

UN MODELO EMPIRICO DE LA EVOLUCION DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA EN ESPAÑA (1976-1991)

Olympia BOVER*

Banco de España

Este trabajo estudia empíricamente los determinantes de los precios de la vivienda en España utilizando datos del período 1976-1991. La ecuación de precios de la vivienda empleada se basa en un modelo teórico intertemporal desarrollado por Poterba (1984) y Meen (1990). Los resultados muestran que el crecimiento de la renta real per cápita ha sido responsable del 70 % del incremento del precio real de la vivienda entre 1985 y 1990. La tasa de rendimiento también tiene un efecto importante, contribuyendo un 20 % al crecimiento observado en los precios de la vivienda. Un resultado robusto es la insensibilidad del precio de la vivienda a variables demográficas.

1. Introducción

Entre 1985 y 1990, los precios de la vivienda en propiedad en España subieron espectacularmente. El precio real de la vivienda en Madrid llegó a subir entre un 110 y un 170 por ciento en este período, según el índice que se utilice. El Gráfico 1 refleja la evolución de los precios reales de las viviendas nuevas en Madrid, durante los últimos años¹. Se aprecia, además del «boom» de la segunda parte de los ochenta, otro, menos intenso, alrededor de 1979 (el de 1979 sería más pronunciado en términos del ratio precio de la vivienda-renta per cápita). Aquellos con buena memoria recordarán que España vivió también, a principios de los setenta, un «boom» importante en los precios de la vivienda (desgraciadamente, parece que no hay ninguna serie completa de estos precios antes de 1976).

¿Por qué se dan estas alzas y bajas considerables? ¿Qué razones rigen la evolución de los precios de la vivienda? En este sentido, es interesante comparar las distintas realidades de otros dos países europeos. En Alemania, los precios de la vivienda responden al crecimiento de la población, de la renta y a factores demográficos (emigración, dinámica de formación de hogares)²: la

* Desearía agradecer los comentarios de M. Arellano, I. Argimón, S. Bentolila, J. M. Bonilla, J. C. Delrieu, J. J. Dolado, J. M. González Páramo, J. C. Jareño, P. L'Hotellerie, C. Mazón, F. Restoy, M. Sebastián, J. Vallés, dos evaluadores anónimos y la ayuda en la obtención de datos de T. Carbajo, J. A. Cuenca y P. Núñez-Lagos.

¹ A partir de los datos de precios de viviendas de promociones nuevas, elaborados por Tecnigrama.

² Para la discusión de las características del mercado de la vivienda en Alemania y en el Reino Unido, nos basamos en Muellbauer (1991). Para información sobre el mercado de la vivienda en otros países, véase Holmans (1990).

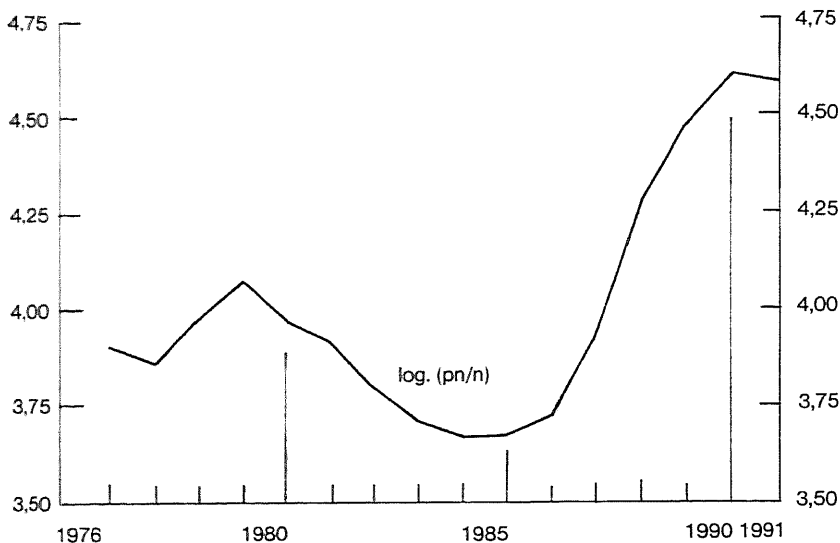


Gráfico 1
Evolución del precio real de la vivienda
(Madrid)

vivienda es básicamente un hogar donde vivir. Por el contrario, en el Reino Unido (R. U.), el motivo inversión es muy importante en la decisión de compra de vivienda, ya que la tasa de rendimiento de la inversión en vivienda ha alcanzado, a veces, el 100 % en un año. En Alemania, el rendimiento del capital vivienda ha sido negativo durante casi la totalidad de los ochenta, y nunca ha experimentado grandes fluctuaciones. Aparte del distinto nivel de los tipos de interés nominales con respecto a la inflación (lo que obedece a criterios que van más allá del mercado de la vivienda), hay importantes diferencias entre los dos países que inciden en este comportamiento [véase Muellbauer (1991) para una descripción detallada]. En primer lugar, hay diferencias fiscales; en el R. U., al igual que en España, el pago de los intereses del préstamo vivienda es deducible (hasta un límite máximo), pero en España (al contrario que en el R. U.) existe un impuesto sobre la propiedad, se grava la renta imputada y la inversión en vivienda es deducible. En segundo lugar, hasta ahora, los intereses de los créditos para compra de vivienda en España eran básicamente fijos, como en Alemania, y últimamente han ido apareciendo préstamos con interés variable, lo que ha sido la norma en el R. U. Los tipos de interés fijos inducen a un comportamiento más contracíclico en el mercado de la vivienda. En tercer lugar, hay diferencias en la relación entre el

préstamo y el valor de la vivienda; esta variable es importante, dada su influencia decisiva en el rendimiento del capital. Una pareja joven inglesa, con un nivel de ahorro mínimo, consigue habitualmente un préstamo hipotecario para adquisición de vivienda, entre un 85 y un 95 % del valor de la misma. Estos niveles de préstamo-valor amplifican enormemente el rendimiento de cualquier inversión en vivienda. Hasta ahora, el caso español se ha asemejado más al alemán: los compradores de primera vivienda, mayores en promedio, han tenido que ahorrar bastante hasta satisfacer los pagos iniciales necesarios. Por último, los costes de transacción, que también inciden a la hora de evaluar los rendimientos de la inversión en vivienda, son más altos en España y Alemania que en el R. U.

Es importante, pues, aclarar hasta qué punto en España la compra de vivienda se rige, sobre todo, por el motivo inversión o por el motivo más básico de consumo de servicios de vivienda. El objetivo de este estudio es ver cuáles son los determinantes de la evolución de los precios de la vivienda en España, y su importancia relativa, para el período 1976-1991.

El conocimiento de estos mecanismos de determinación de los precios de la vivienda es fundamental a la hora de tomar decisiones de política económica, dada la incidencia del mercado de la vivienda sobre el resto de la economía. En primer lugar, es evidente que un elevado precio de la vivienda implica un coste importante en términos de fondos públicos, si se quiere alcanzar el objetivo de toda política de vivienda, que es el de facilitar que cada familia tenga un hogar. Pero el precio de la vivienda puede tener importantes consecuencias en otras áreas de la economía. La caída de la tasa de ahorro observada en los últimos años ha sido, en parte, atribuida, en el caso del R. U., al aumento del consumo por los propietarios que ven incrementada su riqueza, debido al alza de los precios de la vivienda. Este incremento en el consumo también sería responsable, en cierta medida, del empeoramiento del déficit de la balanza de pagos [véase Muellbauer y Murphy (1990, 1991)]. En Bover, Muellbauer y Murphy (1989), se estudian las consecuencias de los precios de la vivienda sobre el mercado laboral. Se muestra cómo, en el R. U., las diferencias regionales en los precios de la vivienda aumentan la presión salarial (a través de una disminución en la movilidad de los trabajadores)^{3, 4}.

El trabajo está organizado de la siguiente forma. En la Sección 2, presentamos un modelo teórico del mercado de la vivienda, que se utiliza para guiar la especificación del modelo estimado en la Sección 3. Los principales resultados y conclusiones del trabajo se comentan en la Sección 4.

³ Llegados a este punto, podría parecer oportuno señalar que España es el país de Europa con menor porcentaje de viviendas en alquiler (entre un 11 y un 15 %, según las fuentes). Pero este dato puede inducir a error, ya que si, por ejemplo, comparamos con el R. U. (un 37 %), hay que tener en cuenta que en el R. U. las viviendas sociales (lo equivalente a viviendas protegidas en España) son de alquiler.

⁴ La influencia del precio de la vivienda sobre el consumo o la movilidad laboral en España es el tema de proyectos en curso.

2. Un modelo intertemporal de vivienda

El marco adecuado para el estudio de la demanda de vivienda es un modelo de elección intertemporal, en el que se tengan en cuenta fenómenos que no se pueden analizar con modelos de un solo período. Por ejemplo, sólo con un modelo intertemporal se puede estudiar la obligación de pagos futuros que supone un crédito, o el efecto de cambios en precios esperados futuros.

En esta sección, presentamos un modelo intertemporal de vivienda, basado en Poterba (1984) y Meen (1990).

2.1. Precio-alquiler

La cantidad deseada de servicios de vivienda (HS^d) de un agente representativo depende básicamente del precio-alquiler real de estos servicios (R) y de la renta real (Y).

$$HS^d = f(R, Y) \quad [1]$$

R es el precio real que los consumidores pagan por el flujo de servicios derivados de una unidad del stock de viviendas en cada período. También se pueden añadir características de los consumidores, concretamente variables demográficas.

Una función de producción relaciona la oferta del flujo de servicios (HS^s) con el stock de viviendas (H), que se supone fijo en el corto plazo

$$HS^s = h(H) \quad [2]$$

El precio-alquiler de equilibrio es el que iguala $HS^d = HS^s$, es decir $R = R(H, Y)$, el valor marginal de los servicios de vivienda que el individuo consumirá hasta igualarlo con coste marginal.

2.2. Coste de uso del capital

Supongamos que hay dos bienes: servicios de vivienda (que se suponen proporcionales al stock de vivienda) y un bien de consumo compuesto (C). Suponiendo una tasa de descuento real ρ , los individuos maximizan su función de utilidad intertemporal

$$\int_0^{\infty} e^{-\rho t} \mu(H, C) dt \quad [3]$$

donde μ es la utilidad de cada período que depende de H y C , sujetos a la restricción presupuestaria de flujo (o período a período):

$$C + S + PVX = (1 - \Theta)Y + (1 - \Theta)IA \quad [4]$$

en donde

S = ahorro real

Θ = tipo impositivo medio

Y = renta real

A = activos en términos reales

X = nueva adquisición de vivienda

PV = precio relativo de la vivienda

i = tipo de interés nominal

La maximización está también sujeta a restricciones técnicas que describen la evolución del stock de activos a lo largo del tiempo

$$\dot{H} = X - \delta H \quad [5]$$

$$\dot{A} = S - \pi A \quad [6]$$

en donde un punto sobre una variable representa la derivada con respecto al tiempo, δ es la tasa de depreciación del stock de vivienda y π es la tasa de inflación general. Nótese que, si a la restricción presupuestaria [4] y a las restricciones técnicas [5] y [6] añadimos la condición adicional de «no Ponzi-game» (según la cual el individuo no puede tomar préstamos indefinidamente para financiar el pago de los intereses y el principal de su deuda), obtenemos una restricción presupuestaria intertemporal.

A partir de las condiciones de primer orden, se obtiene que la tasa marginal de sustitución (μ_h/μ_c) entre vivienda y el bien de consumo compuesto es

$$\frac{\mu_h}{\mu_c} = PV[(1 - \Theta)i - \pi_{NV} + \delta] \quad [7]$$

en donde la tasa de inflación del precio nominal de la vivienda (π_{NV}) es la suma de la tasa de inflación general (π) y la tasa de inflación del precio real de la vivienda.

Una limitación importante de este análisis es que supone que los mercados de capitales son perfectos. Vamos a ver cómo se puede relajar este supuesto. Por un lado, si suponemos que el coste del préstamo (i_p) es distinto del coste de oportunidad de los fondos (i_o), se puede demostrar que el tipo de interés de la ecuación [7] es una media ponderada de los dos tipos, es decir,

$$\frac{\mu_h}{\mu_c} = PV \{ (1 - \Theta) [Li_p + (1 - L)i_o] - \pi_{NV} + \delta \} \quad [8]$$

en donde L es el ratio préstamo-valor de la vivienda.

Por otro lado, si suponemos que la restricción de crédito limita el volumen total prestado, Meen (1990) demuestra que [7] puede escribirse como

$$\frac{\mu_h}{\mu_c} = PV \left[(1 - \Theta) i_p - \pi_{NV} + \delta + \frac{\lambda}{\mu_c} \right] \quad [9]$$

en donde i_p es el tipo de interés del préstamo y λ es el precio sombra de la restricción crediticia. En períodos de racionamiento de crédito, el coste de uso aumenta en λ/μ_c , que es el ratio del precio sombra de la restricción (λ), dividido por la utilidad marginal del bien de consumo compuesto.

En estos casos, la restricción presupuestaria desglosa activos financieros netos A entre activos brutos y saldo de préstamos.

Finalmente, dado el período muestral analizado en este trabajo, puede tener interés incorporar explícitamente en el modelo agentes que consideran la compra de vivienda como una forma de introducir dinero negro en la economía. Para estos agentes el coste de oportunidad de dichos fondos es nulo, por lo cual la tasa marginal de sustitución [7] es

$$\frac{\mu_h}{\mu_c} = PV [\delta - \pi_{NV}]$$

2.3. Condición de equilibrio del mercado de activos

Los propietarios de su vivienda igualan coste marginal con beneficio marginal de los servicios de vivienda

$$R = \omega PV \quad [10]$$

en donde $\omega = (\mu_h/\mu_c)/PV$. Esta es la relación básica de equilibrio en el mercado de activos. Para estudiar la evolución de los precios de la vivienda a lo largo del tiempo, escribimos esta condición como

$$P\dot{V} = \omega PV - R \quad [11]$$

Cuando $P\dot{V} = 0$, los inversores no esperan ganancias de capital, y el precio del activo vivienda se ajusta hasta inducir a los agentes a tener voluntariamente el stock de vivienda existente en sus carteras de activos.

2.4. Mercado de vivienda de nueva construcción

Se supone una industria de la construcción perfectamente competitiva, en que la oferta es una función creciente de su precio

$$I = \psi(PV) \quad [12]$$

Combinando la función de oferta bruta $\psi(PV)$ con la identidad contable para la variación neta en el stock de viviendas H , obtenemos la siguiente expresión para la oferta neta

$$\dot{H} = I - \delta H = \psi(PV) - \delta H \quad [13]$$

Las ecuaciones [11] y [13] son las que nos permiten entender la dinámica del mercado de la vivienda y se pueden representar en el diagrama de fase habitual (Gráfico 2). En estado estacionario, H y PV son constantes. Las flechas indican la dinámica del mercado cuando está fuera del estado est

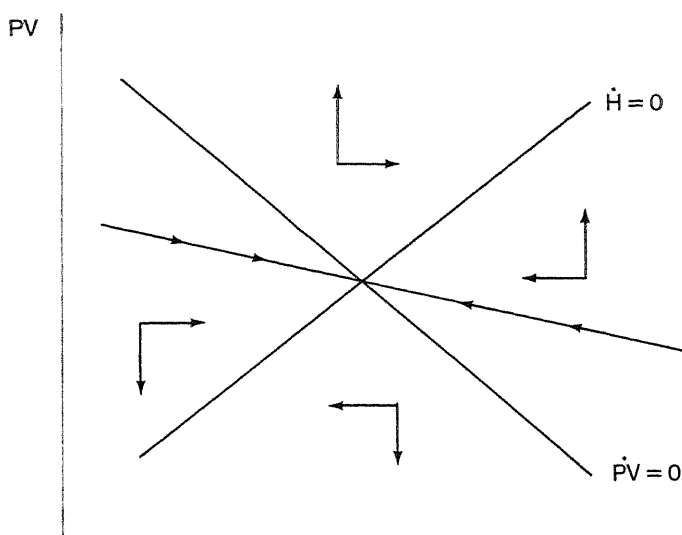


Gráfico 2

3. Especificación empírica de un modelo de determinación de precios de la vivienda

3.1. Especificación básica

La base de nuestro modelo empírico es una aproximación discreta a la ecuación de equilibrio [10]. En logaritmos tenemos para el período t

$$\log PV_t = \log R_t - \log \omega_t \quad [14]$$

Nótese que R_t es conceptualmente inobservable. Como explica Meen (1990), la división del mercado de la vivienda en dos —uno relativo a los servicios

vivienda y otro relativo a la vivienda como un activo— es artificial, y, por tanto, R_t no corresponde a ningún tipo de datos de alquileres o alquileres imputados. Seguiremos la práctica general de substituir R_t por las variables que (hipotéticamente) lo determinan utilizando una especificación lineal logarítmica (a partir de la ecuación de forma reducida implicada por el equilibrio en el mercado de servicios de vivienda).

Para la especificación de los componentes de ω_t , tendremos en cuenta que los mercados de capitales no son perfectos. En particular, supondremos que el coste del préstamo es distinto del coste de oportunidad (ecuación [8]). También aproximaremos λ/μ_c por medio de una variable crediticia, en un intento de captar los efectos del racionamiento del crédito y de la liberalización del mercado hipotecario a principios de los ochenta. Nótese que λ/μ_c , que no es directamente observable, impide teóricamente que ω_t sea negativo. En la práctica, dado que se añade a la ecuación una aproximación para λ/μ_c que no aparece de forma restringida junto a los otros componentes de ω_t , la parte observable de ω_t es negativa para gran parte del período muestral (por lo cual utilizaremos el nivel y no el logaritmo de ésta). Por último, señalaremos que, dado que se puede suponer que la tasa de depreciación de la vivienda, δ , no varía a lo largo del tiempo, queda recogida por el término constante.

Con todas estas consideraciones, el modelo empírico básico es

$$\begin{aligned} \log PV_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \log Y_t + \alpha_2 \log H_t + \\ & + \beta_1 \{ \pi_{NV_t} - (1 - \Theta_t) [L_t i_{\mu_t} + (1 - L_t) i_{ot}] \} + u_t \end{aligned} \quad [15]$$

La perturbación, u_t , recoge errores de medida consecuencia de las diversas aproximaciones empíricas que hemos adoptado, principalmente al aproximar la serie de precios de vivienda en España por la de Madrid.

3.2. Datos

Como iremos viendo a lo largo de esta sección, la escasez de datos ha influido de forma importante en la estrategia seguida en el análisis empírico.

- a) En primer lugar, tenemos que hablar de los datos utilizados sobre precios de vivienda. La serie adoptada es una serie anual de precios de viviendas nuevas (promoción privada) en Madrid, que se utiliza como aproximación a los precios de la vivienda a nivel nacional. Se ha elegido esta serie por ser la más larga disponible, ya que empieza en 1976. La correlación entre el precio de la vivienda en Madrid y alrededores, y el precio de la vivienda a nivel nacional para los años en que la comparación es posible, es de 0.97 en niveles, y de 0.75 en primeras diferencias. Estas correlaciones se han calculado utilizando datos trimestrales confeccionados por el MOPT para el período 1987-1990. En el Apéndice 1 se comentan las limitaciones de la serie empleada y se describen los datos existentes en España sobre precios de vivienda. Nuestro período muestral máximo es de 1976 a 1991. La

variable dependiente (representada en el Gráfico 1) es el logaritmo del precio *relativo* de la vivienda, $\log(PN/P)$, donde P es el deflactor del consumo.

Las otras variables que aparecen en la ecuación son las siguientes (véase el Apéndice 2 para una descripción más pormenorizada de los datos, fuentes y supuestos realizados):

- b) La renta per cápita disponible real de familias, en logaritmos y retardada un período para evitar posibles problemas de simultaneidad, $\log(YD/P*POB)_{-1}$
- c) La tasa de rendimiento en vivienda, que se define como

$$B_t = \frac{\Delta \log PN_t - (1 - \Theta_t)[L_t i_{pt} + (1 - L_t) i_{ot}]}{(1 - L_t)} \quad [16]$$

donde L es la relación préstamo-valor. No existe información estadística sobre su variación a lo largo del tiempo. Se supondrá [véase información en Levenfeld (1988)] que un 20 % del precio de la vivienda es pagado al contado por los compradores y un 80 % se financia mediante créditos. A final de los años ochenta, este 80 % es, casi en su totalidad, crédito hipotecario, mientras que anteriormente había una parte importante de crédito personal o crédito por el vendedor, pero no es posible distinguir entre estas dos fuentes. Por tanto, para todo el período muestral, $L = 0.8$. Para i_p e i_o se utilizan el tipo del crédito total y el tipo de depósitos a plazo, respectivamente [facilitados por Cuenca (1991)]. Se considera que el tipo alternativo es el de una libreta de depósito a plazo, que ha sido hasta ahora la forma más corriente de ahorro líquido. En cuanto a Θ —el tipo impositivo—, es difícil la agregación, dada la diversidad de los tipos impositivos marginales de los individuos. Utilizaremos el tipo medio efectivo del IRPF. La tasa de rendimiento en vivienda también se considerará retardada un período.

- d) La medida del stock de vivienda utilizada es $\log(HS_{-1}/POB)$ en donde HS es el stock de viviendas. Aquí sería necesario ponderar el stock de vivienda por la proporción de las que son de protección oficial. Esto se debe a que la influencia sobre el precio de la vivienda no será la misma si se incrementa el stock de viviendas con la construcción de viviendas de protección oficial, que si se lleva a cabo con viviendas libres. Desgraciadamente, no ha sido posible obtener la proporción de viviendas de protección oficial para todo el período muestral (véase Apéndice 2).

Otras variables que también se consideran son las siguientes:

- e) λ/μ_t . Una aproximación frecuentemente utilizada en la literatura para intentar captar la importancia de las restricciones de crédito es el saldo del crédito de vivienda libre (SC). En el Apéndice 2 se explica con más detalle la construcción de esta serie pero hay que resaltar aquí que la serie correspondiente a las Cajas de Ahorros no es satisfactoria y presenta importantes errores de medida.

- f) Como ya hemos indicado al describir el modelo teórico, un posible determinante de la demanda de servicios de vivienda es la proporción de la población en edad de formar hogares, como, por ejemplo, la proporción de la población entre 20 y 34 años, $\log(POB2034/POB)$.

3.3. Estimaciones

El modelo estimado básico que nos sugiere la teoría aparece en la columna 1 del Cuadro 1. Debido a que algunas de las variables no están todavía disponibles para 1991, y a los retardos utilizados, el período muestral de las estimaciones del Cuadro 1 es 1978-1990. De acuerdo con estas estimaciones, la renta real per cápita y la tasa de rendimiento del activo vivienda son importantes determinantes del precio real de la vivienda. Sus coeficientes son significativos y acordes con resultados obtenidos para otros países. En la Sección siguiente, se analizan las implicaciones de estos resultados. El stock retardado de vivienda per cápita no tiene un efecto significativo sobre el precio real de la vivienda, según estas estimaciones. Este resultado (sorprendente) podría tener su explicación en la heterogeneidad de la variable de stock disponible (viviendas protegidas y libres) y también en las extrapolaciones hechas para obtener una serie anual de stock de viviendas. En la segunda columna, se introduce en la ecuación el saldo del crédito vivienda, para intentar captar los posibles efectos de restricciones crediticias (λ/μ). Tampoco es significativo $\log(SC/YD)$, pero de nuevo esto puede ser debido a los importantes errores de medida en los que inevitablemente se incurre al construir una serie de saldo de crédito para adquisición de vivienda libre. Finalmente, exploramos el posible efecto de variables demográficas en la columna 3, sin hallar ninguno significativo. Muchos autores han resaltado la importancia de estos efectos [véase, por ejemplo, Mankiw y Weil (1988)].

Vale la pena detenerse sobre la posible influencia de variables demográficas del tipo $\log(POB2034/POB)$, ya que, de demostrarse su importancia sobre la demanda de servicios de vivienda, contaríamos con un indicador muy adelantado de la futura demanda. Y, en efecto, si estimamos el modelo (de la columna 3) sin incluir la renta real per cápita, el efecto de la variable demográfica es significativamente positivo, pero el estadístico de Durbin Watson (= 1.47) nos indica autocorrelación residual que anteriormente había sido captada por la renta real per cápita.

En las columnas 4 y 5, se estima el modelo básico que incluye la renta real per cápita y la medida del rendimiento del capital (retardados), con la diferencia de que en la columna 5 el rendimiento no se ajusta por impuestos. Los resultados de ambas estimaciones son prácticamente idénticos⁵, pero la ventaja

⁵ Esto no significa que el sistema impositivo no sea relevante en el cálculo del rendimiento del capital vivienda sino que el ajuste por impuestos que es posible hacer con nuestros datos es demasiado agregado (nótese que el tipo medio efectivo no ha variado sustancialmente a lo largo del período muestral utilizado) y no capta la incidencia del tratamiento fiscal de la compra de vivienda. La valoración de dicha influencia tendría que hacerse utilizando datos de observaciones individuales (que captan la distinta incidencia según los niveles de renta) repetidas a lo largo del tiempo.

La regresión ajusta bien con sólo dos variables (más una constante), y, dado el pequeño número de observaciones, esto es especialmente importante. El valor del estadístico DW nos indica ausencia de autocorrelación en los residuos (a pesar de que, dada la presencia de dos variables predeterminadas, su distribución no es la de las tablas habituales). En efecto, el coeficiente de autocorrelación de los residuos es -0.12 ($t = 0.37$) y nos muestra que no queda dinámica en los residuos susceptible de modelización. Con posterioridad a la estimación de la ecuación [17], se dio a conocer el dato correspondiente a los precios de la vivienda en Madrid en el primer semestre de 1992. Con esta nueva observación se lleva a cabo un contraste de predicción fuera de la muestra. El resultado es que el valor observado de la variable endógena está contenido en el intervalo de predicción del 95 %.

Para comprobar hasta qué punto los resultados obtenidos son robustos, y dada la ya mencionada escasez de series alternativas de precios de la vivienda lo suficientemente largas, se han utilizado datos de precios de la vivienda para las 17 Comunidades Autónomas, confeccionados por el Ministerio de Obras Públicas y Transportes, y disponibles para el periodo 1988-1991⁶. El efecto más relevante a contrastar es el de la renta, dado que los tipos de interés no varían para las distintas comunidades. Como disponemos de observaciones repetidas para cada Comunidad, podemos estimar el efecto renta permitiendo la existencia de un efecto específico para cada Comunidad que recoja sus características propias que no cambian durante el periodo muestral. La estimación intragrupos de la elasticidad renta es 1.76 ($t = 10.5$). Esto es, se mantiene el hallazgo de una fuerte relación positiva entre el precio de la vivienda y la renta. El resultado es consistente con nuestras estimaciones con datos agregados sobre todo si tenemos en cuenta que durante el periodo útil de la muestra, 1989-1991, se produce un cambio de tendencia en los precios de la vivienda y dichos cambios son siempre difíciles de captar. Además no siempre se puede esperar efectos similares a partir de series temporales o de cortes transversales, sobre todo si se analizan fenómenos intertemporales. La estimación intragrupos del coeficiente de la tasa de rendimiento es 0.07 ($t = 3.2$), también acorde con nuestros resultados anteriores.

Otros estudios en los que se modeliza el precio de la vivienda parten de un modelo derivado como forma reducida de ecuaciones de oferta y demanda de vivienda [véanse, por ejemplo, Hendry (1984) y Nellis y Longbottom (1981)]. En ellos aparece de forma significativa la influencia de una serie de variables que no están presentes en nuestro modelo. Para contrastar nuestro modelo, vamos a ir añadiendo estas variables a la especificación de la columna 5 (Cuadro 1), de una en una, dado el poco número de observaciones de que disponemos. El Cuadro 2 presenta los resultados.

En la primera columna del Cuadro 2, se incluye la tasa de rendimiento retardada al cubo (B_{-3}^*). Hendry (1984) subraya la importancia de la misma, en un intento de medir la «fiebre» especulativa que se apodera de los agentes en

⁶ Agradezco a un evaluador anónimo esta sugerencia así como el haberme proporcionado los datos necesarios.

CUADRO 2
Período muestral 1978-1990

$\log (PN/P)$	1	2	3	4	5
Constante	42.871 (12.27)	43.859 (10.88)	41.329 (10.78)	43.064 (10.23)	42.728 (9.43)
$\left[\frac{\Delta \log PN - (0.8i_p + 0.2i_s)}{0.2} \right]_{-1} = B_{-1}^*$	0.088 (1.90)	0.069 (1.42)	0.114 (2.36)	0.083 (2.10)	0.086 (2.12)
$\log (YD/P^*POB)_{-1}$	4.797 (11.15)	4.910 (10.07)	4.757 (11.41)	4.763 (7.73)	4.777 (8.11)
B_{-1}^{**}	-0.004 (0.10)	—	—	—	—
$(i_p)_{-1}$	—	-0.459 (0.47)	—	—	—
$\log (COC/P)$	—	—	0.321 (0.84)	—	—
$\log (VIT/POB)$	—	—	—	0.043 (0.78)	—
$\log (CATE/P^*POB)$	—	—	—	—	0.002 (0.05)
DW	2.09	2.13	2.13	2.10	2.10
R^2 ajustado	0.973	0.974	0.975	0.973	0.973
Error estándar de la regresión	0.050	0.049	0.048	0.050	0.050

Método de estimación: mínimos cuadrados ordinarios.
t-ratios entre paréntesis.

períodos de importantes ganancias (o pérdidas) de capital, debido a la posesión de vivienda.

La literatura teórica no es concluyente sobre si se tiene que usar el tipo de interés nominal o el tipo de interés real. En épocas de inflación esperada alta, los tipos nominales aumentan, y, aunque el valor presente de los pagos reales no se ve alterado, puede ocasionar problemas en los primeros años de devolución del préstamo, ya que el incremento en los pagos nominales será seguramente mayor que cualquier aumento en la renta nominal [véanse Kearl (1979), Schwab (1982) y Meen (1990), entre otros]. Para intentar captar un efecto del tipo nominal, en la columna 2 (Cuadro 2) añadimos $(i_p)_{-1}$ a nuestra especificación.

En las columnas 3 y 4 (Cuadro 2), introducimos variables que, según Ericsson y Hendry (1985) [véase también Dicks (1990)], tienen importancia cuando se

modeliza el precio de vivienda nueva. Estas variables son los costes de construcción y el número total de viviendas en construcción [en concreto, el logaritmo de los costes reales de construcción en materiales y energía, $\log(COC/P)$, y el logaritmo del número de viviendas en construcción dividido por la población, $\log(VIT/POB)$].

Ninguna de estas variables es significativa en nuestra ecuación.

CUADRO 3
Período muestral 1978-1991

$\log(PN/P)$	Dinero negro	Financiación propia
Constante	33.532 (13.34)	33.186 (12.65)
$[\Delta \log PN - i_n]_{-1}$	0.788 (4.52)	—
$\Delta \log PN_{-1}$	—	0.866 (4.38)
$\log(YD/P*POB)_{-1}$	3.651 (11.79)	3.619 (11.25)
DW	2.07	2.18
R^2 ajustado	0.964	0.963
Error estándar de la regresión	0.063	0.065

Método de estimación: mínimos cuadrados ordinarios.
 t -ratios entre paréntesis.

Por último, en el caso español se ha argumentado a menudo que parte del aumento de los precios de la vivienda, desde 1985, se debió a la entrada masiva de dinero negro en el mercado inmobiliario, tras la Ley de Régimen Fiscal de Determinados Activos Financieros de 1985. Como se vio en la sección 2.2, para los agentes que consideran la compra de vivienda como una forma de introducir dinero negro, la tasa de rendimiento de la inversión es la tasa de inflación nominal del precio de la vivienda. El problema es que desconocemos la proporción de agentes en dicha situación. La solución adoptada ha sido estimar la ecuación para distintos tipos de agentes y comparar los resultados. En la ecuación [17] para calcular la tasa de rendimiento hemos supuesto que los agentes recurren al préstamo el máximo. En el Cuadro 3, columnas 1 y 2, se consideran los siguientes casos:

- a) cuando los agentes son introductores de dinero negro.
- b) cuando los agentes adquieren la vivienda sin recurso al préstamo, con financiación propia.

En el Gráfico 3 se puede ver la evolución de las tasas de rendimiento para los distintos casos. Si comparamos los resultados para los tres tipos de agentes vemos que la elasticidad renta es muy estable y que, para los tres casos, la tasa de rendimiento es en conjunto (es decir teniendo en cuenta la variación de la variable de rendimiento en cada caso) responsable de alrededor de un 18 % del incremento del precio de la vivienda en la segunda parte de los ochenta. Finalmente, en un intento *ad hoc* de captar en qué medida se produjo entrada de dinero negro tras la ley de 1985, hemos introducido (columna 5, Cuadro 2) una variable que mide la cantidad de dinero atesorada real per cápita [construida en Jareño y Delrieu (1991)].

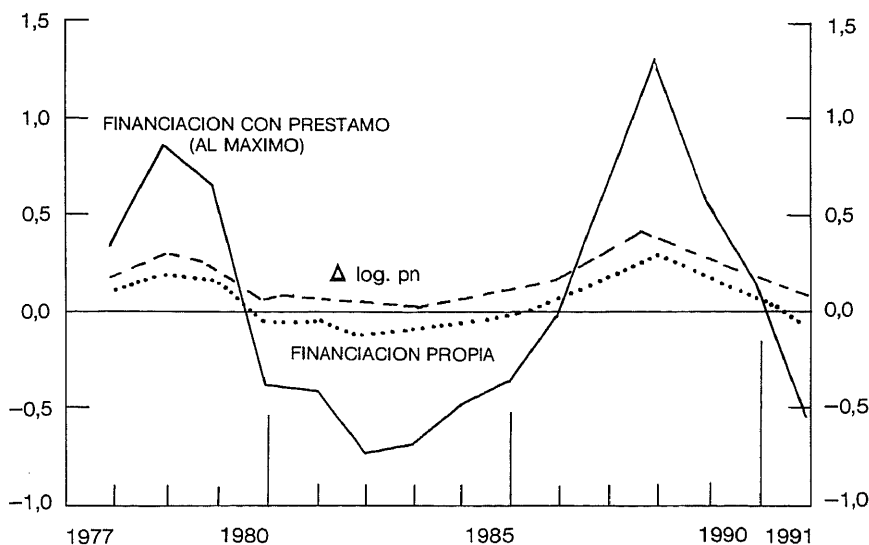


Gráfico 3
Tasas de rendimiento vivienda en propiedad
(sin ajuste impositivo)

4. Resultados y conclusiones

En esta sección explicamos los resultados del modelo para precios de la vivienda que hemos obtenido [ecuación (17)], aunque se ha de tener en cuenta que, con el período muestral disponible, se ha captado sólo el «boom» de los precios de la segunda parte de los ochenta y el más reducido de finales de los setenta.

La ecuación [17] muestra que la renta real, con una elasticidad de $\epsilon = 3.7$, tiene una gran influencia sobre el precio real de la vivienda. Esta elasticidad está en línea con estimaciones obtenidas para el Reino Unido [Meen (1990)]

$\epsilon = 3.00$, Muellbauer y Murphy (1991) $\epsilon = 2.6$, Hendry (1984) $\epsilon = 3.65$]⁷. Nótese que, dado que estos dos últimos estudios condicionan sus ecuaciones en el saldo de crédito y que éste está positivamente correlacionado con la renta real, esperamos encontrar una elasticidad mayor en nuestro modelo [Meen (1990)]. La magnitud del efecto del rendimiento es similar también a la de Muellbauer y Murphy (1991), que son los únicos en incluir una variable de este estilo, aunque otros autores consideran, de manera no restringida, tipo de interés e inflación de precios de vivienda. Este efecto nos muestra la importancia del motivo inversión en la compra de vivienda. En el Gráfico 3, se ve entre otras la evolución de la tasa de rendimiento del capital vivienda para un agente que compra una vivienda con un 80 % del valor financiado por un préstamo. Esta serie no tiene en cuenta el tratamiento fiscal de la vivienda, con lo cual el rendimiento efectivo sería mayor.

Estos resultados nos muestran que el crecimiento de la renta, que determina la evolución del precio de la vivienda a medio plazo, ha sido responsable de

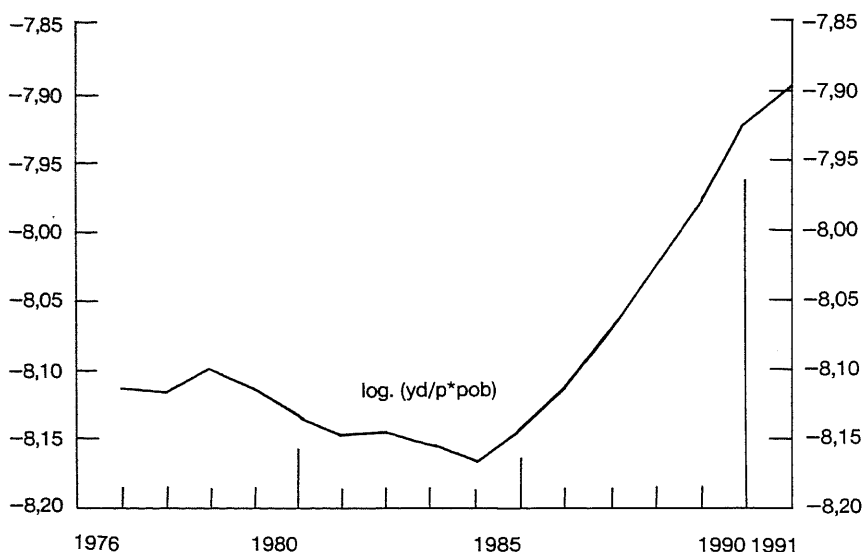


Gráfico 4
Evolución de la renta real per cápita

⁷ Se puede ver fácilmente que, dado que Muellbauer y Murphy (1991) utilizan $\log(PN*POB/YD)$ como variable dependiente, hemos sumado uno a su elasticidad para hacerla comparable con la nuestra. El mismo tipo de argumento se aplica a la elasticidad de Hendry (1984), aunque de forma aproximada, porque en su estudio normaliza por stock de viviendas y no por población.

más del 70 % del incremento del precio real de la vivienda entre 1985 y 1990 (véase Gráfico 4). Probablemente, parte de este efecto es atribuible a la mejora de las condiciones crediticias para el mercado de la vivienda, debidas al desarrollo del mercado hipotecario y al consiguiente aumento en la capacidad de endeudamiento de los agentes, a pesar de que no hemos podido captar tal efecto con los datos de saldo de crédito disponibles. A corto plazo, hemos encontrado que la evolución de la tasa de rendimiento y, en particular, los tipos de interés, son fundamentales para explicar la evolución de los precios de la vivienda. Una incógnita que queda por despejar es el papel del stock de vivienda. El incremento en la demanda de servicios-vivienda creados por un importante aumento de la renta per cápita y por la elevada tasa de rendimiento, puede haber sido agravado por una oferta de stock de viviendas insuficiente. No hemos encontrado evidencia de ello con los datos disponibles, pero éstos son pocos y demasiado agregados. Lo que sí es un resultado robusto es la sorprendente insensibilidad del precio de la vivienda ante todo tipo de variables demográficas, corroborando la importancia de la inversión como motivo de compra.

Para finalizar, como perspectiva para el futuro, diremos que los niveles actuales de renta per cápita han elevado, a medio plazo, el precio real de la vivienda. Sin embargo, dada la tasa de rendimiento negativa actual en la compra de vivienda como inversión, el mercado de la vivienda, en el corto plazo, seguirá deprimido por algún tiempo.

Apéndice 1: Datos sobre precios de vivienda en España

Un problema importante con el que nos encontramos a la hora de modelizar la evolución de los precios de la vivienda es la inexistencia de series suficientemente largas en el tiempo. En concreto, no parece existir ninguna serie continuada que empiece antes de 1975.

La serie que hemos utilizado para este estudio es una serie sobre precios de promociones nuevas en Madrid, elaborada por Tecnigrama, y que se realiza mediante el método de compra simulada. La elección de esta serie se debe principalmente a que está disponible desde 1976. Lógicamente, preferiríamos una serie a nivel nacional, con información tanto de vivienda nueva como usada, pero esto sólo está disponible a partir de 1985 ó 1987 (como detallaremos más adelante, cuando citemos las series existentes). Se puede argumentar que se considera Madrid como una aproximación sujeta a error de medida, y, en cuanto a la diferencia entre vivienda nueva o usada, diremos que, al modelizar la evolución del precio de la primera, tendremos en cuenta factores que puedan afectarla específicamente.

Sin embargo, vale la pena resaltar unos problemas menos obvios compartidos por todas las series sobre precios de vivienda existentes en España. Las series disponibles se refieren al precio por metro cuadrado para tener en cuenta las

diferencias en el tamaño de las viviendas. Pero los precios no aumentan proporcionalmente al tamaño, con lo cual, utilizando precio por metro cuadrado, se sesgan al alza los precios de la vivienda cuando las superficies disminuyen (y viceversa). Esto nos lleva al problema más general de falta de ajuste por composición y características de las estadísticas sobre precios de vivienda. Cambios en los precios medios de la vivienda a lo largo del tiempo reflejan movimientos de precios propiamente dichos, pero también reflejan cambios en la composición y calidad de las viviendas. Tenemos que separar estos movimientos (sobre este tema, véanse, por ejemplo, Fleming y Nellis (1981, 1985)). No podemos comparar el precio de las viviendas a la venta hoy en día (que pueden incluir mejoras como, por ejemplo, garaje, aire acondicionado, instalaciones colectivas, etc.) con el precio de las viviendas quince años atrás (que no poseían estas comodidades) sin estandarizar según las características, porque estaríamos sobrestimando el incremento del precio. Por otro lado, a lo largo del tiempo va cambiando la composición de las viviendas en venta. Si, por ejemplo, aumenta la importancia relativa de viviendas más baratas (como viviendas en barrios más periféricos), estaremos subvalorando el aumento de precios si no tenemos en cuenta la composición. Evidentemente, todo esto no constituye un problema, si estamos interesados en el nivel de precios y no en sus cambios a lo largo del tiempo. En este estudio estimamos que, dado que los precios se refieren a vivienda nueva y que la evolución de precios se estudia para un período relativamente corto, no es necesario hacer correcciones *ad hoc* para tener en cuenta el cambio cualitativo. Sin embargo, habrá que abordar esta cuestión en la confección de estadísticas de precios de la vivienda en España, si queremos que dentro de unos años, cuando tengamos observaciones para un largo período, las series reflejen realmente cambios en precios.

A continuación, mencionaremos brevemente fuentes existentes de datos de vivienda (no de protección oficial), sin entrar en la metodología o representatividad de cada serie.

- a) El Ministerio de Obras Públicas y Transportes tiene unos datos provisionales a partir de 1987. Son datos trimestrales, tanto de carácter nacional como por Comunidades Autónomas. Se construyen a partir de las fichas de los tasadores (de un número creciente de entidades de crédito) e incluyen tanto vivienda nueva como usada, pero no vivienda protegida.
- b) El Banco Hipotecario publica, desde el cuarto trimestre de 1985, una serie de precios de vivienda libre nueva de ámbito nacional, y por Comunidades a partir del primer trimestre de 1987, sobre la base de sus tasaciones.
- c) Algunas de las sociedades de tasación elaboran series de precios de vivienda, pero, en general, a partir de bien entrados los años ochenta. Es de destacar aquí la Sociedad de Tasación que, prolongando los datos de la Sociedad que empiezan en 1985, posee datos desde 1979 elaborados personalmente por su Director General. Son datos anuales de viviendas de calidad estándar en Madrid.

- d) El Ayuntamiento de Barcelona ha publicado recientemente (3.^{er} trimestre 1991) una serie de precios mensuales, a partir de enero de 1975 y hasta mayo de 1991. Son precios de oferta aparecidos en la prensa, referidos a viviendas de segunda mano.
- e) Diversas sociedades de marketing inmobiliario también confeccionan datos propios sobre precios de la vivienda. En concreto, y como ya hemos comentado, Tecnigrama elabora una serie de precios de vivienda desde 1976 para Madrid (promociones nuevas) y desde finales de los ochenta para otras ciudades españolas. TCI (Técnicos Consultores de Inversiones) posee también precios de viviendas de promociones nuevas para Madrid desde 1979.
- f) Por último, para el periodo 1960-1974 existen datos sobre precio medio, mediana del precio, precio medio por metro cuadrado y mediana del precio por metro cuadrado para el área metropolitana de Madrid. Estos datos fueron elaborados tomando como base una encuesta realizada por CETA en 1974 para COPLACO. En la muestra hay viviendas libres y protegidas.

Apéndice 2: Fuentes estadísticas y definición de las variables

<i>CATE</i>	Cantidad de dinero atesorado. Construido sobre la base de la vida media de las diferentes denominaciones. Fuente: Jareño y Delrieu (1991).
<i>COC</i>	Índice de coste de la construcción, materiales y energía. Fuente: Confederación Nacional de la Construcción.
<i>HS</i>	Stock de viviendas ocupadas principales. Extrapolaciones a partir de los datos de los Censos de Vivienda de 1970, 1981 (INE), de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1985, y de la Encuesta de Alquileres del MOPU de 1989. En cuanto a datos de la proporción de viviendas de renta protegida sobre el total del stock, sólo hemos podido obtener datos anuales para 1980-81 y de 1985 en adelante, a través de la Encuesta de presupuestos Familiares (INE). Estos datos se refieren a número de hogares.
i_p	Tipo de crédito total. Incluye, ponderando por los saldos según los plazos, crédito hipotecario, descuento comercial, y préstamos y crédito. Fuente: Cuenca (1991).
i_o	Tipo de depósitos a plazo. Fuente: Cuenca (1991).
<i>L</i>	Ratio préstamo-valor. No existe información estadística de su variación a lo largo del tiempo. Se supone $L = 0.8$ para el período estudiado. Ver Levenfeld (1988).

- P* Deflactor del consumo. Fuente: Corrales y Taguas (1989).
- POB* Población Total (Contabilidad Nacional, base 1980). Fuente: INE.
- POB2034* Población total de 20 a 34 años. Fuente: Encuesta de Población Activa (INE).
- PN* Precio nominal de la vivienda (por metro cuadrado), promociones nuevas, Madrid. Fuente: Tecnigrama.
- SC* Idealmente, lo que queremos aquí es una medida del saldo del crédito a personas físicas para adquisición de vivienda en el mercado libre. A continuación, detallamos los datos utilizados para las distintas entidades crediticias.
- a) Banca Privada: A partir de 1983, se utiliza la serie de «Crédito a personas físicas para adquisición de vivienda» (Fuente: Boletín Estadístico del Banco de España). Se supone que, casi en su totalidad, se trata de créditos libres. Para antes de 1983, se utiliza la serie «Distribución del crédito bancario por actividades. A personas» (Fuente: Banco de España), multiplicada por 9 % que se supone que es la parte destinada a adquisición de vivienda.
 - b) Cajas de Ahorros: De 1972 a 1981, se utilizan las partidas de créditos hipotecarios y personales (vivienda) del «Informe Estadístico y Análisis de Gestión» de la Confederación Española de Cajas de Ahorros, con un ajuste para tener en cuenta la Caja Postal. La serie resultante se corrige para captar sólo los créditos a personas físicas. A partir de 1982, se utiliza la correspondiente Serie «Crédito a personas físicas para adquisición de vivienda» (Fuente: Banco de España). Para aproximar la proporción de créditos en mercado libre, utilizaremos datos de crédito inmobiliario libre (a partir de 1986; Fuente: Banco de España) y diversos datos extraídos del «Informe Estadístico y Análisis de Gestión» de la CECA.
 - c) Crédito Oficial: Sólo se incorporan datos sobre saldos de crédito a vivienda libre, a partir de 1986. Dado que para 1987 esta partida representa sólo un 4.2 % del sistema crediticio y dadas las dificultades de separar la parte de crédito para adquisición de la de construcción, no incluimos el Crédito Oficial en nuestra medida de saldos de crédito para adquisición de vivienda (libre).
 - d) Sociedades de Crédito Hipotecario.
Datos publicados sobre el crédito inmobiliario libre, a partir de 1983, y desglosados en construcción y adquisición, a partir de 1986. Fuente: Boletín Estadístico del Banco Hipotecario de España.
- VIT* Viviendas en construcción. Fuente: INE.

YD Renta nominal disponible familias. Fuente: Corrales y Taguas (1989).

$$\Theta \quad \text{Tipo medio efectivo} = \frac{\text{Cuota líquida}}{\text{Base imponible gravada}}$$

Fuente: «Memoria de la Administración Tributaria» y «Memoria de la Reforma Tributaria», Ministerio de Economía y Hacienda.

Referencias

- Bover, O., Muellbauer, J. y Murphy, A. (1989): «Housing, Wages and Labour Markets», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, pp. 97-136.
- Corrales, A. y Taguas, D. (1989): «Series macroeconómicas para el periodo 1954-88: Un intento de homogeneización», Monografía 75, Instituto de Estudios Fiscales.
- Cuenca, J. A. (1991): «La construcción de variables financieras para el análisis del sector monetario de la economía española», mimeo, Banco de España, Servicio de Estudios.
- Dicks, M. J. (1990): «A simple model of the housing market», Discussion Paper 49, Bank of England.
- Ericsson, N. y Hendry, D. (1985): «Conditional econometric modelling: an application to new house prices in the United Kingdom», en *A Celebration of Statistics*, editado por A. C. Atkinson y S. E. Flenberg.
- Fleming, M. C. y Nellis, J. G. (1981): «The interpretation of house price statistics for the U. K.», *Environment and Planning A* 13, pp. 1109-24.
- Fleming, M. C. y Nellis, J. G. (1985): «Research policy and review 2. House price statistics for the U. K.: a survey and critical review of recent developments», *Environment and Planning A* 17, pp. 297-318.
- Hendry, D. (1984): «Econometric modelling of house prices in the United Kingdom», en *Econometrics and Quantitative Economics*, editado por D. F. Hendry y K. F. Wallis, Basil Blackwell, Oxford.
- Holmans, A. E. (1990): «House Prices, Land Prices, The Housing Market and Housing Purchase Debt in Britain and Other Countries», mimeo, Department of the Environment, London.
- Jareño, J. y Delrieu, J. C. (1991): «La circulación fiduciaria en España: distorsiones en su evolución», Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo 9118.
- Kearl, J. R. (1979): «Inflation, Mortgages and Housing», *Journal of Political Economy* 87, pp. 1115-1138.
- Levenfeld, G. (1988): «Los cambios en la financiación de la vivienda (1982-1988) y su impacto sobre el sector», *Revista Española de Financiación a la Vivienda*.
- Mankiw, N. y Weil, D. (1988): «The Babyboom, the Babybust, and the Housing Market», NBER Working Paper No. 2794.
- Meen, G. P. (1990): «The removal of mortgage market constraints and the implications for econometric modelling of UK house prices», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, pp. 1-23.

- Muellbauer, J. (1991): «Anglo-German Differences in Housing Market Dynamics: The Role of Institutions and Macro Economic Policy», mimeo, Nuffield College, Oxford.
- Muellbauer, J. y Murphy, A. (1990): «Is the UK balance of payments sustainable?», *Economic Policy*, pp. 348-395.
- Muellbauer, J. y Murphy, A. (1991): «Modelling UK Second-hand House Prices», mimeo, Nuffield College, Oxford.
- Nellis, J. G. y Longbottom, J. A. (1981): «An Empirical Analysis of the Determination of House Prices in the United Kingdom», *Urban Studies* 18, pp. 9-21.
- Poterba, J. M. (1984): «Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach», *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 729-752.
- Schwab, R. M. (1982): «Inflation Expectations and the Demand for Housing», *The American Economic Review*, pp. 143-153.

Abstract

This paper studies empirically the determinants of house prices in Spain, using time series data for 1976-1991. The house price equation employed is based on an intertemporal model developed by Poterba (1984) and Meen (1990). The results show that real per capita income growth has been responsible for 70 % of the real house price increase between 1985 and 1990. The rate of return also has a strong effect, contributing 20 % to observed house price growth. A robust result is the house price insensitivity to demographic variables.

Recepción del original, julio de 1992
Versión final, diciembre de 1992