

ESTIMACION DE LA MOVILIDAD RESIDENCIAL EN ESPAÑA: UNA APROXIMACIÓN CON DATOS DE PANEL

**Arévalo Tomé Raquel
Ferrero Martínez Loly
Otero Giráldez M^a Soledad**

RESUMEN

En este trabajo se presenta una estimación de la decisión de movilidad residencial por parte de los hogares. La información utilizada es la correspondiente a los hogares españoles proporcionada en el Panel de Hogares Europeo realizado por Eurostat en el período comprendido entre 1994 y 2001. Esta base de datos permite recoger el seguimiento de los mismos hogares durante ocho años consecutivos, constituyendo una estructura de panel completo que será abordada con la metodología propia para este tipo de datos. La novedad del artículo es el tratamiento de la movilidad residencial en España en un contexto longitudinal. En relación a la sección cruzada o series temporales, trabajar con un panel completo supone dos ventajas fundamentales: 1) permite tener en cuenta efectos individuales inobservables que pueden estar correlados con otras variables incluidas en la especificación del modelo y 2) ofrece una estimación de las posibles relaciones dinámicas entre las variables.

1. INTRODUCCIÓN

Las decisiones sobre la movilidad residencial determinan tiempo total de permanencia de un hogar en su vivienda habitual (la duración residencial), variable de gran trascendencia en el ámbito social y económico de las familias. Sobre esta cuestión, Read (1991) pone de manifiesto la relevancia de las expectativas de la duración residencial sobre los gastos de inversión y mantenimiento de la calidad de las viviendas por parte de sus propietarios. Otros autores, aportan evidencia empírica del efecto de la movilidad residencial sobre la compra de ciertos bienes duraderos (Benito y Word, 2005), así como evidencias del impacto de los costes de transacción y las expectativas del tiempo total de residencia sobre la elección de tenencia (Haurin y Gill, 2002).

Si bien son escasos los estudios que abordan directamente la estimación de la duración total de residencia¹, existe una considerable literatura reciente en relación con la toma de decisiones sobre movilidad residencial. A nivel internacional se pueden citar, por ejemplo, Ommeren and Leuvensteijn, (2003); Bohem y Scholottamam (2006); Huang y Deng (2006); Dawkins (2006); Kan (2007). En España también se han llevado a cabo estudios al respecto con distintas bases de datos. Entre otros autores, Romaní *et al.* (2003) estudian la decisión conjunta del traslado diario al trabajo y la movilidad residencial con datos de la Encuesta de Población Activa de 1991; también con datos de sección cruzada, Colom y Molés (2004) analizan las decisiones conjuntas de movilidad, elección del régimen de tenencia y servicios de la vivienda, en este caso con la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91. Por su parte, Ahn y Blázquez (2007) trabajan con los datos en estructura expandida del Panel de Hogares Europeo entre 1995 y el 2001 para estimar conjuntamente la movilidad residencial y la movilidad laboral.

El objetivo de nuestro trabajo es aportar nueva evidencia sobre la identificación de los principales factores que determinan la movilidad residencial de los hogares. Los datos utilizados proceden del Panel de Hogares Europeo para España realizado durante el período comprendido entre 1994 y 2001. El seguimiento de los mismos hogares en distintos años consecutivos ofrece la posibilidad de aprovechar las ventajas derivadas de poder disponer de datos en una estructura de panel completo que será explotada en este trabajo. Con este objeto, estimaremos la probabilidad de que un hogar decida cambiar

¹ Dada la necesidad de que el hogar haya efectuado el cambio a una nueva vivienda para poder determinar la duración total en la antigua, no es posible disponer de dicha variable en las encuestas dirigida a los hogares. A partir de la variable censurada “tiempo de ocupación en la vivienda hasta el momento de la encuesta”, Anily *et al.* (1999) y Arévalo *et al.* (*en prensa*) proporcionan sendos métodos de estimación de la duración total para Estados Unidos y España, respectivamente.

de residencia utilizando un modelo de elección binaria en un contexto longitudinal². En principio, la aportación de este análisis es proporcionar dos ventajas: 1) permite tener en cuenta efectos individuales inobservables que pueden estar correlados con otras variables incluidas en la especificación del modelo y 2) ofrece una estimación de las posibles relaciones dinámicas entre las variables.

En concreto, al trabajar con estructura de panel completo, se dispone de información que permite controlar los efectos de las características no observables de las unidades individuales (heterogeneidad inobservable) y evitar así el sesgo de las variables no observables. Hasta donde nosotros conocemos, no hay ningún estudio a nivel nacional en el que se haya realizado este tipo de análisis longitudinal en el contexto de la movilidad residencial. Para la estimación de los principales determinantes del cambio de residencia se utilizará un modelo logit binomial con efectos aleatorios.

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 principales resultados obtenidos en el proceso de estimación. Finalmente, la sección 4 recoge las principales conclusiones del estudio.

2. DATOS Y DESCRIPCIÓN DE VARIABLES

La fuente de datos utilizada es la proporcionada en el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) sobre los hogares españoles que elabora EUROSTAT en colaboración con el Instituto Nacional de Estadístico de España, en este caso. Como es sabido, las sucesivas encuestas del PHOGUE hacen referencia a periodos anuales y fueron realizadas entre 1994 y 2001, ambos incluidos. La información aportada en esta base de datos permite hacer un seguimiento durante ocho años consecutivos de las características familiares como de los individuos que las componen y de su vivienda

² En Carrasco (2001) se hace una revisión teórica de este tipo de modelos.

habitual. Los hogares que conforman la primera ola son mantenidos en la muestra las olas siguientes, permitiendo la entrada a nuevos miembros y realizando el seguimiento a los miembros que han abandonado el hogar o al hogar en su conjunto si han cambiado de dirección.

En nuestro empeño de construcción del panel completo, El primer condicionante es restringir el análisis a aquellos hogares sobre los que se ha cumplido el seguimiento en las ocho olas del PHOGUE. Analizaremos, por tanto, los hogares no afectados por el conocido problema de desgaste (*attrition*) asociado a los datos longitudinales³. Es segundo condicionante es la necesidad de prescindir de los hogares cuyo cambio de residencia se haya producido en la primera ola de observación. Es motivo es que creemos relevante explicar la movilidad producida en un año determinado en función de las variables observadas en el año anterior y, la información disponible más alejada en el tiempo, es de la ola de 1994. Dicho de otra forma, no podemos explicar un cambio observado en 1994 por no disponer de la información sobre la vivienda recién abandonada, el hogar y sus individuos en el año 1993. Finalmente, el tamaño de la muestra analizada es de 16.555 observaciones correspondientes a 2.365 hogares observados durante siete olas.

La variable dependiente es la de movilidad residencial que, en cada período de observación, toma el valor 1 si el hogar se cambia de vivienda y el valor 0 en caso contrario. Las variables explicativas son de tres tipos: características referentes a la vivienda anterior al cambio, las características del hogar y características personales del responsable de la vivienda. Así mismo también se utilizan variables de control relativas

³ Ver, entre otros, Nicoletti (2002) y Ayala *et al.*(2006).

a la localización de la vivienda. En la Tabla 1 se describen las variables (algunas de las cuales no se consideran finalmente en el modelo) y se presenta el correspondiente análisis descriptivo. En la columna [1] aparece la estadística para el conjunto de hogares seleccionados del PHOGUE, mientras que en la columna [2] se hace referencia sólo a los hogares que han experimentado algún cambio residencial durante el período 1995-2001.

Se puede observar que aproximadamente en el 80% de los hogares analizados, el individuo que se declara responsable de la vivienda es varón. Esta cifra aumenta al considerar los hogares con movilidad residencial en el periodo estudiado. En lo que se refiere a la edad, los hogares con cambio de residencia muestran, en media, un responsable más joven que el de la muestra completa (45,77 años frente a 56,50 del conjunto de hogares).

El nivel de estudios máximo alcanzado por los responsables del hogar es en su mayoría el de estudios primarios en ambas muestras, aunque hay que destacar que el porcentaje de individuos con estudios superiores se duplica en los hogares con movilidad. Por lo que respecta al estado civil de la persona responsable, en la mayoría de los hogares declara estar casado en ambos conjuntos muestrales.

En cuanto a la distribución por región geográfica del hogar, apenas existe diferencia entre la totalidad de los hogares y los que se cambian en algún momento, tan sólo cabe destacar Canarias y el Noroeste peninsular, donde su representación es menor en el caso de los hogares con movilidad.

Por último, respecto a la presencia de algún tipo de problema relativo a la vivienda ocupada en el periodo anterior, casi la mitad de los hogares admiten que se encontraron con alguno de estos problemas. Como cabría esperar, el porcentaje aumenta en el caso de los hogares que decidieron cambiar de residencia. En ambas muestras el número de hogares aquejados de problemas de tipo externo (contaminación, ruidos y/o delincuencia) es menor que de problemas internos (falta de espacio, luz insuficiente, problemas de aislamiento térmico, goteras, humedades y/o problemas con la madera).

El número de hogares que declaran tanto uno y otro tipo de problema en la vivienda son más frecuentes en la muestra de hogares con movilidad.

Tabla 1: CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA

	[1] Todos los hogares	[2] Hogares que cambian
<u>Características del responsable:</u>		
Mujer	19,75	11,01
Hombre	80,25	88,99
Edad media	56,50	45,77
<u>Estudios:</u>		
Primarios	75,05	57,55
Secundarios	10,94	15,09
Universitarios	14,01	27,36
<u>Estado civil:</u>		
Casado	72,86	79,56
Separado	1,55	1,89
Divorciado	1,33	0,94
Viudo	16,97	7,55
Soltero	7,29	10,06
<u>Región de residencia (1):</u>		
Noroeste	13,20	8,28
Noreste	14,80	15,61
Madrid	9,29	11,78
Centro	19,15	21,97
Este	20,29	22,93
Sur	18,18	19,92
Canarias	5,03	3,50
<u>Régimen de tenencia de vivienda:</u>		
Propiedad	85,26	51,57
Alquiler	9,85	38,68
Cesión gratuita	4,89	9,75
<u>Lugar de origen del responsable:</u>		
España	98,90	97,80
Extranjero	1,20	2,20
<u>Problemas en viviendas anterior</u>		
<u>(2):</u>		
Internos	43,55	55,66
Externos	39,66	44,97
	n=2.365 T=7	n=318

(1) Noroeste (Galicia, Asturias y Cantabria); Noreste (País Vasco, Navarra, Rioja y Aragón); Centro (Castilla y León, Castilla La Mancha y Extremadura); Este (Cataluña, Comunidad Valenciana y Baleares); Sur (Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla). (2) Problemas internos (falta de espacio, luz insuficiente, problemas de aislamiento término, goteras, humedades y/o problemas con la madera); Problemas externos (contaminación, ruido y/o delincuencia).

En la Tabla 2 se muestra la proporción de hogares que cambian de vivienda según las distintas variables descriptivas. Se puede observar que los hogares en los que la mujer figura como responsable de la vivienda presentan menor movilidad con respecto a los que el responsable es un hombre. Si analizamos la tasa de movilidad de los hogares en función de los estudios finalizados, se observa que la movilidad es más frecuente en la medida en que el nivel de estudios es más elevado, de manera que los hogares cuyo responsable tiene estudios universitarios muestran la movilidad más elevada. Por lo que respecta al estado civil, solteros y separados son los que más cambian de vivienda, mientras que los viudos muestran la movilidad más baja. Existen grandes diferencias en la tasa de movilidad en cuanto al régimen de tenencia de la vivienda anterior al cambio, presentando mayor movilidad los hogares con vivienda en alquiler. En cuanto a la distribución por área geográfica, Madrid es la región que muestra el mayor porcentaje de hogares con movilidad, mientras que la región en la que menos cambios de vivienda se producen es Canarias. En cuanto al lugar de origen del responsable del hogar, los individuos que proceden de fuera de España presentan el doble de movilidad que los de origen español. Por último, la incidencia de algún problema en la vivienda anterior en el cambio residencial, es mayor si el tipo de problemas es interno que si es de origen externo.

**Tabla 2. PROPORCIÓN DE CAMBIOS SEGÚN
CARACTERÍSTICAS PERSONALES Y DE LA VIVIENDA**

<u>Características del responsable:</u>	
Mujer	1,07
Hombre	2,13
<u>Estudios:</u>	
Primarios	1,47
Secundarios	2,65
Universitarios	3,75
<u>Estado civil:</u>	
Casado	2,10
Separado	2,34
Divorciado	1,36
Viudo	0,85
Soltero	2,65
<u>Región de residencia:</u>	
Noroeste	1,20
Noreste	2,02
Madrid	2,43
Centro	2,20
Este	2,16

Sur	1,68
Canarias	1,33
<u>Régimen de tenencia de vivienda:</u>	
Propiedad	1,16
Alquiler	7,54
Cesión gratuita	3,83
<u>Lugar de origen del responsable:</u>	
España	1,90
Extranjero	3,85
<u>Viviendas anterior con problemas:</u>	
Internos	2,47
Externos	2,16

(1) Noroeste (Galicia, Asturias y Cantabria); Noreste (País Vasco, Navarra, Rioja y Aragón); Centro (Castilla y León, Castilla La Mancha y Extremadura); Este (Cataluña, Comunidad Valenciana y Baleares); Sur (Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla). (2) Problemas internos (falta de espacio, luz insuficiente, problemas de aislamiento término, goteras, humedades y/o problemas con la madera); Problemas externos (contaminación, ruido y/o delincuencia).

3. MOVILIDAD RESIDENCIAL

En esta sección procederemos a estimar un modelo logit binomial de panel con efectos aleatorios. La razón de elegir efectos aleatorios y no efectos fijos se deriva de las características del tamaño muestral disponible, número de individuos grande ($n = 2.342$ después de depurar por variables faltantes) y longitud temporal pequeño ($T = 7$). En nuestro caso, la asunción de efectos fijos genera problemas en el número de parámetros a estimar debido al elevado número de individuales en relación a periodo de observación. Adicionalmente, en los modelos no lineales, cuando los efectos individuales son tratados como parámetros a estimar se requiere que $T \rightarrow \infty$ para que el estimador de máximo verosimilitud sea consistente (Arellano y Bover, 1990) y este no es nuestro caso.

Hay dos especificaciones que comúnmente se utilizan en la literatura para elegir la distribución condicional en los modelos de panel de elección discreta con efectos aleatorios. Nos referimos a los modelos logit y probit. Dado que las funciones de densidad logística y normal sólo se diferencian en las colas (Cox, 1970), los efectos estimados para las variables explicativas a los que conducen ambos métodos son similares. En nuestro estudio consideraremos que las perturbaciones siguen una distribución logística, por tanto estimaremos un modelo logit con efectos aleatorios. Los resultados se recogen en la Tabla 3.

Tabla 3: MODELO CON EFECTOS ALEATORIOS

	Coefficiente	z-test	P> z
Estudios secundarios	-0,40	-1,97	0,04
Estudios primarios	-0,82	-5,32	0,00
Mujer	-0,69	-2,48	0,01
Alquiler	1,96	13,43	0,00
Cesión	1,24	5,75	0,00
Problemas internos	0,45	3,57	0,00
Problemas externos	0,05	0,39	0,70
Separado	-0,49	-1,03	0,30
Divorciado	-0,86	-1,33	0,18
Viudo	-0,63	-2,05	0,04
Soltero	-0,13	-0,48	0,63
Adultos	-0,28	-3,88	0,00
Noroeste	0,75	2,82	0,01
Madrid	0,59	2,09	0,04
Centro	0,74	2,94	0,00
Este	0,59	2,37	0,02
Sur	0,54	2,06	0,04
Canarias	0,01	0,04	0,97
Constante	-3,27	-7,64	0,00
Nº observaciones	16.394		
Nº grupos	2.342		
Wald chi2 (18)	342,1		
Prob>chi2	0,0000		

Nota: Likelihood ratio test de $\rho=0$: $\text{chibar2}(01)=4,82$; $\text{prob}>=\text{chibar2}=0,014$

Haciendo uso del test de Wald, el modelo resulta significativo en su conjunto. Y en relación al test de Likelihood ratio es aconsejable utilizar un modelo de efectos aleatorios con un panel frente a un modelo logit con estructura de sección cruzada o de *pool* de datos.

En cuanto al efecto de las variables personales sobre la probabilidad de cambio de residencia, observamos como la educación se relaciona positivamente con la movilidad. Los hombres manifiestan una mayor predisposición que las mujeres al cambio, así como el estado civil de casado frente a los que declaran no vivir en pareja. El hecho de ser viudo es el único estado que resulta significativo y negativo con respecto al hecho de estar casado para explicar la probabilidad de cambiar de residencia. El aumento del tamaño de la familia también afecta negativamente al cambio de residencia.

Por otra parte, es menos probable que se muevan los propietarios en comparación con los que viven de alquiler o cesión. La existencia de problemas internos en la vivienda afecta positiva y significativamente al cambio residencial, mientras que los problemas externos parecen no jugar un papel determinante.

Por último, el hecho de vivir en una región de las definidas como tal en el PHOGUE juega un papel relevante a la hora de decidir cambiar de vivienda. Los hogares residentes en el Noreste son los que muestran una menor probabilidad de mudarse de residencia en relación al resto, aunque su diferencia con Canarias no resulta significativamente distinta.

4. CONCLUSIONES

La principal aportación de este trabajo es la estimación por primera vez en España y en un contexto de movilidad residencial, la estimación de un modelo de elección binaria con efectos aleatorios. Este modelo permite recoger la posible heterogeneidad inobservable existente en la muestra, la cual ha resultado estadísticamente significativo.

Para ello, se ha construido un panel completo procedente del Panel de Hogares Europeo (PHOGUE) para el periodo 1994 - 2001. Otra diferencia con otros trabajos nacionales, que también se han interesado en estimar el cambio residencial –con datos del PHOGUE o con otras encuestas de sección cruzada- es que todas las variables explicativas del cambio observado en un año determinado, se han medido con un año de retardo. Este hecho es especialmente relevante en variables como ‘problemas de la vivienda’, donde no tendría sentido considerar dichos problemas en el mismo periodo que se produce el cambio debido a que haría referencia a la nueva vivienda y no a la antigua.

El perfil de hogar español con mayor probabilidad de realizar un cambio de residencia es aquel cuyo responsable es un hombre, casado, que pertenece a una familia compuesta con adultos, cuyo nivel educativo es elevado y que mayoritariamente decide dejar una vivienda ocupada en régimen de arrendamiento, o cesión, y con problemas

internos. En cuanto a la agregación regiones de los hogares disponibles en el PHOGUE, la zona Noreste y Canarias presentan una menor predisposición al cambio que el resto.

La principal limitación del artículo es que todo el análisis realizado está condicionado a los hogares del PHOGUE no afectados por el problema de *attrition* asociado a los seguimientos longitudinales en periodos más o menos amplios. En una nueva versión, esperamos medir y tratar adecuadamente este posible sesgo de selección con metodologías apropiados para las características de nuestros datos.

BIBLIOGRAFÍA

- Ahn, M. y Blázquez, M. (2007): “Residencial mobility and labor market transitions: relative effects of housing tenure, satisfaction and other variables”, *Documento de trabajo 07-05*, Fedea, Universidad Autónoma de Madrid.
- Anily, S., Hornik, J. and Israeli, M. (1999): “Inferring the distribution of households’ duration of residence from data on current residence time”, *Journal of Business & Economic Statistics*, nº 17, pp. 373-381.
- Arellano, M. y Bover, O. (1990): “La econometría de datos de panel”, *Investigaciones Económicas*, vol. XIV, nº1, pp.3-45.
- Ayala, L., Navarro, C. y Sastre, M. (2006): Cross-country income mobility comparisons under panel attrition: the relevance of weighting schemes, Working Papers from ECINEQ, society for the Study of Economic Inequality, nº 47.
- Boehm, T. and Schlottmann, A. (2006): “A comparison of household mobility for owned manufactured, traditional owned, and rental units using the American Housing Survey”, *Journal of housing economics*, 15, pp. 126-142.
- Carrasco, R. (2001): “Modelos de elección discreta para datos de panel y modelos de duración: una revisión de la literatura”, *Cuadernos Económicos de ICE*, nº 66.
- Colom, C. y Moles, C. (2004): “Movilidad, tenencia y demanda de vivienda en España”, *Estadística Española*, vol.46, nº157, pp. 511-533.
- Cox, D. (1970): *Analysis of binary data*. London: Methuen.
- Dawkins, C. (2006): “Are social networks the ties that bind families to neighbourhoods”, *Housing studies*, vol.21, no.6, pp. 865-881.
- De Uña, J., Arévalo, R. y Otero, M.S. (*en prensa*): “Nonparametric estimation of households’ duration of residence from panel data”, *The Journal of Real Estate Finance and Economic* (DOI 10.1007/s11146-007-9102-2).

- Haurin, D.L. and Gill, H.D. (2002): "The impact of transaction costs and the expected length of stay on home ownership", *Journal of Urban Economics*, n° 51, pp. 563-584.
- Huang, Y. and Deng, F. (2006): "Residential mobility in Chinese cities: A longitudinal analysis", *Housing Studies*, vol. 21, no. 5, pp. 625-652.
- Kan, L. (2007): "Residential mobility and social capital", *Journal of Urban Economics*, 61, pp. 436-457.
- Nicoletti, C. (2002): Non-response in dynamic panel data models, ISER Working Papers 31, Institute for Social and Economic.
- Ommeren, J. and Leuvensteijn, M. (2003): New evidence of the effect of transaction cost on residential mobility. CPB discussion paper 18, CPB.
- Romaní, J.; Suriñach, J. and Artís, M. (2003): "Are commuting and residential mobility decisions simultaneous? The Case of Catalonia, Spain", *Regional Studies*, vol.37.8, pp. 813-826.