como el resto están sujetos a similares costes de transacción, en consecuencia ambos pueden estar situados fuera (o dentro) del equilibrio que se podría tener en ausencia de los mismos (incluso los mudados recientes pueden haber seleccionado una demanda de vivienda diferente a la situación que elegirían en ausencia de costes de transacción). Además, dada la naturaleza dinámica del problema de optimización que resuelve el individuo para establecer sus decisiones de vivienda (Goodman (1995), Ioannides y Kan (1996), Nordvik (2001)), la existencia de costes de transacción elevados hace que precisamente los “mudados recientes” puedan ser atípicos, sobredemandando o infrademandando vivienda con respecto a individuos idénticos (en cuanto a los valores observados de las variables explicativas) que se han mudado años atrás (Edin y Englund (1991), Nordvik (2001)).

En segundo lugar, en diversos trabajos que utilizan muestras de “mudados recientes”, estos se definen como aquellos hogares que: se han mudado en los últimos 5 respecto al muestreo estadístico (Painter (2000), Painter *et al* (2001), (2004)) o incluso 7 años (Ermish (1996), Colom y Molés (2004)). Obviamente, en 5 ó 7 años puede también cambiar la situación de equilibrio que esgrimen los defensores de este tipo de muestras.

Además, la selección de la muestra de “mudados recientes” supone un comportamiento “miope” de los individuos. Efectivamente, si atendemos al modelo teórico de elección de tenencia-demanda de vivienda habitual de Goodman (1995), Ioannides y Kan (1996) o Nordvik (2001), el individuo resuelve un problema de optimización dinámico y, por tanto, atiende tanto a los valores actuales de las variables explicativas, como a sus expectativas de valores futuros. En consecuencia, explicar la decisión de vivienda en un período  $t$  en función sólo de los valores de las variables explicativas en el mismo puede ser inadecuado (lo cuál

redunda habitualmente en un peor ajuste de los datos al modelo). Por el contrario, si consideramos la muestra de “todos los hogares”, los valores de las variables explicativas en  $t$  pueden estar reflejando las expectativas que se adoptaron en el instante  $t-x$  en el que el hogar decidió en materia de vivienda.

Es más, Edin y Englund (1991) comprueban para una muestra de ciudadanos suecos que el segundo argumento a favor de las muestras de “mudados recientes” (estimación sesgada de los parámetros debido a errores de medida) carece de fundamento puesto que, si fuera cierto el error de medida en las variables explicativas crecería con la duración de la estancia, y en consecuencia también la varianza de los residuos estimados de una regresión OLS para el gasto en vivienda (que no demanda propiamente dicha) si se utilizara toda la muestra. Sin embargo, las estimaciones empíricas obtenidas por estos autores contradicen frontalmente esta afirmación. Ambos autores sostienen que el peor ajuste de los datos para las muestras de “mudados recientes” se puede interpretar precisamente desde la óptica anterior: puesto que la demanda de vivienda se decide atendiendo a valores presentes y futuros de las variables consideradas (forward-looking behavior), los valores medios de las variables explicativas están mejor medidos si consideramos todos los hogares, la mayoría de los cuales tienen una permanencia de varios años, que si sólo consideramos a los “mudados recientes”.

Si profundizamos en la crítica, la consideración sólo de “mudados recientes” puede sesgar la muestra fomentando la inclusión de arrendatarios (normalmente más móviles que los propietarios) o inmigrantes (que suelen estar menos establecidos en el territorio). Por ello, los trabajos de este tipo que no controlen por el sesgo de selección (básicamente deben introducir un modelo que explique la probabilidad de estar incluido en la muestra, esto es, de ser un “mudado reciente”) pueden llevar a estimaciones sesgadas de los parámetros (Painter (2000)).

Por otra parte, en el caso español, dada las tasas habituales de mudanzas<sup>2</sup> la consideración únicamente de “mudados recientes” puede acortar en exceso el tamaño de la muestra haciendo que esta deje de ser significativa sobre el total de la población.

### **3. Datos y variables empleados**

#### **3.1. Datos**

En este estudio se emplea como fuente de datos microeconómica la muestra ampliada del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para el año 2000. Del total de hogares, sólo se han incluido aquellos cuyo cabeza de familia disfruta de la vivienda en régimen de propiedad y alquiler. Además, se han eliminado las observaciones pertenecientes a Ceuta y Melilla debido a que no existía un número de ellas suficiente para elaborar índices de precios hedónicos de la vivienda, aquellos con observaciones perdidas en cualquiera de las variables consideradas, así como depuramos aquellos hogares en alquiler que presentan un importe excesivamente reducido de alquiler anual (inferior a 720 euros). Todo ello nos arroja una muestra total resultante compuesta por 13204 observaciones.

Con objeto de analizar el efecto que puede tener la selección de la muestra sobre las estimaciones de las elasticidades renta y precio de demanda de vivienda, sobre la muestra total, se han establecido dos submuestras en base a la movilidad de los individuos: una de “mudados recientes”, correspondientes a propietarios e inquilinos con una antigüedad en la vivienda inferior a 5 años (2519 hogares), y otra constituida por aquellos individuos que no se han mudado en los últimos cinco años (“stayers”) (10685 hogares).

#### **3.2. Variables empleadas**

En el estudio de la tenencia de vivienda, emplearemos como variable dependiente binaria **TENEN** que refleja el régimen de tenencia seleccionado por el cabeza de familia y toma valor 1 cuando es la propiedad y 0 cuando es el alquiler.

---

<sup>2</sup> Según el censo 2001, sólo el 11% de la población se había mudado a la vivienda actual en el 2000 o posterior, mientras que el 29% de la misma lo había hecho en 1996 o posterior. Fuente: INE.

En base a los años de permanencia en la vivienda, definimos la variable **MUDADO**, que constituirá la variable endógena en la ecuación de movilidad y que adopta el valor 1 si la familia ha cambiado de residencia durante los últimos cinco años (1996-2000) (mudados), siendo 0 para los hogares que no se han mudado durante ese periodo (no mudados).

Para la estimación de las ecuaciones de demanda utilizamos como variable dependiente la cantidad de servicios de vivienda **LnDVDA** (en logaritmo neperiano), que es aproximada, al igual que Ermisch (1996), Rapaport (1997), Goodman (2002), o Barrios y Rodríguez (2007), (2008) mediante el cociente entre el alquiler anual correspondiente a cada individuo (alquiler imputado para los propietarios o alquiler real para los inquilinos) y el correspondiente precio hedónico obtenido para una vivienda estándar en la comunidad autónoma de residencia.

Para seleccionar las variables explicativas que influyen en la elección de forma de tenencia-demanda de la vivienda habitual, se toma como referencia los trabajos de Barrios y Rodríguez (2005), (2007), (2008), en los que establecen como principales determinantes en España variables socioeconómicas como: la edad del cabeza de familia, su sexo, estado civil y nivel de estudios, la renta permanente y transitoria del hogar, índices de precios hedónicos relativos de vivienda en propiedad y en alquiler por comunidades autónomas, así como variables indicativas de la comunidad autónoma de residencia en función del nivel de precios de la vivienda.

En cuanto a la decisión de movilidad, esta vendrá explicada por variables similares a las incluidas en Ermisch (1996), Ermisch *et al.* (1996) o Colom y Molés (2004), es decir: la renta permanente y transitoria del hogar, junto con el nivel de estudios y la edad del cabeza de familia.

El conjunto de variables empleadas se definen en el cuadro 1, mostrándose en el cuadro 2 sus correspondientes estadísticos descriptivos, tanto para la muestra total como para las dos submuestras consideradas (“mudados recientes” y “no mudados”). En un apéndice final se

comentan los procedimientos llevados a cabo para obtener los índices de precios hedónicos por CC.AA. y la medida de la renta permanente utilizada.

De los estadísticos descriptivos contenidos en el cuadro 2 se desprende que los individuos que conforman la muestra de mudados presentan en media mayores valores de renta, principalmente de renta transitoria, un mayor nivel de estudios secundarios y universitarios, así como una menor edad y un mayor predominio de los hogares formados por dos adultos con uno o dos niños.

**CUADRO 1: Descripción de las variables explicativas**

VARIABLES	DEFINICIÓN
Características del hogar:	
<i>Renta P.</i>	Renta permanente del hogar en logaritmo neperiano.
<i>Renta T.</i>	Renta transitoria del hogar en logaritmo neperiano.
Estructura del hogar:	
<i>Hogar1</i>	Un adulto sin hijos=1; resto=0.
<i>Hogar2</i>	Dos adultos sin niños dependientes económicamente=1; resto=0.
<i>Hogar3</i>	Dos adultos con 1 ó 2 niños dependientes económicamente=1; resto=0.
<i>Hogar4</i>	Dos adultos con 3 ó más niños dependientes económicamente=1; resto=0.
<i>Hogar5*</i>	Otros hogares=1; resto=0.
Características del cabeza de familia:	
<i>Sexo</i>	Cabeza de familia mujer=0; cabeza de familia varón=1.
Estado civil:	
<i>Casado</i>	Cabeza de familia casado=1; resto=0.
<i>Otrasit*</i>	Cabeza de familia soltero, separado, divorciado o viudo=1; resto=0.
Edad:	
<i>Edad, Edad2</i>	Edad del cabeza de familia y su cuadrado.
Estudios:	
<i>Estud1*</i>	Cabeza de familia analfabeto o sin estudios completos o con estudios primarios (EGB) o el nivel más alto de estudios completados es el primer nivel de enseñanza secundaria (bachillerato elemental y ESO)=1; resto=0.
<i>Estud2</i>	Cabeza de familia con nivel de estudios más alto completado de FP I, II o III o el 2º nivel de enseñanza secundaria (bachillerato superior, BUP, COU)=1; resto=0.
<i>Estud3</i>	Cabeza de familia con nivel de estudios más alto completado universitario de ciclo corto o largo o equivalente y reconocido. Incluye doctorado y los estudios de postgrado que exijan licenciatura=1; resto=0.
Otras características económicas:	
<i>Precio P.</i>	Índice de precios hedónicos de la vivienda en propiedad (en logaritmo) para la CC.AA. de residencia.
<i>Precio A.</i>	Índice de precios hedónicos de la vivienda en alquiler (en logaritmo) para la CC.AA. de residencia.
<i>Precio Rel.</i>	Diferencia entre el índice de precios hedónicos de la vivienda en propiedad y en alquiler (ambos en logaritmos) para la CC.AA. de residencia.
CC.AA. según precios de la vivienda <sup>1</sup> :	
<i>Ccaa1</i>	Comunidades con precios superiores a la media nacional (Balears, Cataluña, Madrid, Navarra y País Vasco)=1; resto=0.
<i>Ccaa2</i>	Comunidades con precios entre el 80-100% de la media nacional (Aragón, Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla-León, Galicia, Rioja)=1; resto=0.
<i>Ccaa3*</i>	Comunidades con precios menores al 80% de la media nacional (Andalucía, Castilla-Mancha, C. Valenciana, Extremadura, Murcia)=1; resto=0.

\* Variable de referencia.

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

**CUADRO 2: Estadísticos descriptivos de las variables empleadas**

	Muestra total		Muestra mudados		Muestra no mudados	
	Media	Desv. estándar	Media	Desv. estándar	Media	Desv. estándar
Tenen	0.908	0.288	0.760	0.426	0.942	0.232
Lndvda	-4.872	0.513	-4.653	0.546	-4.924	0.491
Renta P.	9.607	0.498	9.682	0.427	9.589	0.511
Renta T.	-0.016	0.432	0.029	0.412	-0.027	0.435
Precio P.	8.017	0.221	8.031	0.214	8.014	0.222
Precio A.	7.107	0.613	7.151	0.589	7.097	0.618
Precio Rel.	0.910	0.603	0.879	0.575	0.917	0.609
Sexo	0.728	0.444	0.771	0.419	0.718	0.449
Casado	0.687	0.463	0.680	0.466	0.689	0.462
Otrasit	0.214	0.410	0.127	0.333	0.234	0.423
Estud1	0.522	0.499	0.246	0.431	0.586	0.492
Estud2	0.357	0.479	0.558	0.496	0.309	0.462
Estud3	0.120	0.325	0.194	0.395	0.103	0.304
Edad	55.776	16.410	40.961	13.934	59.269	14.936
Edad2	3380.356	1856.658	1871.897	1378.420	3735.977	1774.588
Ccaa1	0.352	0.477	0.392	0.488	0.343	0.474
Ccaa2	0.219	0.413	0.200	0.400	0.223	0.416
Ccaa3	0.428	0.494	0.406	0.491	0.433	0.495
Hogar1	0.155	0.362	0.135	0.342	0.160	0.366
Hogar2	0.266	0.442	0.284	0.451	0.262	0.439
Hogar3	0.233	0.422	0.358	0.479	0.203	0.402
Hogar4	0.029	0.167	0.036	0.187	0.027	0.162
Hogar5	0.316	0.464	0.184	0.388	0.346	0.476
N° Observac.	13204		2519		10685	

#### 4. Especificación econométrica

Cuando trabajamos con la totalidad de la muestra, procedemos a la estimación de la demanda de vivienda para propietarios e inquilinos corrigiendo el sesgo de selección por el método de Heckman (1979), estimándose un modelo probit previo para modelizar la elección binaria sobre forma de tenencia de la vivienda, en términos de variable latente:

$$TENEN_i = 1(T_i^* = \beta_T X_{Ti} + u_{Ti} \geq 0) \quad (1)$$

donde 1 es la función indicador, el subíndice i se refiere al individuo i de la muestra,  $X_{Ti}$  es un vector de variables explicativas,  $\beta_T$  un vector de parámetros conforme, y  $u_{Ti}$  recogerá el impacto de factores no observados que se supone de comportamiento normal.

La estimación de la demanda de vivienda para las submuestras de mudados recientes y de no mudados la llevamos a cabo nuevamente corrigiendo el sesgo de selección por el método de Heckman (1979) extendido para el caso en que el mecanismo de selección viene determinado por un modelo probit bivalente (véase Greene (2007) para más detalles), donde la elección de tenencia de vivienda viene dada por (1), mientras que la decisión sobre movilidad viene determinada por:

$$\text{MUDADO}_i = 1(M_i^* = \beta_M X_{Mi} + u_{Mi} \geq 0) \quad (2)$$

siendo  $X_{Mi}$  un vector de variables explicativas,  $\beta_M$  un vector de parámetros conforme, y  $u_{Mi}$  recogerá el impacto de factores no observados sobre la movilidad. En este caso, los términos de error  $u_T$  y  $u_M$  se suponen normales bivariantes con media nula, varianzas unitarias y

correlación  $\rho$  ( $-1 < \rho < 1$ ), esto es:  $\begin{pmatrix} u_T \\ u_M \end{pmatrix} : N\left(0, \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & ? \\ ? & 1 \end{pmatrix}\right)$ .

Las ecuaciones de demanda de vivienda a estimar se tomarán en:

$$\text{LnDVDA}_{ji} = \beta_j X_{Di} + \gamma_{Tj} \hat{\gamma}_{Tji} + \gamma_{Mj} \hat{\gamma}_{Mji} + v_{ji} \quad (3)$$

donde, obviando el subíndice  $i$  relativo al individuo para simplificar,  $j = 0$  (propiedad mudado reciente),  $1$  (propiedad no mudado),  $2$  (alquiler mudado reciente),  $3$  (alquiler no mudado);  $X_D$  será un vector de variables explicativas observadas,  $\beta_j$  un vector de parámetros conforme que junto con  $\gamma_{Tj}$  y  $\gamma_{Mj}$  serán parámetros a estimar,  $\hat{\gamma}_{Tj}$  y  $\hat{\gamma}_{Mj}$  representan dos variables auxiliares correctoras del posible sesgo de selección calculadas a partir de la estimación previa del modelo probit bivalente (1)-(2), mientras que  $v_j$  serán errores que se suponen normales,

verificando:  $\begin{pmatrix} u_T \\ u_M \\ v_j \end{pmatrix} : N\left(0, \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & ? & s_{Tj} \\ ? & 1 & s_{Mj} \\ s_{Tj} & s_{Mj} & \sigma_j^2 \end{pmatrix}\right)$ .

Las ecuaciones de demanda (3) se han especificado de una forma logarítmico lineal por poseer mayor poder explicativo, análogamente a Ermisch (1996) o Rapaport (1997), entre

otros. Estas ecuaciones se estiman por mínimos cuadrados ordinarios y se procede, al igual que en el método de Heckman, a la corrección de los errores estándar para tener en cuenta la estimación previa de las variables auxiliares de acuerdo con la técnica desarrollada en Newey y McFadden (1994) (teorema 3.4, p. 2418) para un estimador de momentos generalizado en dos etapas. Los coeficientes estimados para estas variables auxiliares ( $\gamma_{Tj}$ ,  $\gamma_{Mj}$ ,  $j=0,1,2,3$ ) constituirán un estimador de la covarianza entre los factores no observados en las regresiones (3) ( $v_0$ ,  $v_1$ ,  $v_3$ ,  $v_4$ ) y los considerados en el modelo probit bivalente de decisión de tenencia y movilidad (1)-(2) ( $u_T$ ,  $u_M$ ), es decir:  $\hat{\gamma}_{Tj} = \hat{\sigma}_{Tj}$ , y  $\hat{\gamma}_{Mj} = \hat{\sigma}_{Mj}$ , para  $j=0,1,2,3$ .

## 5. Demanda de servicios de vivienda estimada

En el cuadro 3 recogemos conjuntamente las ecuaciones de demanda de vivienda estimadas en el caso de propietarios e inquilinos tanto para toda la muestra, como para las dos submuestras consideradas en términos de movilidad (mudados recientes y no mudados). Para corregir el posible sesgo de selección muestral, incorporamos en el primer caso la variable auxiliar  $\lambda_T$  (inversa del ratio de Mill), obtenida a partir de la estimación de un modelo probit (para toda la muestra), mientras que para las dos submuestras analizadas incluimos las variables auxiliares  $\lambda_T$  y  $\lambda_M$  derivadas de la estimación previa de un probit bivalente. En ambos casos se ha efectuado la corrección de los errores estándar para tener en cuenta la estimación previa de las variables auxiliares. Los resultados obtenidos para los modelos probit o probit bivariantes de la primera etapa podrán ser facilitados bajo petición.

De los resultados obtenidos podemos extraer las siguientes conclusiones:

La existencia de sesgo de selección muestral se evidencia a través de la significatividad que muestran en el cuadro 3 los coeficientes correspondientes a las variables auxiliares  $\lambda_T$ , salvo en el caso de inquilinos no mudados, y  $\lambda_M$  para los propietarios no mudados. Esto se corrobora si realizamos un test de razón de verosimilitudes entre cada uno de estos modelos corregidos por el sesgo de selección (que incluye las  $\lambda$ ) y sin corregir (sin las  $\lambda$ ). El

coeficiente positivo de estas variables auxiliares significativas nos indica de forma general que los factores inobservados que incrementan la probabilidad de optar por una vivienda en propiedad dan lugar a una mayor demanda de vivienda tanto en propiedad como en alquiler (salvo en el caso de propietarios e inquilinos no mudados), mientras que los que inciden en una mayor movilidad aumentan la demanda de vivienda de los propietarios no mudados. No obstante, cabe señalar que esta interpretación de los coeficientes de las variables auxiliares es parcial y limitada puesto que en la estimación del modelo probit bivalente en una primera etapa se constata la existencia de correlación negativa y altamente significativa entre los factores no observados que intervienen en la decisión de tenencia y en la de movilidad.

**CUADRO 3: Ecuaciones de demanda de vivienda corregidas por el sesgo de selección**

	PROPIETARIOS						INQUILINOS					
	Total		Mudados		No Mudados		Total		Mudados		No Mudados	
	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t
Constante	-5.333	-29.684	-4.867	-6.248	-5.052	-13.851	0.642	1.481	0.387	0.616	2.604	1.087
Precio*	-0.329	-18.188	-0.462	-10.571	-0.316	-15.485	-1.030	-30.007	-1.043	-5.759	-0.944	-18.602
Renta P.	0.241	20.198	0.241	6.666	0.239	16.817	0.272	5.759	0.359	6.513	0.124	1.725
Renta T.	0.218	22.505	0.227	5.682	0.224	16.862	0.394	10.772	0.509	10.843	0.276	3.856
Edad	0.019	8.459	0.056	1.985	0.008	1.025	0.000	0.069	-0.026	-1.091	-0.050	-0.792
Edad2	-0.000	-8.171	-0.000	-2.144	-0.000	-1.249	0.000	0.104	0.000	1.476	0.000	0.794
Estud2	0.189	17.501	0.175	5.960	0.184	14.965	0.190	4.756	0.199	3.662	0.196	3.679
Estud3	0.358	21.382	0.311	4.793	0.362	17.031	0.414	6.981	0.381	4.731	0.612	5.185
Hogar1	0.046	2.966	-0.035	-0.838	0.034	1.820	0.040	0.744	-0.035	-0.580	0.089	1.087
Hogar2	0.058	5.163	0.017	0.561	0.055	4.257	0.035	0.787	0.014	0.262	0.027	0.428
Hogar3	0.079	6.479	0.024	0.810	0.087	6.417	0.052	1.169	0.064	1.285	-0.023	-0.341
Hogar4	0.136	5.671	0.142	2.553	0.127	5.044	0.122	1.472	0.134	1.363	0.023	0.182
$\lambda_T$	0.256	4.322	0.232	2.007	0.479	4.857	0.350	3.908	0.342	2.654	0.059	0.341
$\lambda_M$	-	-	-0.340	-1.278	0.199	2.018	-	-	0.362	1.294	0.297	0.523
R <sup>2</sup> ajustado	0.244		0.262		0.233		0.558		0.630		0.490	
Log-ver.	-6263.237		-822.938		-5364.550		-881.527		-322.230		-461.977	
Log-ver. sin corr.**	-6279.243		-832.314		-5389.919		-896.229		-338.659		-469.630	
Observac.	11990		1916		10074		1214		603		611	

\* Representa la variable "Precio P." para los propietarios y "Precio A." para los inquilinos.

\*\* Log-verosimilitud de la regresión mínimo cuadrática que no incluye las variables auxiliares.

En relación a la capacidad explicativa de las ecuaciones de demandas, conviene indicar que estos valores bajos en los R<sup>2</sup> (ajustados) para el caso de los propietarios 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 Molés (2004), o Barrios y Rodríguez (2007) y (2008), entre otros).

Respecto al papel desempeñado por las variables explicativas, cabe destacar que en general los respectivos coeficientes estimados para la muestra total vienen a reflejar un valor intermedio entre los obtenidos para las submuestras de mudados recientes y de no mudados.

Por otra parte, los signos y magnitudes obtenidas para estos coeficientes entran dentro de lo razonable. Así, destacamos en todos los casos la alta significatividad y peso tanto del índice de precios hedónicos de la vivienda empleado, como de la renta permanente y transitoria del hogar. A estos factores de peso debemos añadir el nivel de estudios del cabeza de familia, el cual incrementa significativamente la demanda de servicios de vivienda en todas las alternativas consideradas. Adicionalmente, las variables de estructura del hogar sólo resultan significativas entre los hogares propietarios, resultando menos relevantes entre los mudados recientes.

A continuación, en el cuadro 4 sintetizamos las elasticidades renta y precio de la demanda de vivienda derivadas de las ecuaciones anteriores. Para el correcto cálculo de estas elasticidades hemos estimado el efecto total como suma del efecto directo resultante de los parámetros estimados en las correspondientes ecuaciones de demanda contenidas en el cuadro 3, y del efecto indirecto generado sobre la demanda por la modificación de las variables auxiliares  $\lambda_T$  y  $\lambda_M$  al variar también las probabilidades de elección (Greene (2000), Goodman (2002)). Para estimar este efecto total (directo e indirecto) hemos procedido de la siguiente manera: empleando las ecuaciones de regresión recogidas en el cuadro 3, estimamos la demanda (llamémosla D0) para cada individuo de la muestra, dados los valores originales de las variables explicativas incluidas las variables artificiales  $\lambda^3$ . En segundo lugar, tras modificar la renta (permanente o transitoria) o el precio un 1% y calcular las variables  $\lambda$  para estos nuevos datos, estimamos la demanda (D1) para cada individuo con los nuevos valores.

El efecto porcentual total sobre la demanda (elasticidad renta o precio, respectivamente) vendrá dado por:  $100 \cdot (D1 - D0) / D0$ . La media sobre todos los individuos nos dará una aproximación al valor medio para cada elasticidad.

**CUADRO 4: Elasticidades renta y precio de demanda medias para propietarios e inquilinos**

	Propietarios			Inquilinos		
	Total	Mudados	No mudados	Total	Mudados	No mudados
Precio*	-0.339	-0.458	-0.282	-0.964	-1.032	-0.942
Renta P.	0.227	0.240	0.218	0.213	0.357	0.129
Renta T.	0.209	0.226	0.214	0.356	0.506	0.272
R <sup>2</sup> ajustado	0.244	0.262	0.233	0.558	0.630	0.490
Observaciones	11990	1916	10074	1214	603	611

\* Representa la variable “Precio P.” para los propietarios y “Precio A.” para los inquilinos.

Según el cuadro 4, nuevamente observamos como los valores de cada una de estas elasticidades para la muestra total se sitúan en un valor intermedio entre los correspondientes para las dos submuestras establecidas en base a la movilidad. De forma general, se deduce que los mudados recientes son más sensibles a cambios, tanto en precios como en renta, que el colectivo de no mudados. Esta divergencia es más marcada en el caso de los propietarios para la elasticidad precio, mostrando en este caso elasticidades renta muy similares, mientras que para los inquilinos sucede lo contrario, siendo las elasticidades renta de los mudados prácticamente el doble que las de los no mudados, mientras que las elasticidades precio son muy similares y con valores en torno a la unidad. La menor capacidad de respuesta de los propietarios ante variaciones en el precio de la vivienda puede deberse a que soportan mayores costes de transacción que los inquilinos a la hora de modificar su demanda de servicios de vivienda. Idéntico resultado es obtenido a nivel nacional por Colom y Molés (2004).

Para analizar la robustez de los resultados anteriores comprobamos en primer lugar si las estimaciones de las elasticidades precio y renta de la demanda de vivienda se ven afectadas

<sup>3</sup> Empleamos el factor de Duan (1983) para evitar el sesgo de retransformación a la hora de obtener la demanda

cuando se modifica el periodo de movilidad considerado. Para ello, hemos procedido a estimar estas elasticidades estableciendo las submuestras de mudados y no mudados en base a la movilidad experimentada en los últimos dos (1999-2000) y ocho años (1993-2000). En el cuadro 5 mostramos los valores de elasticidad (considerando el efecto directo y el indirecto) obtenidos para ambos tipos de tenencia<sup>4</sup>. Según se observa, las elasticidades precio y renta estimadas para las submuestras de mudados y no mudados establecidas para los tres períodos de tiempo considerados (2, 5 y 8 años) son muy similares, deduciéndose que la selección de las submuestras en base a distintos períodos de movilidad en torno a estos intervalos no incide sobre los valores estimados de las elasticidades.

**CUADRO 5: Elasticidades renta y precio de demanda para propietarios e inquilinos para una movilidad de 8 y 2 años**

PROPIETARIOS				
	Movilidad últimos 8 años		Movilidad últimos 2 años	
	Mudados	No Mudados	Mudados	No Mudados
Precio	-0.470	-0.263	-0.444	-0.300
Renta P.	0.265	0.204	0.259	0.221
Renta T.	0.253	0.212	0.241	0.210
R <sup>2</sup> ajustado	0.265	0.221	0.292	0.238
Observaciones	2859	9131	637	11353
INQUILINOS				
	Movilidad últimos 8 años			
	Mudados	No Mudados		
Precio	-1.027	-0.875		
Renta P.	0.326	0.093		
Renta T.	0.481	0.301		
R <sup>2</sup> ajustado	0.614	0.450		
Observaciones	721	493		

Los resultados anteriores también se confirman análogamente cuando empleamos la variable renta corriente en lugar de renta permanente y transitoria como medida de renta (los resultados podrán ser facilitados bajo petición).

de vivienda a partir de las ecuaciones de regresión logarítmico lineales estimadas.

<sup>4</sup> Para los inquilinos no ha sido posible estimar las elasticidades de demanda en base a la movilidad experimentada en los últimos dos años debido al escaso tamaño de la muestra.

De cara a contrastar los resultados obtenidos en este trabajo frente a los alcanzados previamente por los autores que han trabajado en este área, debemos señalar en primer lugar que a nivel nacional el trabajo de Colom y Molés (2004) constituye el único antecedente conocido que aborda un análisis de la demanda de vivienda conjuntamente con la decisión de tenencia y movilidad siguiendo un esquema análogo al utilizado en este trabajo. En su estudio emplean datos de 1991 para estimar la demanda de vivienda en España de los hogares propietarios e inquilinos que han experimentado cambio de vivienda en los últimos siete años, obteniendo para ambos tipos de tenencia valores inelásticos de la elasticidad precio ligeramente superiores a los obtenidos aquí en el caso de los propietarios (-0.61) e inferiores para los inquilinos (-0.81). Como medida de renta emplean la renta corriente, llegando a unas elasticidades renta superiores a nuestro caso para los propietarios (0.64) y similares para los inquilinos (0.49). Sin embargo, estos resultados están sujetos a cierta cautela puesto que en el cálculo de las elasticidades de la demanda estas autoras no evalúan los efectos indirectos que provocan, tanto las variaciones en renta como en precios, sobre las variables auxiliares empleadas para corregir el sesgo de selección.

A nivel internacional, siguiendo también nuestra línea de trabajo, Ermisch *et al.* (1996) y Goodman (2002) consideran la tenencia junto con la movilidad a la hora de modelizar las ecuaciones de demanda de vivienda. El primero para los hogares propietarios británicos que han cambiado de vivienda en los últimos 7 años, y el segundo para hogares propietarios de Estado Unidos que no se han mudado en los últimos cuatro años (“stayers”). Para estos dos mercados de vivienda se obtiene un valor similar de la elasticidad renta permanente que casi dobla a la estimada en nuestro trabajo (0.4), mientras que la elasticidad precio se sitúa en torno a -0.38 para el Reino Unido, ligeramente inferior a la obtenida por nosotros para el colectivo de mudados, y -0.24 para los EE.UU. similar al alcanzado en nuestro caso para los no mudados.

## 6. Conclusiones

Los diversos trabajos realizados sobre demanda de vivienda muestran la existencia de un amplio rango de estimaciones para las elasticidades renta y precio de demanda. Una de las causas esgrimidas para explicar esta gran variabilidad ha sido la selección de la muestra en términos de la movilidad de los individuos.

Con objeto de aportar una mayor evidencia empírica sobre ésta cuestión, este trabajo ha pretendido analizar el efecto que puede tener la selección de la muestra en base a la movilidad de los individuos (muestra mudados recientes o de no mudados –“stayers”–) sobre las estimaciones de las elasticidades renta y precio de demanda de la vivienda habitual para el caso de España. Para ello, empleando los datos de corte transversal correspondientes a la muestra ampliada del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para el año 2000, estimamos para el total de la muestra y para ambas submuestras las ecuaciones de demanda de servicios de vivienda bajo las dos formas principales de tenencia (propiedad/alquiler).

De los resultados obtenidos se evidencia, para ambos tipos de tenencia, la existencia de diferencias en cada una de estas muestras. En primer lugar, respecto al papel desempeñado por las variables explicativas, cabe destacar que en general los respectivos coeficientes estimados para la muestra total se sitúan en un valor intermedio entre los obtenidos para las submuestras de mudados recientes y de no mudados. En todos los casos, se observa una alta significatividad y peso tanto del índice de precios hedónicos de la vivienda empleado, como de la renta permanente y transitoria del hogar, a los que cabría añadir el nivel de estudios del cabeza de familia, el cual incrementa significativamente la demanda de servicios de vivienda en todas las alternativas consideradas. Adicionalmente, las variables de estructura del hogar sólo resultan significativas entre los hogares propietarios, resultando menos relevantes entre los mudados recientes.

En cuanto a las elasticidades precio y renta de la demanda de vivienda, de nuevo los valores de cada una de estas elasticidades para la muestra total se sitúan en un valor

intermedio entre los correspondientes para las dos submuestras establecidas en base a la movilidad. De forma general, se deduce que los mudados recientes son más sensibles a cambios, tanto en precios como en renta, que el colectivo de no mudados. Esta divergencia es más marcada en el caso de los propietarios para la elasticidad precio, mostrando en este caso elasticidades renta muy similares, mientras que para los inquilinos sucede lo contrario, siendo las elasticidades renta de los mudados prácticamente el doble que las de los no mudados, mientras que las elasticidades precio son muy similares y con valores en torno a la unidad.

En consecuencia, los resultados obtenidos en este trabajo ponen particularmente de manifiesto que la estimación de la elasticidad precio de la demanda de vivienda en propiedad en base a muestras de mudados recientes puede llevar a una sobrevaloración de la misma. De igual forma, la consideración de mudados recientes también parece llevar a una sobrevaloración notable de la elasticidad renta para el caso de los inquilinos.

Como conclusión final, podemos afirmar que los estudios de la demanda de vivienda basados en muestras de mudados recientes pueden ser útiles cuando se diseñan medidas de política de vivienda destinada al colectivo de hogares más móviles. En este ámbito, se evidencia una mayor capacidad de reacción ante variaciones en el precio para los propietarios, y en la renta para los inquilinos. No obstante, si tenemos en cuenta que a medio-largo plazo el comportamiento de todo el conjunto de hogares puede responder ante medidas de política de vivienda, parece más adecuado en este contexto utilizar la muestra total de hogares disponible, obteniéndose de esta forma valores de las elasticidades precio y renta, cruciales en el diseño de la política de vivienda, más representativos de la población en su conjunto.

## **Apéndice**

Ante la falta de información en el PHOGUE sobre el precio de compra o de alquiler de la vivienda habitual, optamos por estimar un índice de precios hedónicos de la vivienda por CC. AA. en España para el año 2000 siguiendo la línea de Barrios y Rodríguez (2005). Para ello, utilizamos el fichero longitudinal de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares

correspondiente al año 2000 debido a su alto contenido en información sobre características de la vivienda habitual. Esta fuente de datos está compuesta por 8744 hogares, de los cuales 7943 son propietarios y 801 inquilinos. En el cuadro 6 recogemos los índices de precios hedónicos utilizados según el tipo de tenencia (expresados en euros y en términos logarítmicos). Las regresiones estimadas por CC.AA. para llegar a estos resultados podrán ser facilitadas bajo petición. Estos índices hedónicos suponen una aproximación de la valoración subjetiva que realizan los individuos sobre cada régimen de tenencia de vivienda en cada CC.AA.

**CUADRO 6: Índice de precios hedónicos (en logaritmo)**

Comunidad Autónoma	Propiedad	Alquiler
ANDALUCÍA	7.957	6.384
ARAGÓN/RIOJA/NAVARRA	8.115	7.775
ASTURIAS	8.028	7.080
BALEARES	8.177	7.220
CANARIAS	8.254	7.167
CANTABRIA	8.073	7.507
CASTILLA Y LEÓN	7.683	7.658
CASTILLA LA MANCHA/EXTREMADURA	7.633	6.236
CATALUÑA	8.165	7.830
COMUNIDAD VALENCIANA/MURCIA	7.902	7.122
GALICIA	7.976	7.292
MADRID	8.320	7.426
PAIS VASCO	8.431	5.790

En segundo lugar, para incorporar la renta a largo plazo o permanente de los hogares en el modelo estudiado, al igual que en Barrios y Rodríguez (2005), (2007), se estima ésta para cada uno de los hogares correspondientes a la muestra ampliada del Panel de Hogares de la Unión Europea que no tienen observaciones perdidas en las variables consideradas, lo cual aporta un total de 14659 hogares. Se calcula la renta permanente (en logaritmos), empleando para ello una regresión lineal, en la que la renta corriente, igualmente en logaritmo neperiano, es la variable dependiente. Como variables explicativas se emplean características socioeconómicas de los hogares así como del cabeza de familia. Como medida de la renta corriente se utilizan los ingresos totales netos anuales para el año 2000 (en logaritmo

neperiano). Los resultados de la estimación se muestran en el Cuadro 7, siendo los  $t$ -ratios robustos a heteroscedasticidad (estadístico de White).

**CUADRO 7: Estimación de la renta permanente del Hogar (Renta P.)**

Variable	Coficiente	Estadístico-t	Media
CONSTANTE	7.4676	124.641	
EDAD	0.0310	19.662	55.690
EDAD2	-0.0002	-15.144	3379.203
OCUPADOS	0.6883	52.438	1.026
OCUPADOS2	-0.0818	-23.590	1.965
PFING0	0.2459	5.522	0.110
PFING1	0.3129	7.203	0.493
PFING2	0.3341	7.702	0.377
PFING3	0.1552	2.899	0.012
SALUD	0.0671	6.073	0.861
VDASECUN	0.2236	22.569	0.168
ESTUD2	0.1978	20.669	0.356
ESTUD3	0.5128	39.368	0.118
SEGUROPRIV	0.1735	13.798	0.096

Nº observaciones: 14659     $R^2$  Ajustado: 0.573

Durbin-Watson: 1.9312

Las variables incluidas en la regresión y no comentadas en el Cuadro 3 son las siguientes:  
LNING00: logaritmo neperiano de los ingresos totales netos del hogar para el año 2.000 expresado en euros (variable dependiente).

OCUPADOS, OCUPADOS2: número de miembros ocupados en el hogar y su cuadrado.

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

Principal fuente de ingresos:

PFING0: trabajo por cuenta propia; PFING1: trabajo por cuenta ajena; PFING2: pensiones, subsidios y prestaciones; PFING3: rendimientos de capital; PFING4: otras fuentes de ingresos.

SALUD: disponer de un buen estado de salud.

VDASECUN: cuando el hogar o alguno de sus miembros dispone de vivienda secundaria.

SEGUROPRIV: si el cabeza de familia dispone de cobertura de seguro privado.

## Referencias

- Barrios, J. A. y Rodríguez, J. E. (2005), “Un modelo logit multinomial mixto de tenencia de vivienda”, *Revista de Economía Aplicada*, XIII (38), pp. 5-27.
- Barrios, J. A. y Rodríguez, J. E. (2007), “Housing and urban location decisions in Spain: an econometric analysis with non observed heterogeneity”, *Urban Studies*, 44 (9), pp. 1657-1676.
- Barrios, J. A. y Rodríguez, J. E. (2008), “Housing demand in Spain according to dwelling type: microeconomic evidence”, *Regional Science and Urban Economics*, de próxima publicación.
- Börsch-Supan, A., Heiss, F. y Seko, M. (2001), “Housing demand in Germany and Japan”, *Journal of Housing Economics*, 10 (3), pp. 229-252.

- Clark, W. A. V. y Onaka, J. L. (1983), "Life cycle and housing adjustment as explanations of residential mobility", *Urban Studies*, 20, pp. 47-57.
- Colom, M. y Molés, M. (2004), "Movilidad, tenencia y demanda de vivienda en España", *Estadística Española*, 46 (157), pp. 511-533.
- Coulson, E. (1999), "Why are Hispanic and Asian-American Homeownership rates so low?: immigration and other factors", *Journal of Urban Economics*, 45, pp. 209-227.
- Duan, N. (1983), Smearing estimate: a nonparametric retransformation method, *Journal of the American Statistical Association*, 78, pp. 605-610.
- Edin, P. y Englund, P. (1991), "Moving costs and housing demand: Are recent movers really in equilibrium", *Journal of Public Economics*, 44, pp. 299-320.
- Ermisch, J., F. (1996), "The demand of housing in Britain and population ageing: microeconomic evidence", *Economica* 63, pp. 383-404.
- Ermisch, J. F., Findaly, J. and Gibb, K. (1996), "The price elasticity of housing demand in Britain: issues of sample selection", *Journal of Housing Economics* 5, pp. 64-86.
- Goodman, A. C. (1995), "A dynamic equilibrium model of housing demand and mobility with transaction cost", *Journal of Housing Economics*, 4, pp. 307-327.
- Goodman, A. C. (2002), "Estimating equilibrium housing demand for «stayers»", *Journal of Urban Economics* 51, pp.1-24.
- Goodman, A. C. y Kawai, M. (1982), "Permanent income, hedonic price, and demand for housing: new evidence", *Journal of Urban Economics*, 12, pp. 214-237.
- Greene, W. H. (2000), "*Econometric Analysis*", 4th edition, Prentice-Hall, Upper Saddle River, NJ.
- Greene, W. H. (2007), *Limdep 9.0 Econometric modelling guide*, Econometric Software, Inc, New York.
- Gyourko, J. y Linneman, P. (1996), "An analysis of the changing influences on traditional household ownership patterns", *Journal of Urban Economics*, 39, pp. 318-341.

- Haurin, D. R., Hendershott, P. H. y Kim, D. (1994), "Housing decisions of American Youth", *Journal of Urban Economics*, 35, pp. 28-45.
- Harmon, O. R. (1988), "The income elasticity of demand for single-family owner-occupied housing: an empirical reconciliation", *Journal of Urban Economics*, 24, pp. 173-185.
- Heckman, J. J. (1979), "Sample selection bias as a specification error", *Econometrica*, 47 (1), pp. 153-161.
- 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.
- Newey, W. K., and 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: Elsevier Science, pp. 2111-2245.
- Nordvik, V. (2001), "Moving costs and the dynamics of housing demand", *Urban Studies*, 38 (3), pp. 519-523.
- Painter, G. (2000), "Tenure choice with sample selection: differences among alternatives samples", *Journal of Housing Economics*, 9, pp. 197-213.
- Painter, G., Gabriel, S. y Myers, D. (2001), "Race, immigrant status, and housing tenure choice", *Journal of Urban Economics*, 49, pp. 150-167.
- Painter, G., Yang, L. y Yu, Z. (2004), "Homeownership determinants for Chinese Americans: assimilation, ethnic concentration and nativity", *Real Estate Economics*, 32 (3), pp. 509-539.
- Rapaport, C. (1997), "Housing demand and community choice: an empirical analysis", *Journal of Urban Economics*, 42, pp. 243-260.