

Una estimación del efecto de la forma de tenencia de la vivienda sobre el empleo en España

José E. Rodríguez Hernández

Dpto. de Economía Aplicada. Universidad de La Laguna

Javier A. Barrios García

Dpto. de Economía Aplicada. Universidad de La Laguna

Resumen

Este trabajo pretende aportar evidencia empírica sobre la relación que existe en España entre el mercado de vivienda y el mercado laboral. Para ello, empleando los microdatos anuales de la Encuesta de Condiciones de Vida para el periodo 2006-2009, estudiaremos la existencia de relaciones causales entre el régimen de tenencia de la vivienda (propiedad/alquiler) y la situación en el empleo (empleado/desempleado). Los resultados obtenidos no evidencian que exista incidencia de la vivienda en propiedad sobre la situación de empleo del cabeza de familia para el periodo considerado (años 2006-2009).

Palabras clave: régimen de tenencia de la vivienda, desempleo, switching probit.

Clasificación AMS: 62P20

An estimation of the effect of housing tenure choice on employment

Abstract

This work aims to provide some empirical evidence on the existence of causal relationships between the housing market and the labor market in Spain. To this end, and using the annual micro Living Conditions Survey for the period 2006-2009, we study the causal relationships between the tenure type for the primary dwelling (ownership/rental) and employment status (employed/unemployed). The results obtained show that there is no incidence of home-ownership on the employment status of household head for the period considered (years 2006-2009).

Keywords: housing tenure choice, unemployment, switching probit.

AMS Classification: 62P20

1. Introducción

El mercado inmobiliario español se caracteriza por presentar una de las mayores tasas de vivienda en propiedad de la Unión Europea (84,4% del total de viviendas principales en 2006, 82,9% en 2010. Fuente: Encuesta de Presupuestos Familiares, E.P.F., I.N.E.) y un escaso mercado de alquiler (10,4% en 2006, 11,8% en 2010. Fuente: E.P.F., I.N.E.). Esta configuración se debe en parte a la existencia de un marco regulatorio que ha favorecido la inversión en vivienda habitual en propiedad en detrimento de la opción del alquiler.

Por otro lado, si hay un indicador demoledor sobre las consecuencias de la reciente crisis económica en España, ese es sin duda alguna la tasa de paro generada (8,51% en 2006, 20,07% en 2010. Fuente: Encuesta de Población Activa, E.P.A. I.N.E.). Estas altas cifras de desempleo, consecuencia en gran parte del desmantelamiento del sector de la construcción, convierten a España en la actualidad en uno de los países con mayor tasa de desempleo de la Unión Europea.

Dadas las circunstancias por las que atraviesa el empleo y el sector inmobiliario español en los últimos años, así como los estrictos compromisos adquiridos por nuestro gobierno en el marco de la U.E. en materia de reducción del déficit público, adquiere mayor relevancia el estudio en profundidad de cualquier medida de política económica que persiga favorecer la reducción del desempleo, debiéndose analizar su efectividad tanto en términos del empleo generado como del coste en términos de presupuesto público. En este sentido, en el último año se ha venido discutiendo insistentemente sobre la conveniencia de la eliminación o no de las deducciones por adquisición o por alquiler de la vivienda habitual en el impuesto sobre la renta de las personas físicas, o incluso de la eliminación del impuesto sobre transmisiones patrimoniales con la finalidad de reactivar la demanda de vivienda. El objetivo que se marca este trabajo es precisamente analizar si este tipo de medidas están justificadas en términos de fomento del empleo, dejando a un lado los aspectos presupuestarios o distributivos de este tipo de disposiciones.

En la literatura, han sido múltiples los trabajos que han analizado los vínculos existentes entre el mercado de vivienda y el laboral. Bover et al. (1989) señalan cinco fuentes de influencia del mercado de vivienda sobre el de trabajo: el efecto de la elección de tenencia de la vivienda sobre la movilidad laboral, el efecto del coste de vida sobre los individuos, el efecto de coste de localización para las empresas, el efecto riqueza sobre el gasto regional y, finalmente, el efecto sobre las ganancias futuras esperadas derivadas de los movimientos en los precios del suelo y de la vivienda. Por otra parte, Ioannides y Loury (2004) destacan el “efecto vecindario”, que se deriva de las redes de información de empleo que se generan en el vecindario y que pueden favorecer la búsqueda de empleo. Adicionalmente, cabría añadir el efecto incentivador sobre la búsqueda de empleo que puede tener el ser propietario de la vivienda habitual con una hipoteca pendiente (Flatau et al., 2003, y Rouwendal y Nijkamp, 2010), así como la conexión del sector de la construcción con el mercado laboral, la cual ha jugado un papel de primera magnitud en la reciente evolución del desempleo en España (García, 2012). En sentido opuesto, el mercado laboral influye también en el de vivienda fundamentalmente a través del efecto que posee la renta permanente o a largo plazo sobre las decisiones en materia de vivienda.

Sin lugar a dudas, de entre los anteriores, el efecto que ha sido objeto de mayor análisis es la limitación a la movilidad laboral generada por la tenencia de vivienda en propiedad, como consecuencia de los mayores costes de desplazamiento que soportan los propietarios de vivienda¹. No obstante, este efecto debe confrontarse con el resto de fuerzas intervinientes, especialmente con la existencia de efectos de vecindario o financieros a través de la hipoteca, que puedan actuar en dirección contraria. Por lo tanto, el efecto final de la forma de tenencia de la vivienda habitual sobre la situación de empleo del cabeza de familia será una cuestión empírica.

El objetivo principal de este trabajo es analizar la evidencia española a este respecto, proponiéndonos estudiar la influencia que puede ejercer en nuestro país el régimen de tenencia de la vivienda (propiedad/alquiler) sobre la situación en el empleo (empleado/desempleado). Para ello, se han empleado los microdatos de la Encuesta de Condiciones de Vida (E.C.V.) para el periodo comprendido entre los años 2006 y 2009 (último dato disponible), con objeto de poder recoger la posible incidencia que haya podido desempeñar la actual crisis económica iniciada en el año 2007.

Este trabajo, junto con el de Barceló (2006)², constituyen los únicos antecedentes conocidos en España que abordan a nivel microeconómico la implicación de la tenencia de vivienda sobre el mercado laboral. En este sentido, nuestro análisis supone un avance respecto al estudio desarrollado a nivel macroeconómico por Barrios y Rodríguez (2004) donde, empleando datos provinciales de 1991, se llega a la conclusión de que en términos medios para las provincias españolas, cada punto porcentual de incremento en la tasa de vivienda en propiedad redonda en un nivel de desempleo menor en 0,22 puntos porcentuales.

Los resultados aquí obtenidos ponen de manifiesto que sólo para el año 2009 se constata la existencia de diferencias en la situación de empleo entre los propietarios e inquilinos. Sin embargo, las estimaciones de los parámetros de efectos medios no evidencian incidencia significativa alguna de la vivienda en propiedad sobre la situación de empleo del cabeza de familia durante todo el periodo considerado (años 2006-2009).

El trabajo se estructura en cinco apartados. En el apartado 2 destacamos los principales antecedentes y el marco teórico. El apartado 3 detalla los datos y variables empleadas, así como la especificación econométrica utilizada en este análisis. En el siguiente apartado recogemos los principales resultados de los modelos estimados, y finalizamos con un último apartado donde señalamos las principales conclusiones obtenidas.

2. Antecedentes y marco teórico

Los múltiples trabajos existentes en la literatura que a nivel microeconómico han puesto de manifiesto diversos vínculos entre el mercado de vivienda y el mercado de trabajo, se

¹ Véase Van Ewijk y Van Leuvenstein (2009) donde se recopilan una serie de estudios realizados a nivel europeo sobre el efecto que la tenencia de vivienda genera sobre la movilidad laboral y la duración en el desempleo.

² Barceló (2006) analiza la incidencia de la tenencia de vivienda sobre la movilidad laboral y la duración en el desempleo.

han fundamentado principalmente en tres marcos teóricos bien diferenciados según el punto de vista con que se aborde el mercado laboral.

En primer lugar, desde la óptica de los modelos Walrasianos, donde se concibe una economía con un mercado laboral competitivo con dos localizaciones diferentes interconectadas, se argumenta que la tenencia de vivienda en propiedad limita la movilidad de los trabajadores al tener que soportar mayores costes de desplazamiento o mudanza que los inquilinos. Bajo este enfoque, Oswald (1997) establece la existencia de una relación positiva entre la tasa de vivienda principal en propiedad y la tasa de desempleo.

Un segundo marco teórico está constituido por los modelos de equilibrio general o estructuralistas (Layard et al., 1991, Phelps, 1994), cuya fundamentación refuerza la tesis de Oswald (1997) al considerar que la reducida movilidad geográfica supone un variable explicativa del nivel de desempleo, al tratarse de un factor estructural que influye sobre los salarios y precios (Nickell, 1998).

En un tercer grupo se incluyen los modelos deudores de la teoría de búsqueda de trabajo (Pissarides, 2000, Coulson y Fisher, 2002, 2009, Dohmen, 2005, Munch *et al.*, 2006, 2008 o Rouwendal y Nijkamp, 2010). En este tipo de modelización se hace hincapié en la naturaleza no perfectamente competitiva del mercado laboral.

Bajo estos enfoques teóricos, las evidencias empíricas ofrecidas por los distintos trabajos resultan contrapuestas. Por un lado, diversos estudios se han centrado en analizar el posible efecto que la tenencia de vivienda en propiedad puede generar sobre de la movilidad geográfica de los trabajadores. En este sentido, cabe destacar, entre otros, el estudio que Barceló (2006) realiza para España (mediante el uso de un modelo de duración), o los trabajos de Böheim y Taylor (2002) y Hughes y McCormick (1987) para el Reino Unido. Los resultados que obtienen todos ellos resultan similares. Barceló (2006) concluye que los propietarios y los inquilinos de viviendas de alquiler social son los que presentan una menor movilidad. Böheim y Taylor (2002) evidencian una mayor propensión a desplazarse en los desempleados y los inquilinos de viviendas libres, y Hughes y McCormick (1987) ponen de manifiesto el efecto restrictivo que las viviendas públicas generan sobre los cambios de residencia. Henley (1998) realiza un estudio con datos de panel para el Reino Unido y obtiene que caídas en el valor de la vivienda reduce la movilidad de los propietarios a la hora de buscar un nuevo trabajo.

Por otro lado, múltiples estudios han intentado contrastar directamente la hipótesis establecida por Oswald (1996), (1999). Los trabajos con datos microeconómicos de Brunet y Lesueur (2009) y Green y Hendershott (2003) para Francia y Estados Unidos, respectivamente, confirman dicha tesis. En cambio, las conclusiones a las que llega Van Leuvensteijn y Koning (2004) para los Países Bajos y Coulson y Fisher (2002) para Estados Unidos rechazan el argumento de Oswald, al mostrar sus resultados que los propietarios poseen menor probabilidad de estar desempleados. A idéntica conclusión llegan Flatau *et al.* (2003) para Australia y Rouwendal y Nijkamp (2010) para los Países Bajos. Estas dos últimas aportaciones encuentran además que los propietarios sometidos a una hipoteca son los que presentan menor probabilidad de estar desempleados y a su vez menor periodo de paro.

En base a estos antecedentes, no podemos extraer una conclusión clara sobre el efecto de la tenencia de vivienda sobre el empleo. Con objeto de aportar una mayor evidencia en este campo, este trabajo realiza importantes aportaciones respecto a sus precedentes. En primer lugar, aborda a nivel microeconómico el estudio de la incidencia del mercado de vivienda sobre el mercado de trabajo considerando la endogeneidad de la tenencia de vivienda, a diferencia de las contribuciones de Coulson y Fisher (2002), (2009) o Flatau *et al.* (2003), entre otros. En segundo lugar, constituye el único antecedente conocido en España que analiza, mediante un modelo switching probit, la posible relación entre ambos mercados considerando microdatos recientes (periodo comprendido entre los años 2006-2009), los cuales permiten contemplar el efecto que ha podido desempeñar la actual crisis económica iniciada en el año 2007 sobre el comportamiento de los individuos, al ser el sector de la construcción y el empleo los principalmente afectados.

3. Datos y especificación econométrica

3.1 Datos

Empleamos los microdatos anuales a nivel nacional contenidos en la Encuesta de Condiciones de Vida (E.C.V. Fuente: I.N.E.) durante el período 2006-2009 (incluidos). Esta encuesta se configura como un panel “rotante” donde cada hogar es seguido durante un período máximo de 4 años, renovándose una cuarta parte de la muestra anualmente. Esta base de datos contiene información tanto de los hogares incluidos en la muestra, como de cada uno de los individuos que los conforman.

Tabla 1

Tamaño de muestra empleada (Continuación)			
2006	Desempleados	Empleados	Total
Inquilinos*	75	542	617
Propietarios	362	4.806	5.168
sin hipoteca	213	2.367	2.580
con hipoteca	149	2.439	2.588
Total	437	5.348	5.785
2007	Desempleados	Empleados	Total
Inquilinos*	67	589	656
Propietarios	384	4.991	5.375
sin hipoteca	246	2.472	2.718
con hipoteca	138	2.519	2.657
Total	451	5.580	6.031

Tabla 1

Tamaño de muestra empleada		(Conclusión)		
2008				
	Desempleados	Empleados	Total	
Inquilinos*	81	633	714	
Propietarios	450	5.099	5.549	
sin hipoteca	268	2.352	2.620	
con hipoteca	182	2.747	2.929	
Total	531	5.732	6.263	
2009				
	Desempleados	Empleados	Total	
Inquilinos*	196	583	779	
Propietarios	752	4.924	5.676	
sin hipoteca	388	2.288	2.676	
con hipoteca	364	2.636	3.000	
Total	948	5.507	6.455	
Total				
	Desempleados	Empleados	Total	
Inquilinos*	419	2.347	2.766	
Propietarios	1.948	19.820	21.768	
sin hipoteca	1.115	9.479	10.594	
con hipoteca	833	10.341	11.174	
Total	2.367	22.167	24.534	

* Muestra de hogares con alquiler a precio de mercado.

En la muestra final analizada consideramos sólo aquellos hogares en que la persona responsable de la vivienda posee entre 18 y 65 años de edad, y es económicamente activa, no habitando en una vivienda con alquiler inferior al de mercado³ o en cesión gratuita. De esta muestra excluimos aquellos hogares con observaciones perdidas en cualquiera de las variables consideradas. El cuadro 1 recoge los tamaños muestrales anuales finalmente utilizados distinguiéndose por diferentes formas de tenencia de la vivienda así como por el carácter de empleado/desempleado del cabeza de familia⁴.

³ Se ha excluido de la muestra analizada los hogares con alquileres a precio inferior al de mercado, entre los que se incluyen las viviendas de renta antigua y el alquiler público, al tratarse de hogares que por sus características presentan una menor movilidad geográfica, lo que podría distorsionar las conclusiones del trabajo.

⁴ Se podría objetar que si se utiliza la muestra aquí considerada, incluyendo los individuos que se han mudado a su vivienda actual durante el año de la encuesta, se agudiza el problema de la causalidad inversa, esto es, que las variables relacionadas con los resultados laborales del cabeza de familia influyan simultáneamente sobre la forma de tenencia de la vivienda. Sin embargo, si estimamos los modelos en el cuadro 2 con la muestra en la que se eliminan también los hogares que se han mudado a la vivienda actual en el año de encuestación o incluso también durante el año anterior, los resultados alcanzados permanecen invariables.

3.2 Variables

En la ecuación de tenencia utilizamos la variable dependiente **TENEN** que refleja el régimen de tenencia de la vivienda principal seleccionado por el cabeza de familia y toma valor 1 cuando es la propiedad y 0 cuando es el alquiler.

La situación laboral del cabeza de familia se recoge, por una parte, a través de la variable binaria **EMPLEO**, que adopta el valor 1 si en el instante de realizar la encuesta se encuentra empleado, tanto por cuenta ajena como por cuenta propia, siendo 0 en otro caso, y también analizamos la variable binaria **EMPLEOMENS** que refleja la situación de empleo mensual del cabeza de familia durante el año anterior a la encuesta (de 2005 a 2008).

Respecto a las variables explicativas, para la elección de la forma de tenencia se ha tomado como referencia los trabajos de Barrios y Rodríguez (2005), (2007), (2008), donde incluyen como principales determinantes variables socioeconómicas como: la edad del cabeza de familia, su sexo, estado civil y nivel de estudios, número de miembros del hogar, índices de precios hedónicos relativos de vivienda en propiedad y en alquiler por comunidades autónomas⁵, así como indicadores de la comunidad autónoma de residencia en función del nivel de precios de la vivienda. Adicionalmente, incorporamos variables indicadoras de nacimiento en España, de antigüedad en la vivienda actual, del número de años pasados en trabajo remunerado, y un indicador que clasifica la comunidad autónoma de residencia según la tasa de paro. Aunque en los trabajos citados queda de manifiesto que la renta permanente o a largo plazo de los hogares es una variable determinante en la elección de tenencia de la vivienda, decidimos excluirla como variable explicativa debido fundamentalmente a los problemas de endogeneidad potencial que podría acarrear con la variable dependiente de empleo/desempleo analizada, teniendo presente que nuestro primer objetivo es el estudio de esta última variable y no específicamente el modelizar la elección de tenencia de vivienda, suficientemente tratada en la literatura⁶.

Por otro lado, al igual que los trabajos realizados por Bentolila y Blanchard (1990), Layard *et al.* (1991), Blanchflower y Oswald (1994), Oswald (1996), o Coulson y Fisher (2002), (2009), entre otros, en la ecuación de empleo hemos considerado variables como: la edad, sexo, estado civil, indicador de nacimiento en España y

⁵ Los índices de precios hedónicos por CC.AA. se elaboran análogamente a Barrios y Rodríguez (2005) y Rodríguez y Barrios (2007). Para ello se han empleado los datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (base 2006), Fuente: I.N.E.. En los modelos aquí estimados se ha utilizado en cada año el índice calculado para el año inmediatamente anterior, salvo para el año 2006, en que se ha utilizado el índice del mismo año debido a que la base de datos utilizada comienza justo en este año. Los resultados pueden ser facilitados bajo petición.

⁶ Si estimamos los modelos en el Cuadro 2 añadiendo como variable explicativa en la ecuación de tenencia de la vivienda una variable indicadora de la capacidad económica del hogar como su renta corriente correspondiente al año anterior a la encuesta (en logaritmo), el modelo switching probit sólo se valida frente al probit bivariante para el año 2009 al 1% de probabilidad, y los parámetros de efectos medios estimados (cuadro 4) para este año resultan significativos e incrementan su valor. Por ejemplo para el año 2009 se obtienen unas estimaciones de: $\Delta^{MT}=0,387$, $\Delta^{MP}=0,423$, $\Delta^{MI}=0,122$, todos ellos significativos al 5% de probabilidad. Debemos resaltar que este resultado es cuestionable puesto que se comprueba que no se puede rechazar que la variable de renta incluida sea exógena al 5% de significatividad mediante el test de endogeneidad propuesto por Rivers y Vuong (1988).

educación del cabeza de familia, número de miembros del hogar, su localización en una comunidad autónoma según la tasa de paro regional, así como el número total de años en trabajo remunerado en toda la vida laboral del cabeza de familia. Las variables excluidas en la ecuación de empleo por no resultar estadísticamente significativas, han sido testeadas mediante un test de razón de verosimilitudes entre el modelo estimado con y sin dichas variables, resultando aceptada la hipótesis que establece como nulos los coeficientes de estas variables.

Recogemos en un apéndice final los detalles sobre la definición de las variables empleadas (Tabla A1), así como sus correspondientes estadísticos descriptivos (Tabla A2).

3.3 Estrategia empírica y modelo econométrico

El objetivo principal de este trabajo es contrastar empíricamente la existencia del efecto que pueda tener la forma de tenencia de la vivienda habitual sobre la situación de empleo/desempleo del cabeza de familia, deslindándolo del efecto causal inverso que pueda existir. Para ello adoptamos la siguiente estrategia empírica:

a) Teniendo en cuenta que el resultado analizado es binario (empleo/desempleo) y que debido a la naturaleza de los datos utilizados (E.C.V.) pueden existir factores inobservados comunes relevantes que influyan a la vez tanto en la decisión de tenencia de la vivienda como en la situación de empleo/desempleo (problema de endogeneidad de la tenencia de vivienda), optamos por utilizar el modelo probit bivariante (Wooldridge, 2010, p. 594-599) o el más general switching probit (Wooldridge, 2010, p. 960-961) que tiene a este como un caso particular, y que no se había utilizado antes en la literatura especializada en este tema⁷.

b) Si bien sería deseable utilizar técnicas de panel para controlar la existencia de heterogeneidad inobservable, debemos señalar la existencia de dos limitaciones importantes a este respecto: 1) Como se indicó en el apartado anterior, la base de datos utilizada es un panel “rotante” en el que se renueva una cuarta parte de la muestra anualmente. Por lo tanto, en el período de estudio, como máximo un 25% de la muestra tendrá 4 observaciones, y el resto un número menor, haciendo inconsistente cualquier estimación de efectos individuales con métodos de panel de efectos fijos o aleatorios. 2) Adicionalmente, el conocido “problema de parámetros incidentales” (véase Wooldridge, 2010, p. 495) nos previene de realizar una estimación con efectos fijos, mientras que si optamos por el uso de técnicas de panel con efectos aleatorios, además de requerir supuestos restrictivos (véase por ejemplo Wooldridge, 2010, p. 612), su estimación práctica por máxima verosimilitud se complica enormemente, como se señala en Alba *et al.* (2009). Por todo ello, optamos por proponer una estimación de sección cruzada para cada uno de los años considerados, teniendo presente que los resultados obtenidos pueden estar sesgados si existen características inobservadas invariantes en el tiempo que puedan influir simultáneamente en la decisión de tenencia de la vivienda y en la situación de empleo, y por tanto sujetos a la consiguiente cautela.

⁷ En Barrios y Morales (2009) se realiza una aplicación práctica del modelo Switching probit en España en este caso al estudio del efecto de la forma de tenencia de la vivienda sobre el nivel educativo de los hijos.

c) Por último, el objetivo será intentar deslindar el efecto individual que la forma de tenencia de la vivienda habitual (alquiler vs. propiedad) genera sobre la situación de empleo del cabeza de familia económicamente activo (trabajando/desempleado) del efecto de otros covariantes que puedan influir (edad, estudios, etc.), así como de los factores inobservados comunes que puedan afectar. Esto es, perseguimos analizar cómo sería la probabilidad de empleo de un mismo individuo con unas determinadas características (observadas y no observadas) tanto si posee la vivienda habitual en propiedad como si dispone de ella en alquiler. Esto es lo que podríamos denominar como generación del contrafactual porque sólo se observa uno de los dos estados (alquiler o propiedad) para cada individuo. Sintetizaremos estos efectos individuales con los habituales parámetros de efectos medios o distribucionales (Heckman *et al.*, 1999, Heckman *et al.*, 2003, Aakvik *et al.*, 2005).

De forma general, consideramos una muestra de individuos que supondremos i.i.d. (independiente e idénticamente distribuida) extraída aleatoriamente de una población. Llamaremos Y_{0i} e Y_{1i} a los valores que adopta la situación de empleo/desempleo del cabeza de familia si el hogar i reside en su vivienda habitual en alquiler o en propiedad, respectivamente. De acuerdo con la óptica contrafactual, supondremos que Y_{0i} e Y_{1i} están definidas para todos los individuos y que estos resultados son independientes de tal forma que no existe interacción entre los agentes. Además, asumiremos que la elección de tenencia de la vivienda realizada por los individuos es de “pequeña envergadura” de tal forma que los efectos de equilibrio general y de interacciones sociales son despreciables⁸.

Si llamamos T_i a la variable binaria que representa la forma de tenencia de la vivienda habitual ($T_i=1$ si lo es en propiedad, $T_i=0$ si lo es en alquiler), la elección entre ambas opciones viene generada por un modelo probit, que en versión de variable latente está dado por:

$$T_i = \mathbf{1}(T_i^* = \beta_T' Z_i + u_{Ti} > 0) = \begin{cases} 1 & , \text{ si } T_i^* > 0 \\ 0 & , \text{ si } T_i^* \leq 0 \end{cases} \quad [1]$$

siendo Z_i un vector de características del individuo o de las alternativas de tenencia observadas, β_T un vector de parámetros conforme, y u_{Ti} un término de error aleatorio que refleja el impacto de factores no observados sobre la elección de tenencia de vivienda que se supone normal con media cero e independiente de Z .

Por otra parte, el resultado laboral analizado (empleo/desempleo) es una variable binaria, y supondremos que se relaciona con las variables observadas y no observadas para propietarios e inquilinos según sendos modelos probit de la forma:

$$Y_{0i} = \mathbf{1}(Y_{0i}^* = \beta_0' X_i + u_{0i} > 0) = \begin{cases} 1 & , \text{ si } Y_{0i}^* > 0 \\ 0 & , \text{ si } Y_{0i}^* \leq 0 \end{cases} \quad [2]$$

⁸ Heckman, *et al.* (1998) muestran los problemas que genera ignorar estas interacciones a gran escala.

$$Y_{li} = \mathbf{1}(Y_{li}^* = \beta_1'X_i + u_{li} > 0) = \begin{cases} 1 & , \text{si } Y_{li}^* > 0 \\ 0 & , \text{si } Y_{li}^* \leq 0 \end{cases} \quad [3]$$

verificándose que los términos de error en (1), (2) y (3) son normales trivariantes, esto

es:
$$\begin{pmatrix} u_T \\ u_0 \\ u_1 \end{pmatrix} \sim N \left(0, \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{T0} & \rho_{T1} \\ \rho_{T0} & 1 & \rho_{01} \\ \rho_{T1} & \rho_{01} & 1 \end{pmatrix} \right)$$
, si normalizamos sus varianzas a la unidad, con

lo cual estaremos ante el modelo comúnmente denominado como switching probit (O'Higgins, 1994, Carrasco, 2001, Aakvik *et al.*, 2005). El modelo probit bivalente (véase por ejemplo Wooldridge, 2010, p. 595), para el que el resultado laboral de propietarios e inquilinos coincide, constituirá un caso particular del modelo switching probit (1), (2) y (3) con $\beta_0 = \beta_1$ y $\rho_{T0} = \rho_{T1}$, esto es, las ecuaciones (2) y (3) se sustituirán por la única:

$$Y_{Ei} = \mathbf{1}(Y_{Ei}^* = \beta_E'X_i + u_{Ei} > 0) = \begin{cases} 1 & , \text{si } Y_{Ei}^* > 0 \\ 0 & , \text{si } Y_{Ei}^* \leq 0 \end{cases} \quad [4]$$

$$\text{con } \begin{pmatrix} u_T \\ u_E \end{pmatrix} \sim N \left(0, \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{TE} \\ \rho_{TE} & 1 \end{pmatrix} \right).$$

Llevamos a cabo la estimación del modelo switching probit por máxima verosimilitud. Para ello, si llamamos $Y = TY_1 + (1 - T)Y_0$ a la situación de empleo observada, y $\Phi_2(x,y,\rho)$ representa la función de densidad normal bivalente con medias cero, desviaciones estándar unitarias y correlación ρ , debemos tener en cuenta que:

$$\text{Prob}(T_i = 0, Y_i = 0) = \text{Prob}(u_{Ti} \leq -\beta_T'Z_i, u_{0i} \leq -\beta_0'X_i) = \Phi_2(-\beta_T'Z_i, -\beta_0'X_i, \rho_{T0})$$

$$\text{Prob}(T_i = 0, Y_i = 1) = \text{Prob}(u_{Ti} \leq -\beta_T'Z_i, u_0 > -\beta_0'X_i) = \Phi_2(-\beta_T'Z_i, \beta_0'X_i, -\rho_{T0}),$$

$$\text{Prob}(T_i = 1, Y_i = 0) = \text{Prob}(u_{Ti} > -\beta_T'Z_i, u_{1i} \leq -\beta_1'X_i) = \Phi_2(\beta_T'Z_i, -\beta_1'X_i, -\rho_{T1}),$$

$$\text{Prob}(T_i = 1, Y_i = 1) = \text{Prob}(u_{Ti} > -\beta_T'Z_i, u_{0i} > -\beta_0'X_i) = \Phi_2(\beta_T'Z_i, \beta_0'X_i, \rho_{T1}).$$

En consecuencia, si definimos las variables binarias $q = 2Y - 1$, y $q_t = 2T - 1$, la función de verosimilitud se podrá escribir como:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \log \Phi_2 \left(q_T \beta_T'Z_i, q((1 - T_i)\beta_0'X_i + T_i\beta_1'X_i), qq_T((1 - T_i)\rho_{T0} + T_i\rho_{T1}) \right) \quad [5]$$

Desde el punto de vista contrafactual, el efecto causal de la forma de tenencia de la vivienda habitual sobre cada uno de los resultados laborales analizados para el individuo i , denotémoslo Δ_i , vendrá determinado por:

$$\Delta_i = Y_{1i} - Y_{0i} \tag{6}$$

Este efecto individual no puede ser calculado directamente a partir de los datos porque no se observa al individuo simultáneamente viviendo en alquiler y en propiedad. En consecuencia es una magnitud teórica que entendemos como una variable aleatoria cuya distribución de probabilidad interesa caracterizar para la población bajo estudio, de cara a sintetizar los efectos que genera la forma de tenencia de la vivienda habitual sobre la situación de empleo/desempleo del cabeza de familia.

En este sentido nuestro objetivo será calcular los parámetros de efectos medios estándar (incondicionales o condicionados por las variables observadas), esto es, fundamentalmente el efecto medio sobre la muestra total: $\Delta^{MT} = E[\Delta] = E[Y_1 - Y_0]$, el cual determinará el impacto medio derivado de la forma de tenencia de la vivienda habitual para un individuo seleccionado de la población al azar; o el efecto medio sobre la muestra de propietarios: $\Delta^{MP} = E[\Delta|T = 1] = E[Y_1 - Y_0|T = 1]$, que indicará el efecto medio de la forma de tenencia sobre la situación laboral de los propietarios de su vivienda habitual; o, por último el efecto medio sobre los inquilinos: $\Delta^{MI} = E[\Delta|T = 0] = E[Y_1 - Y_0|T = 0]$, que reflejará el efecto medio de la tenencia de vivienda habitual sobre la situación laboral de los inquilinos.

A partir del modelo estructural estimado, los parámetros de efectos medios se derivan como en Aakvik *et al.* (2005), teniéndose que, condicionados a un valor de las variables observadas X y Z :

$$\Delta^{MT}(X) = \Phi(\beta_1'X) - \Phi(\beta_0'X) . \tag{7}$$

$$\Delta^{MP}(X, Z) = \frac{1}{\Phi(\beta_T'Z)} \left[\Phi_2(\beta_T'Z, \beta_1'X, \rho_{T1}) - \Phi_2(\beta_T'Z, \beta_0'X, \rho_{T0}) \right] \tag{8}$$

$$\Delta^{MI}(X, Z) = \frac{1}{\Phi(-\beta_T'Z)} \left[\Phi_2(-\beta_T'Z, \beta_1'X, -\rho_{T1}) - \Phi_2(-\beta_T'Z, \beta_0'X, -\rho_{T0}) \right] \tag{9}$$

siendo Φ la función de distribución de probabilidades de la normal estándar. En consecuencia, una estimación consistente de los efectos medios incondicionales viene dada por las correspondientes medias muestrales. Los errores estándar de los distintos parámetros de efectos medios se pueden obtener ya mediante el método delta.

4. Modelos estimados

En el cuadro 2 mostramos la estimación de los modelos switching probit obtenidos para el primero y el último de los años del periodo considerado (años 2006 y 2009)⁹, mientras que en el cuadro 3 recogemos los respectivos efectos marginales. El test de razón de verosimilitudes indica que el modelo switching probit se valida frente al probit bivalente sólo para el año 2009 al 1% de probabilidad. Por tanto, únicamente para este año se evidencia la existencia de diferencias en la situación de empleo entre propietarios e inquilinos. Este hecho singular puede venir explicado porque precisamente en este año el desempleo da un salto espectacular en España (de 11,33% en 2008 a 18,01% en 2009, Fuente: E.P.A. I.N.E), provocando que un buen número de propietarios/inquilinos que previamente estaban empleados pasen a estar ahora desempleados, comenzando ambos colectivos a diferenciarse en términos de empleo al entrar en juego los diferentes efectos de la forma de tenencia de la vivienda principal señalados con anterioridad, efectos que se atenúan hasta dispersarse en situaciones de menor nivel de desempleo.

Si observamos en primer lugar los resultados obtenidos para las ecuaciones de tenencia de vivienda, estos resultan similares a los estimados en Barrios y Rodríguez (2005), (2007) y (2008). En concreto, los hogares con mayor probabilidad de tener su vivienda habitual en propiedad son aquellos en los que el cabeza de familia ha nacido en España (esto incrementa en promedio la probabilidad de ser propietario hasta en 36 puntos porcentuales en el año 2006 y 31 puntos en el año 2009), posee una edad por encima de 25 años, lleva más años residiendo en la vivienda actual, vive en pareja, y posee un nivel de estudios más elevado y un mayor número de años trabajados en su vida laboral.

Por otra parte, si atendemos a las diferencias entre la situación de empleo de los propietarios y los inquilinos para el año 2009, podemos afirmar que los factores que aumentan significativamente la probabilidad de empleo para los propietarios de la vivienda son el hecho de haber nacido en España, vivir en pareja, tener una edad que oscila entre los 25 y 34 años, poseer un mayor nivel de estudios (poseer educación superior aumenta en promedio hasta en 17 puntos porcentuales la probabilidad de empleo respecto de aquellos sin estudios o con estudios primarios, y en torno a 8 puntos porcentuales respecto de aquellos con educación secundaria), disponer de un mayor número de años trabajados anteriormente en la vida laboral (cada año trabajado aumenta en torno a 1 punto porcentual la probabilidad de empleo), y ubicar su residencia en comunidades autónomas con menores niveles de paro.

En cambio, los principales determinantes en la situación de empleo para los inquilinos son los relativos al nivel de estudios, con mayor peso que para los propietarios (poseer educación secundaria aumenta en promedio hasta en 11 puntos porcentuales la probabilidad de empleo respecto de aquellos sin estudios o con estudios primarios, y a su vez, poseer educación superior incrementa esta probabilidad en torno a 7 puntos porcentuales adicionales respecto de aquellos con educación secundaria), así como el número de años trabajados anteriormente en la vida laboral, con menor peso que para

⁹ Los resultados obtenidos para los años 2007 y 2008 resultan similares a los obtenidos para el año 2006. Estas estimaciones pueden ser facilitadas bajo petición.

los propietarios, así como la comunidad autónoma de residencia en términos de nivel de desempleo.

Por otro lado, es de destacar que los coeficientes de correlación (ρ_{T0} , ρ_{T1}) del modelo switching probit resultan no significativos en todos los años analizados, indicando con ello la ausencia de factores inobservados que influyan de forma significativa simultáneamente en la decisión de tenencia de la vivienda y en la situación de empleo, tanto para los propietarios de su vivienda como para los inquilinos.

Tabla 2

Modelo switching probit de tenencia de vivienda y empleo (Continuación)

	Año 2006			Año 2009		
	Tenencia vivienda	Empleo propietarios	Empleo inquilinos	Tenencia vivienda	Empleo propietarios	Empleo inquilinos
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
CTE	-2,328** (0,297)	0,487 (0,725)	0,381 (0,521)	-1,882** (0,258)	-1,424** (0,371)	0,280 (0,392)
ESTU2	0,000 (0,073)	0,214** (0,068)	0,521** (0,179)	0,134 (0,075)	0,402** (0,058)	0,405** (0,136)
ESTU3	0,275** (0,084)	0,664** (0,089)	1,023** (0,229)	0,274** (0,082)	1,016** (0,070)	0,724** (0,165)
SEXO	0,041 (0,065)	0,326** (0,068)	0,392* (0,175)	-0,108 (0,056)	0,070 (0,051)	-0,057 (0,119)
EDAD35	0,715** (0,252)	-0,727 (0,573)	-0,198 (0,413)	0,554** (0,197)	0,546* (0,274)	0,223 (0,302)
EDAD45	0,646* (0,264)	-0,818 (0,575)	-0,475 (0,430)	0,735** (0,208)	0,475 (0,280)	0,011 (0,335)
EDAD55	0,519 (0,275)	-1,062 (0,582)	-0,527 (0,479)	0,520* (0,219)	0,278 (0,284)	-0,029 (0,345)
EDAD55M	0,637* (0,287)	-1,554** (0,590)	-0,970 (0,541)	0,413 (0,230)	0,005 (0,287)	0,020 (0,366)
NTRAB	0,019 (0,012)	0,074** (0,010)	0,054 (0,028)	0,021* (0,010)	0,066** (0,008)	0,018 (0,020)
NTRAB2	-0,000 (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)
TPARO1	-0,002 (0,099)	-0,278** (0,093)	-0,243 (0,224)	-0,131 (0,082)	-0,281 ** (0,068)	-0,355* (0,168)
TPARO2	0,143 (0,076)	0,029 (0,082)	0,005 (0,196)	-0,025 (0,091)	-0,111 (0,058)	0,027 (0,138)
PAREJA	0,399** (0,083)	0,096 (0,089)	-0,191 (0,244)	0,448** (0,070)	0,168* (0,069)	-0,004 (0,145)
MIEMB	0,236** (0,074)	0,086 (0,100)	0,064 (0,193)	0,085 (0,075)	-0,019 (0,083)	-0,239 (0,141)
MIEMB2	-0,028** (0,009)	-0,015 (0,012)	-0,015 (0,021)	-0,009 (0,010)	0,001 (0,011)	0,017 (0,017)
NACIDO	1,452** (0,078)	0,285 (0,224)	-0,349 (0,343)	1,333** (0,066)	0,678** (0,132)	0,098 (0,219)

Tabla 2

Modelo switching probit de tenencia de vivienda y empleo (Conclusión)

	Año 2006			Año 2009		
	Tenencia Vivienda	Empleo propietarios	Empleo inquilinos	Tenencia vivienda	Empleo propietarios	Empleo inquilinos
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
LPRELAT	-0,122* (0,055)	—	—	0,079 (0,075)	—	—
CCAA1	-0,012 (0,076)	—	—	-0,163* (0,067)	—	—
CCAA2	0,284** (0,073)	—	—	0,126 (0,087)	—	—
ANTIG2	0,681** (0,071)	—	—	0,701** (0,067)	—	—
ANTIG3	1,023** (0,074)	—	—	1,216** (0,070)	—	—
ρ_{T0}	-0,141 (0,277)			-0,146 (0,174)		
ρ_{T1}	0,252 (0,205)			0,191 (0,145)		
Log-verosimilitud:		-2.718,724		-3.966,825		
Log-verosimilitud: (probit bivalente)		-2.724,752		-3.987,479		
Test ratio veros.: (vs probit bivalente)		12,055 (0,796)		41,306** (0,000)		
Observaciones:		5.785		6.455		

Nota: El Error estándar de los coeficientes estimados aparece entre paréntesis. * significatividad al 5%, ** significatividad al 1%. El test de ratio de verosimilitudes contrasta los modelos switching probit estimados con los respectivos probit bivariantes con las mismas variables explicativas, esto es, la hipótesis nula es que $\beta_0 = \beta_1$ y $\rho_{T0} = \rho_{T1}$, y para ambos modelos posee 17 grados de libertad. El valor en probabilidad del test aparece entre paréntesis. No se muestran los resultados para el parámetro ρ_{01} debido a que no se encuentra identificado en el modelo switching probit a menos que se asuman supuestos distribucionales adicionales

Tabla 3

Efectos marginales del modelo switching probit de tenencia de vivienda y empleo

(Continuación)

	Año 2006			Año 2009		
	Tenencia vivienda	Empleo propietarios	Empleo inquilinos	Tenencia vivienda	Empleo propietarios	Empleo inquilinos
	Ef. Mg.	Ef. Mg.	Ef. Mg.	Ef. Mg.	Ef. Mg.	Ef. Mg.
ESTU2	0,000 (0,008)	0,024** (0,008)	0,086** (0,031)	0,016 (0,009)	0,080** (0,012)	0,112** (0,036)
ESTU3	0,029** (0,008)	0,061** (0,007)	0,137** (0,028)	0,031** (0,009)	0,174** (0,011)	0,181** (0,035)
SEXO	0,005 (0,008)	0,042** (0,010)	0,076* (0,039)	-0,013 (0,007)	0,015 (0,011)	-0,019 (0,031)
EDAD35	0,057** (0,013)	-0,132 (0,133)	-0,019 (0,078)	0,050** (0,013)	0,085* (0,034)	0,071 (0,064)
EDAD45	0,065** (0,024)	-0,126 (0,104)	-0,073 (0,086)	0,074** (0,018)	0,081 (0,046)	0,027 (0,082)
EDAD55	0,053* (0,025)	-0,174 (0,119)	-0,087 (0,096)	0,056** (0,021)	0,049 (0,052)	0,010 (0,087)
EDAD55M	0,056** (0,019)	-0,349 (0,182)	-0,206 (0,153)	0,042* (0,019)	-0,002 (0,058)	0,019 (0,091)
NTRAB	0,018** (0,000)	0,008** (0,000)	0,005 (0,006)	0,020** (0,000)	0,013** (0,000)	0,009* (0,004)
NTRAB2	-0,000** (0,000)	-0,006** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)
TPARO1	-0,000 (0,012)	-0,036** (0,013)	-0,045 (0,045)	-0,017 (0,011)	-0,061** (0,016)	-0,109* (0,053)
TPARO2	0,017 (0,009)	0,002 (0,009)	0,039 (0,033)	-0,003 (0,011)	-0,022 (0,012)	0,006 (0,037)
PAREJA	0,057** (0,014)	0,008 (0,011)	-0,023 (0,034)	0,065** (0,012)	0,030* (0,015)	0,014 (0,037)
MIEMB	0,223** (0,000)	0,008** (0,001)	0,021 (0,054)	0,080** (0,000)	-0,005** (0,001)	-0,029** (0,005)
MIEMB2	-0,026** (0,000)	-0,002** (0,000)	-0,002 (0,002)	-0,009** (0,000)	0,000** (0,000)	0,005 (0,006)
NACIDO	0,365** (0,029)	0,015 (0,021)	-0,028 (0,024)	0,319** (0,023)	0,149** (0,028)	0,074* (0,031)
LPRELAT	-0,115** (0,000)	—	—	0,074** (0,000)	—	—
CCAA1	-0,001 (0,009)	—	—	-0,021* (0,009)	—	—

Tabla 3

Efectos marginales del modelo switching probit de tenencia de vivienda y empleo

(Conclusión)

	Año 2006			Año 2009		
	Tenencia vivienda	Empleo propietarios	Empleo inquilinos	Tenencia vivienda	Empleo propietarios	Empleo inquilinos
	Ef. Mg.	Ef. Mg.	Ef. Mg.	Ef. Mg.	Ef. Mg.	Ef. Mg.
CCAA2	0,032** (0,008)	—	—	0,015 (0,010)	—	—
ANTIG2	0,062** (0,005)	—	—	0,065** (0,005)	—	—
ANTIG3	0,125** (0,009)	—	—	0,159** (0,010)	—	—

Nota: El efecto marginal para las variables explicativas de la ecuación de tenencia se calcula para la esperanza incondicional: $E[T|Z] = Prob(T = 1|Z)$ El efecto marginal para las variables explicativas de las ecuaciones de empleo para propietarios e inquilinos se calcula para la esperanza condicional: $E[Y|T = k, X, Z] = \frac{Prob(Y=1, T=k|X)}{Prob(T=k|Z)}$, para $k=0,1$. En todo caso, estos efectos se evalúan en los valores medios de las variables explicativas en la muestra. Para las variables binarias este efecto se calcula como simple diferencia. El error estándar se calcula por el método delta y aparece entre paréntesis. * significatividad al 5%, ** significatividad al 1%.

Profundizando en el análisis de las diferencias en la situación de empleo entre propietarios e inquilinos, en el cuadro 4 recogemos la estimación de los parámetros de efectos medios obtenidos para el año 2009, por tratarse del año donde el modelo switching probit evidencia diferentes resultados laborales según la tenencia de vivienda. En dicho cuadro se detallan los valores alcanzados bajo el uso de diferentes modelos switching probit, según la muestra utilizada. Así, el modelo I es el estimado en el cuadro 2 anterior y emplea la muestra de propietarios vs alquiler de mercado. Los modelos II y III resultan de considerar, respectivamente, la muestra de propietarios con hipoteca vs alquiler de mercado, y, propietarios sin hipoteca vs alquiler de mercado¹⁰. Estos dos últimos modelos nos permitirán constatar si el hecho de disponer de una hipoteca genera entre los propietarios de la vivienda un comportamiento diferenciado en términos de empleo. Adviértase que las estimaciones de los efectos medios entre los modelos I, II y III no son comparables entre sí debido al posible sesgo de selección que se introduce en la estimación al seleccionar una parte de los propietarios en los modelos II y III (con hipoteca/sin hipoteca, respectivamente). Además, téngase en cuenta que los efectos medios estimados no representan tasas de crecimiento de la probabilidad de empleo al cambiar el régimen de tenencia de la vivienda, sino que miden la diferencia en dicha probabilidad bajo los regímenes de tenencia de la vivienda considerados.

¹⁰ Los resultados de las estimaciones de estos dos modelos pueden ser facilitadas bajo petición.

Tabla 4

Efectos medios de la forma de tenencia de la vivienda habitual sobre el empleo. Año 2009

Efecto	I	II	III
	Estimación	Estimación	Estimación
Δ^{MT}	0,126 (0,099)	0,156 (0,124)	0,068 (0,048)
Δ^{MP}	0,155 (0,104)	0,201 (0,136)	0,101 (0,054)
Δ^{MI}	-0,078 (0,066)	-0,015 (0,089)	-0,045 (0,050)

Nota: I: Propietarios vs alquiler de mercado, II: Propietarios con hipoteca vs alquiler de mercado; III: Propietarios sin hipoteca vs alquiler de mercado. Errores estándar entre paréntesis. * significativo al 5%, ** significativo al 1%.

Según se desprende de los resultados, los parámetros calculados en ningún caso resultan significativos al 5% de probabilidad. En consecuencia, la evidencia disponible nos permite afirmar que ser propietario de la vivienda habitual, ya sea con hipoteca pendiente o sin ella, no parece tener efecto significativo alguno, en términos medios, sobre la situación de empleo del cabeza de familia.

Por último, con objeto de poder analizar con mayor profundidad la trayectoria temporal del efecto entre ambos mercados, estimamos para el modelo I (propietarios vs alquiler de mercado) la evolución mensual de los parámetros de efectos medios mediante respectivos modelos switching probit para cada uno de los meses que integran nuestro periodo de estudio utilizando la variable dependiente **EMPLEOMENS** que se encuentra evaluada en los meses del año inmediatamente anterior (enero de 2005 a diciembre de 2008). Los resultados se muestran en los gráficos contenidos en el apéndice final (figura 1).

Las estimaciones mensuales recogidas en la figura 1 ponen de manifiesto que no parece existir influencia significativa de la tenencia de la vivienda en propiedad sobre la probabilidad de empleo para el conjunto de la población y para los propietarios, a diferencia de lo que ocurre para la muestra de inquilinos a lo largo de los dos últimos años del periodo de estudio (2007 y 2008), donde se evidencia que si estos poseyeran la vivienda en propiedad su probabilidad de empleo sería significativamente menor. Este hecho corroboraría que efectivamente son los inquilinos los que, durante el comienzo de la crisis económica, han tenido una mayor probabilidad de empleo. No obstante, este resultado hay que tomarlo con la debida cautela a causa del reducido número de observaciones que abarca la muestra de inquilinos.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo pretende aportar una mayor evidencia empírica sobre la posible relación existente en España entre el mercado de vivienda y el mercado de trabajo. Con este objetivo, empleando los microdatos anuales a nivel nacional contenidos en la Encuesta de Condiciones de Vida para el periodo 2006-2009, analizamos la existencia de relaciones causales entre el régimen de tenencia de la vivienda habitual (propiedad/alquiler) y la situación en el empleo (empleado/desempleado) mediante la estimación de modelos switching probit para cada uno de los años así como para los distintos meses que integran nuestro periodo de estudio.

Los resultados alcanzados ponen de manifiesto, en primer lugar, que sólo para el año 2009 se evidencia la existencia de diferencias en la situación de empleo entre los propietarios e inquilinos, validándose sólo en este caso el modelo switching probit frente al probit bivariante al 1% de probabilidad.

Con respecto a las ecuaciones de tenencia de la vivienda estimadas, los resultados son similares a los obtenidos por Barrios y Rodríguez (2005), (2007) y (2008) e indican que los hogares que presentan mayor probabilidad de tener su vivienda habitual en propiedad son aquellos en los que el cabeza de familia ha nacido en España, posee una edad por encima de 25 años, lleva más años residiendo en la vivienda actual, vive en pareja, y posee un nivel de estudios más elevado y un mayor número de años trabajados en su vida laboral.

Si atendemos a las diferencias en la situación de empleo entre propietarios e inquilinos puestas de manifiesto para el año 2009, la probabilidad de empleo para los propietarios de la vivienda aumenta significativamente si el cabeza de familia ha nacido en España, vive en pareja, tiene una edad comprendida entre los 25 y 34 años, posee un mayor nivel de estudios, dispone de un mayor número de años trabajados anteriormente en la vida laboral y ubica su residencia en comunidades autónomas con menores niveles de desempleo. El caso de los inquilinos es similar pero con una mayor influencia del nivel educativo alcanzado y un menor peso del número de años trabajados en la vida laboral.

En segundo lugar, a partir de los modelos switching probit obtenidos, estimamos los distintos parámetros de efectos medios de la forma de tenencia de la vivienda para el año 2009, tanto para la muestra anterior (propietarios vs alquiler de mercado) como restringiéndonos a las muestras de propietarios con hipoteca vs alquiler de mercado y propietarios sin hipoteca vs alquiler de mercado. Para la primera de estas muestras, igualmente estudiamos la trayectoria temporal del efecto de la forma de tenencia de la vivienda sobre la situación de empleo mediante modelos switching probit calculados para cada uno de los meses que integran nuestro periodo de estudio (enero de 2005 a diciembre de 2008, en este caso).

En este sentido, las estimaciones anuales de todos estos efectos medios no resultan significativas al 5% de probabilidad. En consecuencia, en base a estos resultados no se puede evidenciar la existencia de relaciones causales entre el régimen de tenencia de la vivienda habitual y la situación en el empleo del cabeza de familia a lo largo del periodo analizado. Este resultado se corrobora con las estimaciones mensuales salvo para la

muestra de inquilinos a lo largo de los dos últimos años del período de estudio (2007 y 2008), donde se evidencia que si estos poseyeran la vivienda en propiedad su probabilidad de empleo sería significativamente menor, posiblemente indicando que es este colectivo el que, durante el comienzo de la crisis económica, ha tenido una mayor probabilidad de empleo.

Para finalizar, debemos señalar que los resultados obtenidos están sujetos a la debida cautela en función de que existan características inobservadas invariantes en el tiempo que puedan influir simultáneamente en la decisión de tenencia de la vivienda y en la situación de empleo, o en caso de que sean otras variables y no exclusivamente la condición de ser propietario/inquilino las que expliquen la situación de empleo/desempleo de los hogares españoles aquí analizada.

APÉNDICE

Tabla A1

Descripción de las variables explicativas (Continuación)

VARIABLES	DEFINICIÓN
Características del hogar:	
<i>MIEMB, MIEMB2</i>	Número de miembros del hogar y su cuadrado
Antigüedad en la vivienda:	
<i>ANTIG1*</i>	La vivienda lleva ocupada menos de 5 años (inclusive)=1; resto=0.
<i>ANTIG2</i>	La vivienda lleva ocupada entre 6 y 10 años (inclusive)=1; resto=0.
<i>ANTIG3</i>	La vivienda lleva ocupada más de 10 años=1; resto=0.
Características del cabeza de familia:	
<i>SEXO</i>	Cabeza de familia mujer=0; cabeza de familia varón=1.
Estado civil:	
<i>PAREJA</i>	Cabeza de familia vive con su pareja de hecho (con o sin base jurídica)=1; resto=0.
Edad:	
<i>EDAD25*</i>	Cabeza de familia con menos de 25 años=1; resto=0.
<i>EDAD35</i>	Cabeza de familia con 25 años o más y menos de 35 años=1; resto=0.
<i>EDAD45</i>	Cabeza de familia con 35 años o más y menos de 45 años=1; resto=0.
<i>EDAD55</i>	Cabeza de familia con 45 años o más y menos de 55 años=1; resto=0.
<i>EDAD55M</i>	Cabeza de familia con más de 55 años=1; resto=0.

Tabla A1

Descripción de las variables explicativas (Conclusión)

VARIABLES	DEFINICIÓN
Estudios:	
<i>ESTU1*</i>	Cabeza de familia sin estudios o con estudios primarios=1; resto=0.
<i>ESTU2</i>	Cabeza de familia con estudios de educación secundaria (1ª y 2ª etapa) y formación e inserción laboral que precisa título de segunda etapa de secundaria=1; resto=0.
<i>ESTU3</i>	Cabeza de familia con estudios de educación superior=1; resto=0.
País de nacimiento:	
<i>NACIDO</i>	Cabeza de familia nacido en España=1, resto=0.
Años trabajados:	
<i>NTRAB, NTRAB2</i>	Número total de años pasados en trabajo remunerado en toda la vida laboral del cabeza de familia, y su cuadrado.
Otras características económicas:	
<i>LPRELAT</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 ¹ :	
<i>CCAA1</i>	Comunidades con precios superiores a la media nacional para cada año=1; resto=0.
<i>CCAA2</i>	Comunidades con precios entre el 80-100% de la media nacional para cada año=1; resto=0.
<i>CCAA3*</i>	Comunidades con precios menores al 80% de la media nacional para cada año=1; resto=0.
CC.AA. según niveles de desempleo ² :	
<i>TPARO1</i>	Comunidades con tasas de paro superiores a la tasa de paro media nacional en más de un 25% en cada año=1; resto=0.
<i>TPARO2</i>	Comunidades con tasas de paro intermedias, no superiores o inferiores a la tasa de paro media nacional en más de un 25% en cada año =1; resto=0
<i>TPARO3*</i>	Comunidades con tasas de paro inferiores a la tasa de paro media nacional en más de un 25% en cada año=1; resto=0

* Variable de referencia

¹ Atendiendo al índice del precio de la vivienda libre elaborado por el Ministerio de Vivienda.² Según datos de la Encuesta de Población Activa (E.P.A.) correspondientes al año anterior al de encuestación.

Fuente: I.N.E.

Tabla A2

Estadísticos descriptivos de las variables explicativas (años 2006 y 2009)

(Continuación)

	Año 2006			Año 2009		
	Total	Propietarios	Inquilinos	Total	Propietarios	Inquilinos
ESTU1	0,242 (0,428)	0,246 (0,431)	0,204 (0,403)	0,164 (0,370)	0,162 (0,369)	0,178 (0,383)
ESTU2	0,462 (0,498)	0,454 (0,497)	0,536 (0,499)	0,483 (0,499)	0,478 (0,499)	0,523 (0,499)
ESTU3	0,294 (0,456)	0,299 (0,457)	0,259 (0,438)	0,351 (0,477)	0,359 (0,479)	0,297 (0,457)
SEXO	0,752 (0,431)	0,765 (0,423)	0,641 (0,479)	0,652 (0,476)	0,657 (0,474)	0,614 (0,486)
EDAD25	0,007 (0,087)	0,003 (0,060)	0,042 (0,201)	0,007 (0,087)	0,003 (0,062)	0,035 (0,186)
EDAD35	0,139 (0,346)	0,124 (0,330)	0,262 (0,440)	0,149 (0,356)	0,127 (0,333)	0,310 (0,463)
EDAD45	0,327 (0,469)	0,324 (0,468)	0,356 (0,479)	0,303 (0,459)	0,305 (0,460)	0,293 (0,455)
EDAD55	0,323 (0,467)	0,332 (0,471)	0,244 (0,430)	0,332 (0,471)	0,346 (0,475)	0,236 (0,425)
EDAD55 M	0,202 (0,401)	0,214 (0,410)	0,094 (0,292)	0,206 (0,404)	0,217 (0,412)	0,123 (0,328)
PAREJA	0,809 (0,392)	0,832 (0,373)	0,617 (0,486)	0,758 (0,428)	0,779 (0,414)	0,603 (0,489)
MIEMB	3,234 (1,239)	3,273 (1,192)	2,914 (1,545)	3,119 (1,252)	3,149 (1,210)	2,901 (1,503)
MIEMB2	12,001 (8,777)	12,136 (8,295)	10,875 (12,030)	11,300 (8,546)	11,386 (8,158)	10,675 (10,952)
NACIDO	0,924 (0,264)	0,966 (0,179)	0,573 (0,494)	0,898 (0,301)	0,950 (0,217)	0,523 (0,499)
NTRAB	23,890 (11,200)	24,538 (11,065)	18,463 (10,856)	23,227 (11,292)	23,919 (11,156)	18,187 (10,999)
NTRAB2	696,179 (573,675)	724,548 (579,239)	458,564 (460,999)	667,016 (569,609)	696,579 (573,592)	451,610 (488,700)
TPARO1	0,221 (0,415)	0,225 (0,417)	0,188 (0,391)	0,203 (0,402)	0,207 (0,405)	0,173 (0,378)
TPARO2	0,598 (0,490)	0,599 (0,490)	0,591 (0,491)	0,549 (0,497)	0,540 (0,498)	0,617 (0,486)
TPARO3	0,180 (0,384)	0,175 (0,380)	0,220 (0,414)	0,247 (0,431)	0,252 (0,434)	0,209 (0,407)
LPRELA T	0,484 (0,495)	0,482 (0,491)	0,504 (0,528)	0,416 (0,364)	0,424 (0,365)	0,356 (0,359)
CCAA1	0,280 (0,449)	0,273 (0,445)	0,340 (0,474)	0,308 (0,461)	0,296 (0,456)	0,394 (0,488)
CCAA2	0,426 (0,494)	0,433 (0,495)	0,376 (0,484)	0,441 (0,496)	0,447 (0,497)	0,394 (0,488)
CCAA3	0,292 (0,454)	0,293 (0,455)	0,283 (0,451)	0,250 (0,433)	0,255 (0,436)	0,211 (0,408)

Tabla A2

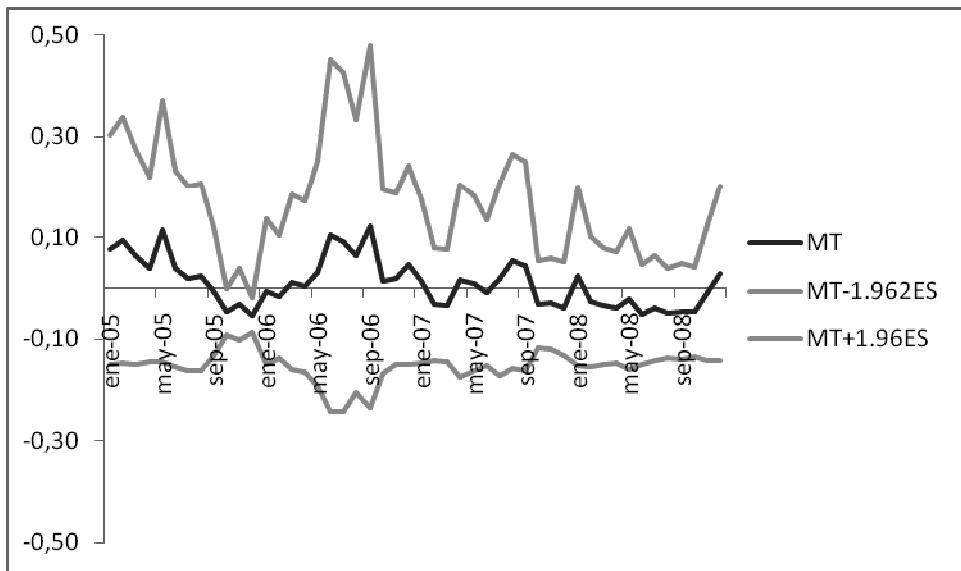
Estadísticos descriptivos de las variables explicativas (años 2006 y 2009)

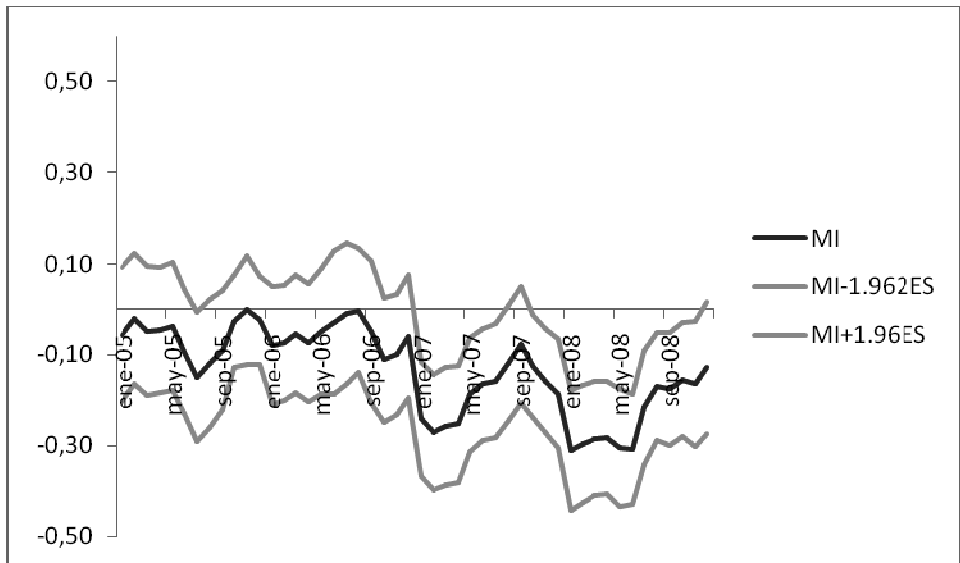
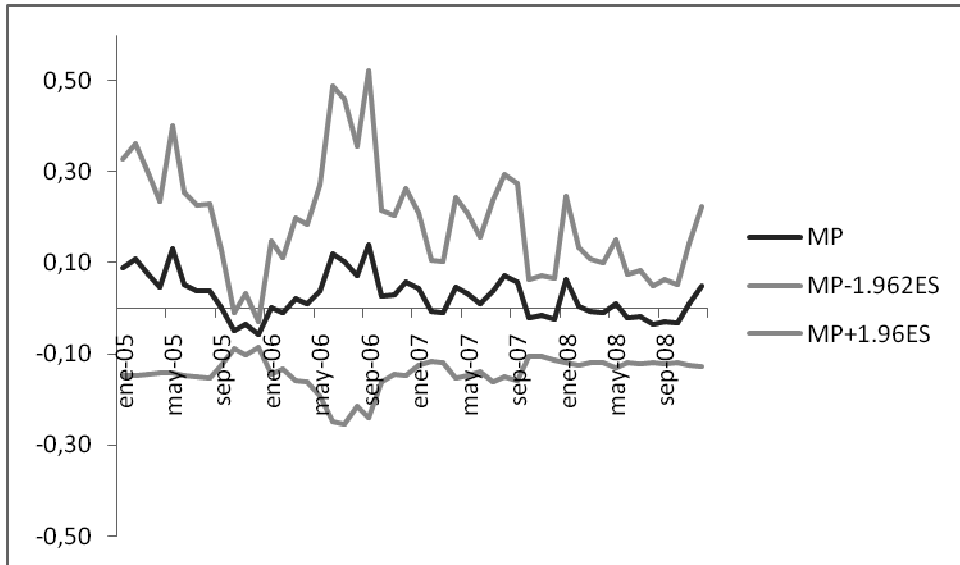
(Conclusión)

	Año 2006			Año 2009		
	Total	Propietarios	Inquilinos	Total	Propietarios	Inquilinos
ANTIG1	0,269 (0,443)	0,217 (0,412)	0,709 (0,454)	0,271 (0,444)	0,207 (0,405)	0,734 (0,442)
ANTIG2	0,244 (0,429)	0,254 (0,435)	0,160 (0,367)	0,230 (0,421)	0,240 (0,427)	0,163 (0,369)
ANTIG3	0,485 (0,499)	0,528 (0,499)	0,129 (0,336)	0,497 (0,500)	0,551 (0,497)	0,102 (0,303)
Nº Obs.	5.785	5.168	617	6.455	5.676	779

Nota: valores medios y entre paréntesis los errores estándar

FIGURA 1





REFERENCIAS

- AAKVIK, A., HECKMAN, J. J., Y VYTLACIL, E. J. (2005), «Estimating treatment effects for discrete outcomes when responses to treatment vary: an application to Norwegian vocational rehabilitation programs», *Journal of Econometrics*, 125, pp. 15-51.
- ALBA, A., ALVAREZ, G. Y CARRASCO, R. (2009), «On the estimation of the effect of labour participation on fertility», *Spanish Economic Review*, 11, pp. 1-22.
- BARCELÓ, C. (2006), «Housing tenure and labour mobility: a comparison across European countries», *Documentos de Trabajo del Banco de España* nº 0603, Madrid.
- BARRIOS, J. A. Y MORALES, B. (2009), «Forma de tenencia de la vivienda y nivel educativo de los hijos en España», *Estudios de Economía Aplicada*, 27, pp. 1-30.
- BARRIOS, J. A. Y RODRÍGUEZ, J. E. (2004), «User cost changes, unemployment and homeownership: evidence from Spain», *Urban Studies*, 41 (3), pp. 563-578.
- BARRIOS, J. A. Y RODRÍGUEZ, J. E. (2005), «Un modelo logit multinomial mixto de tenencia de vivienda», *Revista de Economía Aplicada*, 13 (38), pp. 5-27.
- BARRIOS, J. A. Y RODRÍGUEZ, J. E. (2007), «Housing and urban location decisions in Spain: an econometric analysis with unobserved 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*, 38, pp. 363-377.
- BENTOLILA, S. Y BLANCHARD, O. J. (1990), «Spanish unemployment», *Economic Policy*, 10, pp. 234-281.
- BLANCHFLOWER, D. G. Y OSWALD, A. J. (1994), «The wage curve», MIT Press, Cambridge, MA.
- BÖHEIM, R. Y TAYLOR, M. P. (2002), «Tied down or room to move? Investigating the relationships between housing tenure, employment status and reside», *Scottish JOURNAL OF POLITICAL ECONOMY*, 49 (4), pp. 369-392.
- BOVER, O., MUELLBAUER, J. Y MURPHY, A. (1989), «HOUSE PRICES, WAGES AND THE UK LABOUR MARKET», *OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS*, 51, pp. 97-136.
- BRUNET, C. Y LESUEUR, J. Y. (2009), «Do homeowners stay unemployed longer? A French microeconomic study», en Van Ewijk, C. y Van Leuvenjstein, M. (eds.), *Homeownership and the labour market in Europe*, Oxford University Press, New York, pp. 137-160.
- CARRASCO, R. (2001), «Binary choice with binary endogenous regressors in panel data: estimating the effect of fertility on female labor participation», *Journal of Business and Economic Statistics*, 19 (4), pp. 385-394.

- COULSON, N. E. Y FISHER, L. M. (2002), «Tenure choice and labour market outcomes», *Housing Studies*, 17, pp. 35-49.
- COULSON, N. E. Y FISHER, L. M. (2009), «Housing tenure and labor market impacts: the search goes on», *Journal of Urban Economics*, 65 (3), pp. 252-264.
- DOHMEN, T. J. (2005), «Housing mobility and unemployment», *Regional Science and Urban Economics*, 35, pp. 305-325.
- FLATAU, P., FORBES, M., HENDERSHOTT, P. H. Y WOOD, G. (2003), «Homeownership and unemployment: The roles of leverage and public housing», *NBER Working paper 10021*, Cambridge, MA.
- GARCÍA, C. (2012), «Del pasmo al marasmo: El sector de la construcción y su relación con la crisis del empleo», *Estudios de Economía Aplicada*, de próxima publicación.
- GREEN, R. K. Y HENDERSHOTT, P. H. (2003), «Home ownership and duration of unemployment a test of the Oswald Hypothesis», *CULER working paper 03-07*, University of Wisconsin-Madison.
- HECKMAN, J. J. (1979), «Sample selection bias as a specification error», *Econometrica*, 47 (1), pp. 153-161.
- HECKMAN, J. J., LALONDE, R. J. Y SMITH, J. A. (1999), «The economics and econometrics of active labor programs», en Ashenfelter, O. C. and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics* Vol. 3, North Holland, Amsterdam.
- HECKMAN, J. J., LOCHNER, L. Y TABER, C. (1998), «General equilibrium treatment effects: a study of tuition policy», *American Economic Review*, 88 (2), pp. 381-386.
- HECKMAN, J. J., TOBIAS, J. L. Y VYTLACIL, E. (2003), «Simple estimators for treatment parameters in a latent-variable framework», *The Review of Economics and Statistics*, 85 (3), pp. 748-755.
- HENLEY, A. (1998), «Residential mobility, housing equity and the labour market», *The Economic Journal*, 108, pp. 414-427.
- HUGHES, G. Y MCCORMICK, B. (1987), «Housing markets, unemployment and labour market flexibility in the UK», *European Economic Review*, 31, pp. 615-645.
- IOANNIDES, Y. M. Y LOURY L. D. (2004), «Job information networks, neighborhood effects, and inequality», *Journal of Economic Literature*, XLII, pp. 1056-1093.
- LAYARD, R. N., NICKELL, S. J. Y JACKMAN, R. (1991), «Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market», *Oxford University Press*, Oxford.
- MUNCH, J. R., ROSHOLM, M. Y SVARER, M. (2006), «Are homeowners really more unemployed?», *The Economic Journal*, 116, pp. 991-1013.
- MUNCH, J. R., ROSHOLM, M. Y SVARER, M. (2008), «Home ownership, job duration and wages», *Journal of Urban Economics*, 63, pp. 130-145.

- NICKELL, S. (1998), «Unemployment: questions and some answers», *The Economic Journal*, 108, pp. 802-816.
- O'HIGGINS, N. (1994), «YTS, employment, and sample selection bias», *Oxford Economic Papers*, 46, pp. 605-628.
- OSWALD, A. J. (1996), «A conjecture on the explanation for high unemployment in the industrialized nations: Part I», *Warwick Economics Research Paper*, #475, University of Warwick.
- OSWALD, A. J. (1997), «Theory of homes and jobs», Unpublished manuscript, University of Warwick.
- OSWALD, A. J. (1999), «The housing market and Europe's unemployment: A non technical paper», Unpublished manuscript, University of Warwick.
- PHELPS, E. S. (1994), «Structural slumps: the modern theory of unemployment, interest, and assets», Harvard University Press, Cambridge, MA.
- PISSARIDES, C. A. (2000), «Equilibrium unemployment theory», MIT Press, Cambridge.
- RIVERS, D. Y VUONG, Q. H. (1988), «Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models», *Journal of Econometrics*, 39, pp. 347-366.
- RODRÍGUEZ, J. E. Y BARRIOS, J. A. (2007), «Estimación microeconómica de la tenencia y demanda de vivienda en España según la localización», *Estudios de Economía Aplicada*, 25 (1), pp. 453-484.
- ROUWENDAL, J. Y NIJKAMP, P. (2010), «Homeownership and labour market behaviour: interpreting the evidence», *Environment and Planning A*, 42 (2), pp. 419-433.
- VAN LEUVENJSTEIN, M. Y KONING, P. (2004), «The effect of home-ownership on labor mobility in the Netherlands», *Journal of Urban Economics*, 55, pp. 580-596.
- VAN EWIK, C. AND VAN LEUVENJSTEIN, M. (2009), «Homeownership and the labour market in Europe», *Oxford University Press*, New York.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2010), «Econometric analysis of cross section and panel data», 2ª Ed., *The MIT Press*, Cambridge MA.