



Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública, 176-(1/2006): 87-105  
© 2006, Instituto de Estudios Fiscales

## Estimación de la duración residencial a partir del período de ocupación declarado por los hogares españoles \*

RAQUEL ARÉVALO TOMÉ

M.<sup>a</sup> SOLEDAD OTERO GIRÁLDEZ

JACOBO DE UÑA ÁLVAREZ

Universidad de Vigo

Recibido: Abril, 2005

Aceptado: Marzo, 2006

### Resumen

El conocimiento de las peculiaridades del sector de la vivienda es de interés fundamental dada la incidencia del mercado de la vivienda en la economía y bienestar de un país. El tiempo de ocupación de un hogar en una vivienda juega un papel importante tanto en la toma de decisiones privadas (compra o alquiler de una vivienda) como públicas (políticas para aumentar el parque de arrendamiento o para reducir el coste de acceso a la primera vivienda). A pesar de la relevancia de este bien duradero en el ámbito socio-económico, en nuestro país no se conocen investigaciones que analicen la duración en la vivienda, lo que añade valor a su estudio. El objetivo del presente trabajo es inferir la duración total de residencia de los hogares en España a partir de la ocupación declarada por el hogar. Para ello utilizaremos la Teoría de Procesos de Renovación. Los datos empleados proceden de la Encuesta de Presupuestos Familiares (1980 y 1990) y de la Muestra Completa del Panel de Hogares de la Unión Europea (2000). La riqueza de estos datos permite evaluar la heterogeneidad de la duración residencial estimada según determinadas variables de interés: régimen de tenencia, localización, nivel de ingresos del hogar y valor de la vivienda.

*Palabras clave:* Duración residencial, EPF, PHOGUE, Procesos de renovación.

*Clasificación JEL:* C41, D19.

### 1. Introducción

La importancia de la vivienda tanto en el ámbito familiar <sup>1</sup> como en el económico-social <sup>2</sup> y la existencia de escasas investigaciones dedicadas al estudio de la vivienda en España, hacen que este bien resulte un tema de gran interés para cualquier estudioso de la economía o del bienestar de nuestro país.

---

\* Los autores desean agradecer la financiación del *Instituto de la Mujer (Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales)* a través del programa 35/02, «Mercado de trabajo, pobreza y género: nuevos enfoques». Jacobo de Uña Álvarez agradece la financiación del Proyecto MTM2005-01274 (fondos FEDER incluidos) del Ministerio de Educación y Ciencia. También se agradecen los comentarios del editor y de dos evaluadores anónimos.

El tiempo esperado de ocupación en la vivienda principal (residencia habitual) representa una información relevante a la hora de tomar determinadas decisiones del hogar como la elección entre alquiler o propiedad, la creación de expectativas sobre el patrón de gastos en mantenimiento, reformas estructurales, renovación de muebles, etc. También es importante para entender las consecuencias de este tipo de decisiones ya que, cuando una familia compra<sup>3</sup> o alquila una vivienda obtiene un lugar de residencia que le permite acceder a los servicios disponibles en su entorno<sup>4</sup>, pero también adquiere obligaciones y derechos de tipo legal y fiscal, López (1992).

La información sobre la dinámica de renovación de la vivienda también podría ser útil para predecir movimientos en la ocupación de la vivienda en alquiler, estimar demandas futuras de bienes y servicios en función de las características del hogar, y orientar mejor las directrices o las pautas a seguir por las distintas políticas del gobierno en relación al mercado de la vivienda.

A nivel internacional, existen distintos trabajos con respecto al tema que nos ocupa. En Anily *et al.* (1999) se estima la distribución de la duración de residencia total en U.S. a partir del tiempo de ocupación observado para distintos grupos de viviendas. Sedman *et al.* (1998) también estiman la duración de residencia pero centrándose en la vivienda en propiedad. Deng *et al.* (2003) estudia los factores que afectan positiva y negativamente a la duración de la residencia en la vivienda en alquiler. Otras contribuciones, como la de Belkin *et al.* (1976) y Zuehlke (1987), modelizan el tiempo en que una vivienda, alquilada o en propiedad, está en el mercado hasta ser vendida.

A nivel nacional existe una considerable literatura sobre vivienda utilizando distintos enfoques<sup>5</sup>. En relación a nuestra variable de interés, en Arévalo y Ruiz-Castillo (2004) se ha estimado el llamado *tenure discount*<sup>6</sup> (el efecto descuento en el alquiler derivado del proceso de renovación del contrato de arrendamiento) a partir del tiempo de ocupación observado. Sin embargo, no conocemos ningún trabajo que estudie la distribución de la duración total de residencia de los hogares.

Dada la relevancia del tema, y como un primer paso para franquear la laguna existente en España al respecto, nuestro objetivo principal es inferir la duración total de residencia de la vivienda a partir de la ocupación declarada por los hogares españoles (tiempo de ocupación en la vivienda donde reside). Esta inferencia también se realiza por subgrupos de viviendas para detectar el grado de heterogeneidad existente entre ellos. Para ello utilizaremos los modelos de equilibrio de la teoría de procesos de renovación en la línea de Anily *et al.* (1999). Los datos empleados en el estudio empírico proceden de dos fuentes distintas, la Encuesta de Presupuestos Familiares y el Panel de Hogares de la Unión Europea.

El artículo se organiza como sigue: en la sección 2 se describe la fuente de datos y las variables consideradas en el análisis empírico. La sección 3 presenta los modelos econométricos propuestos para identificar la distribución del tiempo de permanencia en la vivienda para distintos grupos de hogares. En la sección 4 se comentan los principales resultados obtenidos en el proceso de estimación. Finalmente, la sección 5 recoge las principales conclusiones del estudio.

## 2. Fuentes y variables utilizadas en el estudio

Las fuentes de datos utilizadas en el estudio son: la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1980-81 y 1990-91 (EPF's de 1980 y 1990 respectivamente) y la Muestra Completa del Panel de Hogares de la Unión Europea de 2000 (PHOGUE de 2000). El tamaño muestral es de 23.971 hogares para la EPF de 1980, de 21.155 para 1990 y 15.614 para el PHOGUE de 2000. Estas muestras son representativas de 10,02 millones de hogares a nivel poblacional en 1980, 11,30 millones en 1990 y 12,99 millones en el 2000 <sup>7</sup>.

En nuestro estudio se ha considerado la variable duración para distintos colectivos de vivienda según: el régimen de tenencia, la localización, el nivel de ingresos del hogar y el valor de la vivienda <sup>8</sup>.

La duración disponible es el tiempo de ocupación de la vivienda (número de años que el hogar lleva residiendo en la vivienda que ocupa en el momento de la encuesta). A diferencia de las EPF's, donde se proporciona la información exacta de los años de ocupación, en el PHOGUE de 2000 la ocupación mayor de 20 años aparece acumulada. En la tabla 1 se presenta la distribución poblacional de los hogares de las tres encuestas por tramos de ocupación así como por localización y por régimen de tenencia <sup>9</sup>. La información sobre localización se agrupa en cinco regiones: Noroeste, que comprende Galicia, Asturias, Cantabria y

**Tabla 1**  
**Distribución poblacional de los hogares por características y tipo de encuesta**

	EPF-1980	EPF-1990	PHOGUE 2000	Total
<b>Total de hogares</b>	10.024.166	11.298.509	12.994.883	34.317.558
<b>Región geográfica</b>	100	100	100	100
Noroeste	19,14	18,36	17,31	18,19
Noreste	27,21	26,75	27,15	27,04
Centro	16,73	17,09	16,94	16,93
Sureste	14,57	14,48	15,13	14,75
Suroeste	22,36	23,31	23,46	23,09
<b>Régimen de tenencia</b>	100	100	100	100
Propiedad	69,11	77,79	84,20	77,68
Arrendamiento	22,92	14,99	11,13	15,85
Cesión	7,97	7,21	4,67	6,47
<b>Duración declarada</b>	100	100	100	100
0-5 años	21,10	16,06	23,14	20,21
6-10 años	23,70	16,81	12,57	17,22
11-15 años	15,05	16,88	11,45	14,29
16-20 años	11,81	15,77	10,82	12,74
+20 años	28,33	34,47	42,02	35,54

Fuente: Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 1980 y 1990 y Muestra Completa del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) de 2000.

Castilla-León; Noreste, que comprende País Vasco, La Rioja, Aragón, Navarra y Cataluña; Centro, con Madrid y Castilla la Mancha; Sureste, que engloba a Murcia, Valencia y Baleares; y Suroeste, con Andalucía, Extremadura, Canarias, Ceuta y Melilla. En cuanto al régimen de tenencia disponemos de tres modalidades: propiedad, arrendamiento y cesión.

Como se observa en la tabla 1, la región con mayor (menor) representatividad es el Noroeste (Sureste) con un peso entorno al 27 por 100 (15 por 100) en las tres encuestas. También en las tres décadas cabe destacar la preferencia de los hogares españoles por el régimen de propiedad (69 por 100, 78 por 100 y 84 por 100 para las encuestas de 1980, 1990 y 2000, respectivamente), recogiendo el hecho conocido de que la propiedad en España ha ido en aumento en detrimento del arrendamiento. El peso relativo del arrendamiento se ha reducido en algo más de la mitad en el período de estudio, en 1980 era de un 23 por 100 y en el 2000 apenas supera el 11 por 100 de los hogares. En lo que respecta a la duración observada, el mayor porcentaje de hogares se encuentra en duraciones largas (más de 20 años). El peso de esta modalidad ha experimentando un aumento considerable en el período de estudio. También para las olas de 1980 y 2000 tenemos un porcentaje de hogares importante en duraciones cortas.

Centrándonos en el tiempo de ocupación declarado por los distintos grupos de hogares obtenemos la información presentada en la tabla 2. En esta tabla se han eliminado los hogares que presentaban valores faltantes en alguna de las variables de interés <sup>10</sup>. El número final de hogares por cada ola es de 22.151 (EPF de 1980), 18.861 (EPF de 1990), y 14.400 (PHOGUE de 2000) que son representativas a nivel poblacional de 9,31 millones de hogares en 1980, 10,13 millones en 1990 y 12,00 millones en el año 2000.

En la tabla 2 se pone de manifiesto que la mediana del tiempo de ocupación <sup>11</sup> se cifra en 11, 15 y 17 años en los sucesivos períodos de referencia, señalando una tendencia al alza en el tiempo de ocupación declarado. De hecho, es de destacar que en el año 2000, casi el 42 por 100 de los hogares españoles presenta una duración de residencia declarada por encima de los 20 años, mientras que esta proporción es del 23 y el 29 por 100 en las olas de 1980 y 1990 respectivamente <sup>12</sup>.

Al analizar por subgrupos la distribución de la ocupación de residencia declarada, constatamos los siguientes hechos. En relación al régimen de tenencia, se observa que los períodos de ocupación más cortos se dan en el arrendamiento con una ocupación mediana en las sucesivas encuestas de 10, 12 y 7 años respectivamente. El 47 por 100 de las viviendas arrendadas en el 2000 declaran una ocupación menor a 6 años. En 1980 y 1990 este porcentaje no supera el 30 por 100. La ocupación declarada en la propiedad, además de ser superior al alquiler <sup>13</sup>, presenta una clara tendencia al alza entre 1980 y el 2000 (con una duración mediana de 12, 15 y 19 años y unos porcentajes de 23,5, 30,2 y 44,7 por 100 de viviendas con período de ocupación superior a 20 años). La ocupación mediana en la vivienda cedida es de 15 años en 1980 frente a 10 años del 2000 <sup>14</sup>.

La distribución de los años de ocupación en las distintas regiones donde se ubica la vivienda presenta una gran uniformidad en la década de 1980. No obstante, se puede apreciar cierta asociación positiva de la ocupación declarada con el Noroeste. Es la región que acumula el mayor porcentaje de viviendas con más de 20 años de ocupación, un 29,8 por 100

**Tabla 2**  
**Distribución del tiempo de ocupación declarado (% de hogares y mediana)**

	0-5 años	6-10 años	11-15 años	16-20 años	+20 años	Mediana
<b>EPF-1980</b>	<b>22,66</b>	<b>25,49</b>	<b>16,17</b>	<b>12,68</b>	<b>23,01</b>	<b>11</b>
Noroeste	20,37	23,13	13,78	12,87	29,84	13
Noreste	23,63	26,57	16,50	12,46	20,84	10
Centro	23,30	27,60	17,36	11,66	20,09	10
Sureste	22,96	25,36	17,07	12,44	22,16	11
Suroeste	22,70	24,61	16,28	13,75	22,66	11
Propiedad	20,44	25,94	16,99	13,14	23,49	12
Arrendamiento	29,50	24,48	13,89	10,74	21,39	10
Cesión	21,14	20,14	12,97	20,58	25,16	15
Renta Cuartil 1.º	15,15	17,21	12,94	14,41	40,28	18
Renta Cuartil 2.º	22,74	25,74	16,63	13,24	21,66	11
Renta Cuartil 3.º	24,92	29,91	17,78	11,78	15,61	10
Renta Cuartil 4.º	27,54	28,79	17,21	11,37	15,10	10
Alquiler Cuartil 1.º	11,50	17,31	14,21	16,50	40,49	18
Alquiler Cuartil 2.º	20,48	24,67	17,39	13,68	23,78	12
Alquiler Cuartil 3.º	25,38	30,21	18,11	11,11	15,20	10
Alquiler Cuartil 4.º	34,90	30,89	15,24	8,92	10,04	8
<b>EPF-1990</b>	<b>17,15</b>	<b>18,11</b>	<b>18,23</b>	<b>17,00</b>	<b>29,51</b>	<b>15</b>
Noroeste	17,14	17,66	15,79	15,78	33,63	15
Noreste	16,38	19,99	18,49	17,82	27,31	14
Centro	16,79	17,08	19,18	16,47	30,47	15
Sureste	19,70	17,22	17,92	16,30	28,85	14
Suroeste	16,76	17,49	19,37	17,84	28,54	15
Propiedad	14,74	18,43	18,94	17,71	30,18	15
Arrendamiento	29,98	16,42	14,46	13,24	25,91	12
Renta Cuartil 1.º	14,03	13,36	15,32	15,49	41,80	19
Renta Cuartil 2.º	17,33	18,52	18,63	17,25	28,27	15
Renta Cuartil 3.º	19,27	19,03	19,17	18,58	23,94	14
Renta Cuartil 4.º	17,90	21,33	19,70	16,66	24,40	13
Alquiler Cuartil 1.º	12,89	12,35	15,07	16,24	43,45	19
Alquiler Cuartil 2.º	15,85	18,53	17,31	17,20	31,12	15
Alquiler Cuartil 3.º	19,49	19,58	20,04	17,74	23,15	13
Alquiler Cuartil 4.º	20,34	21,88	20,47	16,85	20,46	12
<b>PHOGUE 2000</b>	<b>23,23</b>	<b>12,71</b>	<b>11,44</b>	<b>10,86</b>	<b>41,76</b>	<b>17</b>
Noroeste	19,44	11,88	10,98	10,09	47,60	20
Noreste	23,99	10,92	10,53	10,63	43,93	18
Centro	22,45	13,28	11,96	11,69	40,63	17
Sureste	25,96	13,21	11,37	10,80	38,66	15
Suroeste	23,95	14,65	12,51	11,14	37,74	15
Propiedad	19,45	12,46	11,65	11,74	44,69	19
Arrendamiento	46,61	13,02	8,55	5,52	26,30	7
Cesión	35,35	16,59	14,68	7,76	25,62	10
Renta Cuartil 1.º	17,16	9,68	8,84	9,27	55,04	≥21
Renta Cuartil 2.º	26,61	13,83	11,93	9,14	38,49	14
Renta Cuartil 3.º	27,00	12,54	12,19	12,54	35,75	15
Renta Cuartil 4.º	21,99	14,73	12,76	12,44	38,08	16
Alquiler Cuartil 1.º	17,03	11,18	9,54	8,93	53,31	≥21
Alquiler Cuartil 2.º	23,93	11,99	12,40	10,97	40,71	16
Alquiler Cuartil 3.º	25,34	13,77	11,45	11,20	38,23	15
Alquiler Cuartil 4.º	27,62	14,38	12,52	12,67	32,81	14

Fuente: Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 1980 y 1990 y Muestra Completa del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) de 2000. Nota: Los porcentajes por fila suman 100.

frente al resto de regiones que no supera el 23 por 100. Este rasgo distintivo del Noroeste se mantiene, y acentúa, en 1990 y 2000 llegando a registrar una acumulación de viviendas con la máxima ocupación considerada del 33,6 y 47,6 por 100 respectivamente. Esta tendencia a aumentar la permanencia en la vivienda con el paso del tiempo se manifiesta, en mayor o menor medida, en todas las regiones. Lo que acrecienta las diferencias de la variable ocupación respecto a la localización.

Además de las variables comentadas hasta ahora, en la tabla 2 también se han incluido dos características de los hogares referidas a aspectos monetarios: el nivel de renta (ingresos anuales netos en el año anterior a la encuesta) y el precio de alquiler (alquiler realmente pagado en caso de arrendamiento y alquiler estimado por el hogar en caso de propiedad o cesión)<sup>15</sup>. Los datos que aparecen en la tabla 2 sobre ambas variables corresponden a las particiones cuartílicas<sup>16</sup> extraídas de la distribución de la renta y del alquiler, en cada encuesta de forma independiente.

Como cabría esperar, en la tabla se pone de manifiesto un fenómeno similar de ambas variables (nivel de renta y alquiler) en relación a la distribución de la ocupación declarada. Los hogares con menor renta y alquiler (colectivo de hogares del cuartil 1.º de cada variable) son los que declaran un mayor tiempo de permanencia en su residencia. Parece lógico pensar que los elevados costes de transacción asociados al cambio residencial representan un mayor esfuerzo monetario para los hogares más pobres, lo que reduce su propensión a la movilidad. En las tres encuestas, la ocupación mediana por nivel de renta es de 18 años en 1980, de 19 años en 1990 y más de 20 años en 2000, reflejando claramente una tendencia creciente en la permanencia en el hogar de este colectivo. También en las tres encuestas, se observa que el paulatino aumento del nivel de renta y alquiler lleva aparejada un menor período de ocupación en su vivienda<sup>17</sup>. En este sentido sólo se aprecia un efecto distinto de la ocupación en la renta del año 2000 —efecto en forma de bañera— donde los hogares con mayor nivel de ingresos (renta en el cuartil 4.º) presenta una duración mayor que los hogares de ingresos medios (renta en cuartiles 2.º y 3.º).

### 3. Metodología

Como se ha comentado, nuestro objetivo es inferir la distribución de la duración total de residencia de los hogares,  $F(\cdot)$ , a partir de la distribución de la ocupación declarada (tiempo de ocupación en la vivienda),  $G(\cdot)$ . En el contexto de la Teoría de Procesos de Renovación<sup>18</sup>, el modelo de equilibrio establece que:

$$g(x) = \frac{1 - F(x)}{\mu_F}, \quad x \geq 0 \quad (1)$$

donde  $g(\cdot) = G'(\cdot)$  es la función de densidad de  $G(\cdot)$ , y  $\mu_F$  es la duración total de residencia esperada (o media).

La variable observada nos da información directa sobre la densidad  $g(\cdot)$ , mientras que la ecuación (1) permite inferir la distribución de la duración total de residencia a partir de los datos disponibles. Bajo la ecuación (1) se verifica que

$$\mu_F = \frac{1}{g(0)} \quad (2)$$

por lo que la función de supervivencia de la duración total de residencia  $(1 - F(\cdot))$  admite la representación

$$1 - F(x) = \frac{g(x)}{g(0)}, \quad x \geq 0 \quad (3)$$

El problema, pues, se reduce a estimar la densidad  $g(\cdot)$ , teniendo presente que la ecuación (1) implica que esta función es monótona decreciente.

Un mecanismo de estimación utilizado en este contexto (Anily *et al.*, 1999) consiste en ajustar a los datos un modelo paramétrico (suficientemente flexible) para  $G(\cdot)$ . Esto se puede hacer a partir de un diagrama de dispersión que muestre los pares  $(x_j, \ln(1 - G_n(x_j)))$ ,  $j = 1, \dots, k$ , donde  $x_1 < \dots < x_k$  son los  $k$  distintos valores de la duración declarada, y  $G_n(x_j)$  es la frecuencia relativa acumulada hasta el valor  $x_j$ . Es decir,  $G_n(\cdot)$  denota la función de distribución empírica de los « $n$ » datos observados, que es un estimador no paramétrico de  $G(\cdot)$ .

En la selección del modelo paramétrico para  $G(\cdot)$ , hemos decidido ajustar al diagrama de dispersión una función de la forma <sup>19</sup>

$$\ln(1 - G(x)) = \beta_1 x + \beta_2 x^2, \quad 0 \leq x \leq 21 \quad (4)$$

No hemos incluido constante en el modelo, ya que  $1 - G(0) = 1$ . Este modelo equivale a considerar una supervivencia de la forma

$$1 - G(x) = \exp(\beta_1 x + \beta_2 x^2), \quad 0 \leq x \leq 21 \quad (5)$$

cuya función de densidad asociada está dada por

$$g(x) = -(\beta_1 + 2\beta_2 x) \exp(\beta_1 x + \beta_2 x^2), \quad 0 \leq x \leq 21 \quad (6)$$

En este modelo, el parámetro  $\beta_1$  es estrictamente negativo, puesto que,  $-\beta_1 = g(0) > 0$ . Se puede comprobar que la función de densidad (6) es monótona decreciente si  $\beta_2 \geq -(1/2) \beta_1^2$ . Sin embargo, si  $\beta_2 < -(1/2) \beta_1^2$ , entonces  $g(\cdot)$  no cumple este tipo de monotonía, lo que resulta inconsistente con el modelo de equilibrio (1). En este sentido podemos hablar de la flexibilidad de  $g(\cdot)$  para captar posibles inconsistencias con el modelo de equilibrio.

Una vez ajustada la densidad (6), se puede computar la función de supervivencia de la duración total de residencia ya que, según la ecuación (3), se tiene que

$$1 - F(x) = \frac{1}{\beta_1} (\beta_1 + 2\beta_2 x) \exp(\beta_1 x + \beta_2 x^2), \quad 0 \leq x \leq 21 \quad (7)$$

Esta función nos indica la probabilidad de que el tiempo de permanencia en la vivienda sea igual o superior a  $x$ . El valor  $1 - F(21)$  representa la proporción de hogares (estimado) con una duración total de residencia de 21 años o más. Según las ecuaciones (2) y (6), la duración total de residencia esperada o media viene dada por  $\mu_F = -1/\beta_1$ . En los casos en que  $1 - F(21) \leq 0,5$ , es posible dar también la mediana de la duración total de residencia <sup>20</sup>.

#### 4. Resultados

Las funciones de densidad ajustadas para el tiempo de ocupación declarado en las tres encuestas aparecen en la figura 1. Esta figura permite observar el cambio progresivo que han experimentado estas funciones entre 1980 y 2000, corroborando los datos observados en la tabla 2. Mientras que en 1980 predominaban los hogares con duraciones menores a 10 años, en 1990 la duración más frecuente se sitúa en el intervalo entre 10 y 15 años. Por su parte, en el año 2000 la mayor acumulación de hogares se detecta en el primer tramo (de 0 a 5 años) para mostrar un continuo decrecimiento en los tramos siguientes <sup>21</sup>.

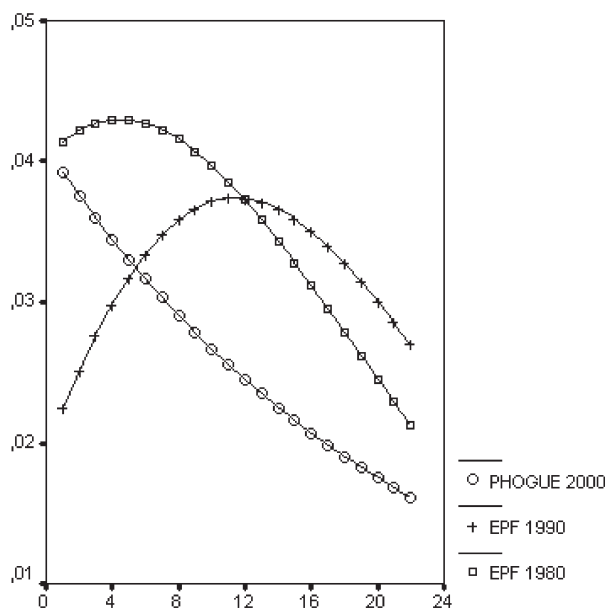


Figura 1. Funciones de densidad ajustadas de la ocupación declarada (en años) en 1980, 1990 y 2000



Tras probar con distintos modelos, hemos ajustado los años de ocupación declarados con el modelo paramétrico de forma cuadrática <sup>22</sup> —ecuación (4) de la sección anterior— para cada una de las tres encuestas. El ajuste se ha realizado por mínimos cuadrados y se han obtenido coeficientes de determinación por encima del 99 por 100 en todos los casos, mostrando un buen ajuste gráfico al diagrama de dispersión (tabla 3).

**Tabla 3**  
**Modelo ajustado y duraciones de residencia media y mediana inferidas (en años)**

	R <sup>2</sup>	$\beta_1$	$\beta_2$	Duración inferida	
				Media	Mediana
EPF 1980	0,998	-0,0404	-0,0014		
EPF 1990	0,999	-0,0195	-0,0017		
PHOGUE 2000	0,999	-0,0410	0,000051	24	16
Noroeste	0,999	-0,0351	0,000054	28	19
Noreste	0,999	-0,0412	0,0002	24	14
Centro	0,999	-0,0386	-0,0001	26	19
Sureste	0,999	-0,0468	0,0002	21	13
Suroeste	0,999	-0,0431	-0,00007	23	17
Propiedad	1,000	-0,0322	-0,0002	31	26*
Arrendamiento	0,998	-0,1084	0,0023	9	5
Cesión	0,999	-0,0724	0,0004	14	9
Renta Cuartil 1.º	0,999	-0,0299	0,0001	33	20
Renta Cuartil 2.º	1,000	-0,0510	0,0003	20	12
Renta Cuartil 3.º	0,998	-0,0462	0,0000091	22	15
Renta Cuartil 4.º	1,000	-0,0365	-0,0004	27	24*
Alquiler Cuartil 1.º	0,999	-0,0298	0,000041	34	22*
Alquiler Cuartil 2.º	0,999	-0,0413	0,000012	24	17
Alquiler Cuartil 3.º	1,000	-0,0459	0,000073	22	14
Alquiler Cuartil 4.º	0,999	-0,0487	-0,00007	21	15

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) de 1980 y 1990 y de la Muestra Completa del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGHE) de 2000.

Nota: \* Dato extrapolado.

En los dos primeros casos (EPF de 1980 y EPF de 1990), se han detectado inconsistencias con el modelo de equilibrio (la densidad ajustada no es monótona decreciente), algo que no ha ocurrido con los datos del PHOGUE del año 2000 <sup>23</sup>. Esto puede estar mostrando que la dinámica de formación de hogares en España no se ha estabilizado hasta las últimas décadas. En consecuencia, la falta de monotonía de las densidades correspondientes a las encuestas de 1980 y 1990 invalida el modelo de equilibrio.

Por otra parte, el proceso de renovación de los hogares dentro de cada vivienda es lento, como indican las inferencias de la tabla 3. Una duración media de 24 años, y una mediana de

16 años, para la encuesta de 2000; cifras que se elevan a 31 años y a 26 años <sup>24</sup>, respectivamente, cuando nos referimos al grupo de hogares con vivienda en propiedad (colectivo más representado con un 84 por 100 de los casos). Esta lentitud en la renovación de vivienda por parte de los hogares nos lleva a pensar que el PHOGUE de 2000 pueda ofrecer un resumen adecuado del comportamiento de los hogares españoles, en lo que a su duración total en la vivienda se refiere, en los años recientes.

Los ajustes practicados por subgrupos atendiendo a las variables región geográfica, régimen de tenencia, nivel de renta, y precio del alquiler (tabla 3), permiten observar la incidencia que tienen estos factores en el tiempo total de permanencia en la vivienda. Las diferencias más claras se aprecian cuando se consideran separadamente las viviendas en propiedad, las alquiladas y las cedidas; la duración media inferida para los hogares que poseen su vivienda (31 años) se sitúa muy por encima de la de los hogares en régimen de cesión (14 años) o de alquiler (9 años). Conclusiones similares se obtienen a partir de las duraciones medianas inferidas.

También hay una importante incidencia de los niveles de renta y de los precios de alquiler sobre el tiempo total de residencia inferido. Así, son los hogares de renta más baja (cuartil 1.º) o más alta (cuartil 4.º) los que muestran las duraciones mayores, sensiblemente superiores a las de los hogares de renta intermedia (cuartiles 3.º y 2.º, respectivamente). Si la intuición nos lleva a deducir que los hogares de menor renta (cuartil 1.º) son los menos dispuestos a soportar los elevados costes de transacción derivados del cambio de vivienda, ¿cómo podemos explicar la relación «mayor renta mayor permanencia» en el resto de hogares? El análisis descriptivo de los datos nos muestra, de forma consistente en los tres períodos muestrales, que la mayor renta está asociada al régimen de propiedad (así por ejemplo, en 2000, prácticamente el 27 por 100 de los hogares en propiedad disponen de una renta superior al valor del cuartil 3.º de la distribución total de esta variable, mientras que en arrendamiento este porcentaje ronda el 19 por 100 y en cesión el 11 por 100). Esto ayuda a justificar la mayor duración en las rentas más altas (cuartil 4.º) en un país donde la propiedad llega a representar más del 84 por 100 del parque residencial en el año 2000.

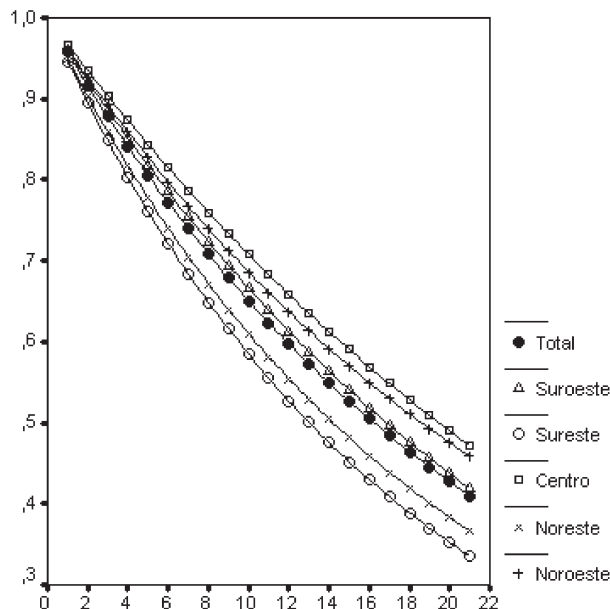
Este resultado está en línea con los resultados de varios estudios sobre los factores determinantes de la tenencia en España, entre los que podemos citar Barrios y Rodríguez (2005), donde destacan la importancia de la renta y el precio junto con la edad del sustentador principal como las variables más influyentes en la elección de tenencia. En coherencia con la conocida realidad española, el alquiler se revela como un estado transitorio o fase previa a la definitiva y masiva preferencia por la propiedad. Este proceso se ve favorecido por el incremento de renta y la comparación relativa de los precios de adquisición y alquiler de las viviendas. Otros trabajos recientes donde también se obtienen resultados en la misma línea son Colom y Molés (2004) y Sanroman (2006).

Por su parte, los hogares que residen en una vivienda de bajo precio de alquiler tienden a permanecer más tiempo en ella. A expensas de la fuerte relación existente entre las variables renta-propiedad y renta-precio de alquiler que apoyarían los argumentos anteriores, la intuición de este resultado nos lleva a considerar también el siguiente efecto derivado de la hete-

rogeneidad que presenta el sector de arrendamiento español. Así, las viviendas de renta antigua (que representan un 7 por 100 del arrendamiento total en 1990 <sup>25</sup>) se caracterizan por un bajo alquiler y larga duración (precio congelado desde su ocupación anterior a la Ley de Arrendamientos Urbanos de 1964) frente al arrendamiento libre (un 36 por 100) que presenta un precio sustancialmente mayor y un tiempo de ocupación menor. En una situación intermedia estaría el resto del arrendamiento (un 25 por 100 son viviendas con algún tipo de protección oficial y el 32 por 100 que no declaran su calificación legal).

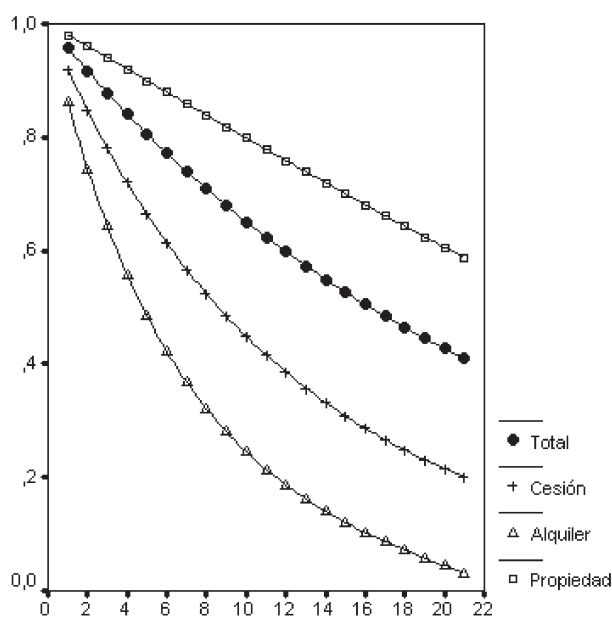
La incidencia del factor geográfico parece ciertamente menor, aunque puede verse que las regiones Noroeste y Centro están caracterizadas por una mayor permanencia del hogar en la vivienda.

En las figuras 2-5 se muestran las funciones de supervivencia del tiempo total de residencia para los subgrupos formados en base a cada una de las cuatro variables citadas. Estos gráficos permiten observar el patrón de abandono de la vivienda de los hogares durante los primeros 21 años de residencia. En la figura 3 (subgrupos por régimen de tenencia) se aprecia cómo los hogares con vivienda en propiedad abandonan ésta con poca probabilidad, y de manera uniforme en el tiempo. El bajo porcentaje de hogares en régimen de propiedad que cambian de vivienda en los 10 primeros años (20 por 100) contrasta con los porcentajes, del



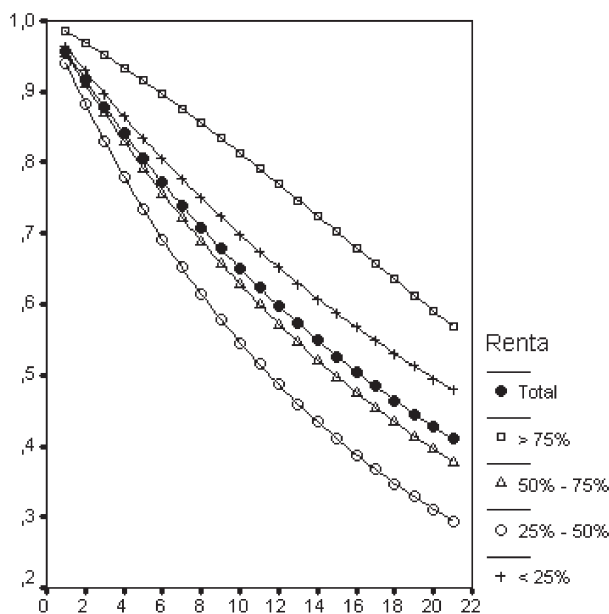
**Figura 2. Funciones de supervivencia del tiempo total de residencia (en años) ajustadas por región geográfica con datos del PHOGUE de 2000**

55 por 100 y del 75 por 100, correspondientes a hogares en régimen de cesión y de alquiler, respectivamente, cuyo patrón es claramente distinto. Las restantes figuras ofrecen lecturas similares, mostrando diferencias claras (en cuanto a tendencia) para los distintos ajustes (esto es especialmente cierto en el caso del nivel de ingresos), aunque existe una mayor homogeneidad entre subgrupos que en la separación por régimen de tenencia.



**Figura 3. Funciones de supervivencia del tiempo total de residencia (en años) ajustadas por régimen de tenencia con datos del PHOGUE de 2000**

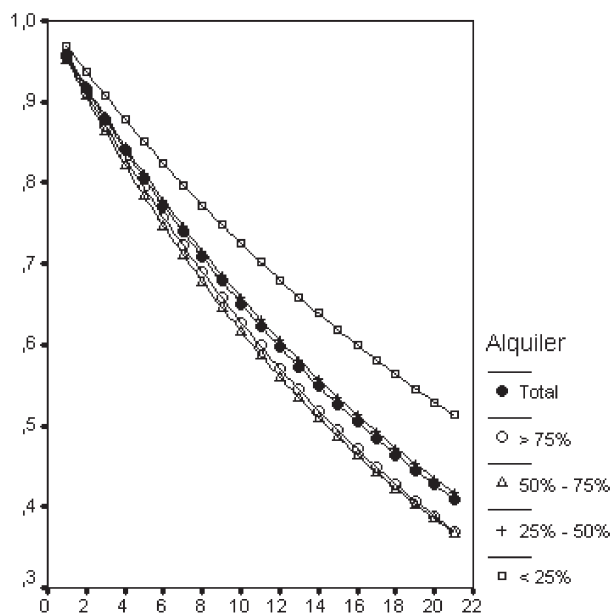
Un aspecto interesante es la comparación de las medianas inferidas para el tiempo total de permanencia, y las calculadas a partir de los años de ocupación. En principio, uno esperaría que las duraciones totales de residencia tendieran a ser mayores que los períodos de ocupación declarados en la encuesta; sin embargo, esto no es necesariamente así. En la tabla 3 se observa cómo la duración total inferida puede tener una mediana mayor que la declarada (es el caso, por ejemplo, de la vivienda en propiedad), pero también puede ocurrir lo contrario (caso de la vivienda en arrendamiento). La explicación de este hecho está en que, bajo el modelo de equilibrio, la forma de la función de densidad observada,  $g(\cdot)$ , determina la localización relativa de las dos poblaciones (años de ocupación declarados y tiempo total de residencia) y esta forma varía para los distintos subgrupos de hogares considerados en nuestro estudio. Por tanto, las conclusiones de Anily *et al.* (1999) indicando que la duración total in-



**Figura 4. Funciones de supervivencia del tiempo total de residencia (en años) ajustadas por nivel de ingresos con datos del PHOGUE de 2000**

ferida tiende a ser inferior a la ocupación declarada, sólo constituye un caso particular en este tipo de estudios.

Aunque el modelo de equilibrio no es útil a efectos de inferir la duración total de residencia a partir de los datos de las EPF's de 1980 y 1990, el análisis estadístico de los años de ocupación de la vivienda recogidos en estas encuestas es muy revelador para distintos propósitos. Es especialmente interesante el hecho de que, a diferencia del PHOGUE, las EPF's recogen información exacta sobre los años de ocupación más allá de los 20 años, facilitando el estudio de esta variable en un rango temporal mayor. Por ejemplo, conocemos a partir de estas encuestas que la práctica totalidad de los hogares (97 por 100) declaran una ocupación por debajo de los 50 años, lo cual enmarca nuestro estudio en aquellos hogares formados mayormente a partir de la década de los años 30. Además, la tabla 2 es útil para descubrir la tendencia que ha seguido la variable «años de ocupación de la vivienda» en las últimas décadas. Por otra parte, mediante la estimación de la distribución de los años de ocupación declarados, se puede investigar cómo ha sido el proceso de renovación de la vivienda en los hogares españoles. Sin embargo, este tema sobrepasa los objetivos del presente trabajo.



**Figura 5. Funciones de supervivencia del tiempo total de residencia (en años) ajustadas por el valor de la vivienda (variable alquiler) con datos del PHOGUE de 2000**

## 5. Conclusiones

Una vez reconocida la relevancia de estimar el tiempo medio de residencia de los hogares en la vivienda, y dada la ausencia de este tipo de estudios en España, el presente trabajo supone una primera contribución para inferir la duración total de residencia en la vivienda a partir de la ocupación declarada. Los datos utilizados son representativos a nivel nacional y proceden de las Encuestas de Presupuestos Familiares de 1980-81 y 1990-91 (EPF's de 1980 y 1990) y de la Muestra Completa del Panel de Hogares de la Unión Europea del año 2000 (PHOGUE 2000). Se trata de las principales encuestas elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística con información sobre hogares y vivienda.

En el contexto de la Teoría de Procesos de Renovación y bajo el supuesto del modelo de equilibrio, se ha ajustado una forma cuadrática a los datos observados. Los resultados muestran que el ajuste es consistente para la ocupación declarada en el PHOGUE de 2000, tanto para el total de hogares como por subgrupos (régimen de tenencia, región donde se ubica la vivienda, nivel de ingresos del hogar y valor de la vivienda).

Por su parte, el modelo de equilibrio resulta inconsistente para los datos de la EPF, lo que imposibilita la inferencia de la distribución total de residencia en 1980 y 1990 con este tipo de modelos. Esta primera deducción del trabajo, nos hace pensar que un posible motivo

de inconsistencia con el modelo de equilibrio es que la razón de acceso a la vivienda no haya sido constante con anterioridad a 1980 y 1990. Sea o no éste el motivo, se abre la posibilidad de investigar la metodología más apropiada para explotar los datos aportados por las EPF's de 1980 y 1990.

En cuanto a la función de supervivencia inferida para el año 2000, se obtiene que la duración media de permanencia en la vivienda es de 20 años o más en todos los subgrupos considerados, salvo en las viviendas en arrendamiento (donde la duración se estima en 9 años de media) y en cesión (14 años). Lo que significa que el proceso de renovación de la vivienda por parte de los hogares españoles es lento cuando se compara con otros países; en el trabajo de Anily *et al.* (1999), por ejemplo, se estima que la duración media en Estados Unidos es de 5,5 años.

Las conocidas ventajas de la mediana frente a la media nos lleva a considerar este parámetro en la distribución de la duración residencial. La duración mediana inferida en nuestro estudio es mayor, menor o igual a la declarada dependiendo del grupo de población considerando. Por ejemplo, si nos fijamos en el régimen de tenencia podemos ver cómo la duración mediana inferida en 2000 es mayor que la declarada para las viviendas en propiedad (26 años frente a 19). Sin embargo, en las viviendas de alquiler ocurre lo contrario (5 años frente a 7). Estas diferencias son achacables a la casuística de la distribución de los datos y en ningún caso se contradicen los fundamentos del modelo de equilibrio.

Por último, el análisis de las funciones de supervivencia por subgrupos de hogares, también muestran distinto patrón en el proceso de abandono de la vivienda. Las principales diferencias se aprecian en relación al régimen de tenencia y al nivel de ingresos de los hogares. Los hogares que permanecen mayor tiempo en la vivienda son aquellos que la adquirieron en régimen de propiedad y los que gozan de un nivel de rentas elevado. Por el contrario, la renovación más frecuente se estima en la situación de arrendamiento y en los niveles de renta intermedios. Estos resultados son coherentes con la realidad de nuestro país, donde la conocida preferencia por la vivienda en propiedad hace que la situación de arrendamiento se plantee de forma temporal y, mayoritariamente, en los hogares de situación económica más inestable.

A nuestro entender, cualquier política de vivienda que pretenda, por ejemplo, fomentar el régimen de arrendamiento, debe tener presente este tipo de comportamientos relacionados con el período de renovación esperado. Se trata de una variable que, además de servir para hacer previsiones sociales sobre movilidad, condiciona importantes decisiones del hogar —elegir el régimen de tenencia, los gastos en mantenimiento, la inversión en reforma, etc.— que afectan a su bienestar.

## Notas

1. Una de las particularidades de la vivienda es que es un bien duradero cuyo gasto representa la primera partida del presupuesto familiar.
2. Dependiendo de la intervención pública que se lleve a cabo, se estará beneficiando a un sector, u otro, de la economía o a un colectivo, u otro, de individuos. Por ejemplo, un programa de transferencias apropiado puede

incrementar la demanda de vivienda beneficiando el sector de la construcción; y el hecho de proporcionar viviendas subvencionadas a individuos pobres puede conducir a una distribución más igualitaria del consumo en vivienda, López (1992).

3. «Los hogares con vivienda en propiedad tienen la doble consideración de inversores y consumidores, adquiriendo una vivienda que se alquila a sí mismos por un alquiler implícito», Martínez y Maza (2003).
4. En el caso de las viviendas en alquiler, en De Mesa y Valiño (2001) se pone de manifiesto que al cabo de un tiempo prudencial se obtiene un valor añadido derivado de la adaptación al entorno lo que puede influir en el poder negociador del propietario frente al inquilino.
5. Sin la pretensión de sintetizar la extensa literatura sobre vivienda en España, podemos citar entre otros estudios, Bover (1993) y Martínez y Maza (2003) en relación a la evolución de los precios; Duce (1995), Barrios y Rodríguez (2005) sobre la decisión del régimen de tenencia; Arévalo (1999) sobre la medición de la calidad de la vivienda; Colom y Molés (2004) sobre movilidad y demanda de vivienda; Taltavull (2000) sobre inversión en vivienda; Sala (2004) sobre la accesibilidad; López (2004) y Sandoman (2006) sobre vivienda y fiscalidad; así como, López (1992), De Mesa y Valiño (2001) y Pareja y San Martín (2002) respecto a la situación del mercado de la vivienda y las políticas estatales.
6. El llamado *tenure discount* fue considerado en Börsch-Supan (1986) como un efecto inherente al mercado de la vivienda en arrendamiento e independiente de la intervención gubernamental.
7. En Arévalo (2001) se comparan los Censos de Viviendas con las respectivas EPF's de 1980 y 1990 y se comprueba la necesidad de aplicar el factor de elevación poblacional (proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística) para recoger correctamente la representatividad de todas las comunidades autónomas. Una comparación similar entre el censo de 2000 y el PHOGUE de 2000 nos lleva a la misma conclusión. Por este motivo, en este trabajo empírico aplicaremos dicho factor de elevación.
8. Como antecedente claro en este tipo de trabajos, tenemos a Anily *et al.* (1999) quienes incluyen tenencia, ámbito (urbano o rural), y localización geográfica. Como novedad, nuestro trabajo considera, además de tenencia y localización, dos variables disponibles a nivel individual: a) la renta del hogar (como variable proxy que sintetizan la situación económica del hogar) y b) el valor del alquiler (como proxy de la calidad de la vivienda). Ambas variables se analizan en términos relativos al resto de los hogares, particiones cuartílicas de la distribución en cada período, como especificaremos más adelante.
9. En la EPF de 1980 encontramos que la falta de dato sobre ocupación representa un 7,3 por 100 del total de hogares, de los cuales el 94 por 100 son viviendas en régimen de cesión. En la EPF de 1990 la falta de información sobre tiempo de ocupación es del 7,4 por 100 de los hogares que coincide exactamente con la totalidad de las viviendas en cesión. En el PHOGUE de 2000 la duración sólo falta en el 0,8 por 100 de los hogares sin que tengan ninguna asociación con el régimen de tenencia. La información sobre localización y régimen de tenencia es completa en las dos EPF's. En el PHOGUE de 2000 los datos faltantes respecto a estas variables son 8 y 4 hogares respectivamente.
10. La base de datos se reduce de 60.740 a 55.412 unidades muestrales representativas de 31,4 millones de hogares. Como se comentó anteriormente, en las EPF's de 1980 y 1990 la falta de dato en la ocupación está asociado al régimen de cesión, por lo que la duración de este tipo de viviendas carece de representatividad en ambas décadas.
11. La mediana es una medida de la tendencia más adecuada que la media en este tipo de contexto en el que se ignora el valor exacto de las duraciones por encima de 20 años.
12. Estos datos son coherentes con el hecho de que los cambios de una unidad de vivienda a otra generan altos costes de transacción. Una de las implicaciones de la existencia y el aumento de estos costes es que las familias tienden a permanecer más tiempo en sus viviendas, López (1992).
13. Los inquilinos presentan períodos de ocupación menores que los propietarios, entre otras razones, porque, incurren en menores costes de transacción. Esto puede justificar que tenga una mayor movilidad y, consecuentemente, duraciones más cortas. Esta constatación se manifiesta igualmente en el estudio de Hansen (1998) con datos de U.S.



14. Como se dijo anteriormente, en la EPF de 1990 los hogares con vivienda cedida no proporcionan información sobre duración de la ocupación. Por su parte, la ocupación declarada por este colectivo en la EPF de 1980 carece de representatividad para el régimen de cesión, sólo el 20 por 100 de los hogares en cesión informa sobre la ocupación.
15. Tanto las EPF de 1980 y 1990 como el PHOGUE de 2000 proporcionan una variable «alquiler estimado» que se obtiene tras preguntar directamente a los hogares en régimen de propiedad y cesión: ¿qué alquiler cree que debería pagar en el caso de que su vivienda estuviera en régimen de arrendamiento?
16. Las particiones en cuartiles se han determinado a partir de la distribución original de las respectivas encuestas y no de la distribución correspondiente a los hogares con información completa sobre ocupación declarada a que hace referencia la tabla 2. Esta decisión se ha tomado después de haber comprobado que la no respuesta en la variable ocupación no está asociada con estas variables y con objeto de que los resultados puedan ser comparables a otros análisis que se lleven a cabo con dichas variables y/u hogares en futuros trabajos.
17. En otros estudios con datos de U.S., como por ejemplo Schachter y Kuenzi (2002), la duración de residencia se incrementa con la renta.
18. Véase Lancaster (1990).
19. La ocupación en la vivienda se presenta agrupada en intervalos de la forma  $[x_j, x_{j+1})$ ,  $j = 1, \dots, k$ , donde  $x_j = j - 1$  y  $k = 21$  más el intervalo  $[21,8)$  correspondiente a los hogares que declaran una duración en sus viviendas de 21 años o más. Por tanto, el ajuste del modelo se realiza a partir de los valores de  $G_n(x)$ ,  $x = 0, 1, \dots, 21$ . Fuera de este rango de valores no es posible inferir la forma de la distribución de  $G(\cdot)$  ni, por tanto, la de  $F(\cdot)$ .
20. La mediana es un parámetro frecuentemente preferido a la media cuando se estima la localización de una variable de duración, debido a la marcada asimetría por la derecha de este tipo de variables.
21. Se debe tener presente que las frecuencias observadas en el último tramo de la tabla 2 son debidas al efecto acumulación de las duraciones iguales, o mayores, a 21 años.
22. Respecto al modelo paramétrico utilizado, se ha contrastado su ajuste a los datos en relación a otros posibles modelos, encontrándose como adecuada la parametrización en forma cuadrática (lo cual no excluye la posibilidad de que la utilización de otras parametrizaciones puedan también ser justificadas).
23. Esta consistencia para los datos de 2000 se observa en todos los subgrupos considerados (ver tabla 3).
24. Dato extrapolado. La extrapolación de los datos responde a una forma de estimar el tiempo mediano de residencia en aquellos casos de mayores duraciones en que no es posible observar este parámetro directamente (debido a que en el PHOGUE 2000 las ocupaciones declaradas aparecen agrupadas a partir de los 21 años). Esta extrapolación es válida bajo el supuesto de que el modelo paramétrico tiene vigencia más allá del rango temporal observado (21 años).
25. En el PHOGUE de 2000 no se proporciona información sobre la clasificación de viviendas arrendadas en mercado libre, renta antigua y protección oficial.

## Bibliografía

- Anily, S., J. Hornik y M. Israeli (1999), “Inferring the distribution of households’ duration of residence from data on current residence time”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 17 (3): 373-381.
- Arévalo, R. (1999), “Construcción de un índice de calidad de la vivienda”, *Investigaciones Económicas*, XXIII (2): 267-280.
- Arévalo, R. (2001), “Censo de Viviendas versus Encuesta de Presupuestos Familiares”, *Revista de Estudios Empresariales*, (8): 85-109.

- Arévalo, R. y J. Ruiz-Castillo (2004), "The rental equivalence approach to non-rental housing in the Consumer Price Index. Evidence from Spain", *Working Paper 04-17*, Economic Series 04, Universidad Carlos III de Madrid, Disponible en: <http://docubib.uc3m.es/WORKINGPAPERS/WE/we041704.pdf>. (Actualmente en prensa en *Journal of the European Economic Association*).
- Barrios, J. A. y J. E. Rodríguez (2005), "Un modelo logit multinomial mixto de tenencia de vivienda", *Revista de Economía Aplicada*, XIII (38): 5-27.
- Belkin, J., J. Hempel y D. Mcleavey (1976), "An empirical study of time on the market using multidimensional segmentation of housing markets", *American Real Estate and Urban Economics Association Journal*, 4 (2): 57-76.
- Börsch-Supan, A. (1986), "On West German tenants protection legislation", *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 142 (2): 380-404.
- Bover, O. (1993), "Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España", *Investigaciones Económicas*, XVII (1): 65-86.
- Colom, M.C. y M.C. Molés (2004), "Movilidad, tenencia y demanda de vivienda en España", *Estadística Española*, 46 (157): 511-533.
- De Mesa, L. y A. Valiño (2001), "Política de vivienda: aspectos teóricos y características en Europa y España", Documento de Trabajo 27 Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales de la Universidad Complutense de Madrid. Disponible en: <http://www.ucm.es/BUCM/cee/doc/01-27/0127.pdf>.
- Deng, Y., S. A. Stuart y F. E. Frank (2003), "Duration of residence in the rental housing market". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 26 (2): 267-285.
- Duce, R. (1995), "Un modelo de elección de tenencia de vivienda para España", *Moneda y Crédito*, (201): 127-152.
- Hansen, K. (1998), "Seasonality of moves and duration of residence", U.S. Bureau of the Census, *Current Population Report*: 70-66.
- Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.
- López, M. (1992), "Algunos aspectos de la economía y la política de la vivienda", *Investigaciones Económicas*, XVI (1): 3-41.
- López, M. (2004), "Housing prices and tax policy in Spain", *Spanish Economic Review*, (6): 29-52.
- Martínez, J. y L. Maza (2003), "Análisis del precio de la vivienda en España", *Documento de Trabajo*, 0307, Banco de España.
- Pareja, M. y I. San Martín (2002), "The tenure imbalance in Spain: the need for social housing policy", *Urban Studies*, 39 (2): 283-298.
- Schachter, J. y J. Kuenzi (2002), "Seasonality of moves and the duration and tenure of residence: 1996", *Population Division*, Working Paper, 69.
- Sala, M. (2004), "Reflexiones sobre la accesibilidad a la vivienda en las distintas Comunidades Autónomas", *Boletín Económico del ICE*, 2793: 35-46.
- Sanroman, G. (2006), "Vivienda y fiscalidad en España: un análisis empírico", *Investigaciones Económicas*, XXX (1): 33-54.
- Sedman, R., L. Funk y R. Fountain (1998), "Distribution of residence duration in owner occupied housing", *J. Expo Anal Environ Epidemiol*, 8 (1): 51-58.

Taltavull, P. (2000), “Los Condicionantes de la Inversión en Vivienda”, en *Vivienda y Familia, Colección Economía Española 13*, Fundación Argentaria, Madrid: 287-318.

Zuehlke, T. (1987), “Duration dependence in the housing market”, *Review of Economics and Statistics*, 69 (4): 701-704.

### **Abstract**

The study of the housing market's peculiarities is of great interest, since they influence the economy and welfare of a given country.

Households' duration of residence plays a key role for explaining private decisions (as buying or renting a house) as well as public decisions (politics oriented to increase the leasing offer or to reduce the cost when entering a house for the first time). Despite of the relevance of this durable good in socio-economics, we are not aware of any investigation on the households' duration of residence in Spain, which constitutes an extra motivation for performing such a study.

The goal of the present work is inferring the distribution of households' duration of residence from data on current residence time. The Theory of Renewal Processes will be a key tool in our study. Our data come from the Survey of Family Budgets (1980 and 1990) and from the Complete Panel Survey of Homes in the EU (2000). The richness of these data allows for an evaluation of the heterogeneity of the duration of residence according to some variables of interest: tenure, geographic localization, total salary, and value of the housing.

*Keywords:* Residential duration, EPF, PHOGUE, Renewal Processes.

*JEL Classification:* C41, D19.