

PRECIOS DE LA VIVIENDA Y LOCALIZACIÓN: EVIDENCIA EMPÍRICA PARA LA CIUDAD DE BARCELONA

Jaume GARCÍA

Universidad Pompeu Fabra

Anna MATAS

Universidad Autónoma de Barcelona

Josep María RAYA

Universidad Pompeu Fabra

Josep Lluís RAYMOND

Universidad Autónoma de Barcelona

Resumen

En el presente trabajo se pretende analizar cuáles son los determinantes de los precios de la vivienda en la ciudad de Barcelona a partir de una base de datos referidos a viviendas que han sido tasadas, y de las cuales se conocen sus características físicas así como su localización. Asimismo, también se aborda la elaboración de un índice de precios de la vivienda que tenga descontado el efecto de la evolución de las diferentes características de dicho bien, y el estudio de la evolución temporal de la desigualdad de los precios de la vivienda. Las principales conclusiones son que la localización explica más de un 50 por 100 de la variación explicada de los precios y que la renta es el factor con una capacidad explicativa mayor con respecto a la variabilidad de precios entre zonas.

Palabras clave: vivienda, precios hedónicos, localización, índice de precios, desigualdad.

Abstract

In the present article we set out to analyse what the determining factors are in housing prices in the city of Barcelona on the basis of a data base referring to dwellings that have been valued and whose physical features and location are also known. We also address the elaboration of a housing price index that has discounted the effect of the evolution of the different features of said good, and the study of the evolution over time of the inequality of housing prices. The main conclusions are that location explains more than 50 per cent of the explained variation in prices and that income is the factor with a higher explanatory capacity with regard to inter-area price variability.

Key words: housing, hedonic prices, location, price index, inequality.

JEL classification: D11, E30, R31.

I. INTRODUCCIÓN (*)

EN los últimos años, si ha habido algún bien que se haya caracterizado por un marcado comportamiento inflacionista de sus precios, éste ha sido la vivienda. Este fenómeno no se ha dado de forma exclusiva en España. Así, en un informe del Banco Central Europeo de mayo de 2003, España aparece a la cabeza de los países europeos que presentan un mayor crecimiento de los precios reales de la vivienda, con una tasa interanual del 10,9 por 100 en el período 1998-2002, aunque otros países como Grecia, Irlanda u Holanda también presentan tasas elevadas, por encima del 7,5 por 100. Todo ello al mismo tiempo que países como Alemania o Austria han experimentado tasas de variación negativas.

Esta heterogeneidad en la evolución de los precios de la vivienda no se da únicamente entre países, como se ha apuntado anteriormente, sino que también se da dentro de cada país. Así, en España, en donde los precios de la vivienda se han más que doblado en los últimos seis años, frente a un incre-

mento del IPC del 21,6 por 100, la inflación en el mercado de la vivienda no ha sido homogénea geográficamente. En el período 1998-2001, según datos del Ministerio de Fomento, los precios de la vivienda crecieron un 97,6 por 100 en Palma de Mallorca, un 59,6 por 100 en Barcelona, un 47,6 por 100 en Madrid y un 11,5 por 100 en Cuenca, siendo también sustanciales las diferencias entre los precios por metro cuadrado entre las diferentes ciudades españolas. Así, en el año 2001, según datos del Ministerio de Fomento, el precio por metro cuadrado oscilaba entre los 2.442,5 euros en San Sebastián y los 605,2 euros en Algeciras para las capitales con más de cien mil habitantes, pasando por los 1.918,4 euros de Barcelona y los 1.854,7 euros de Madrid.

Es evidente, pues, que la localización de la vivienda es una característica especialmente relevante a la hora de explicar no sólo su precio (precio por metro cuadrado), sino también la evolución de éste (tasa de crecimiento), siendo de destacar que, a medida que reducimos el ámbito geográfico de análisis

sis, la heterogeneidad mencionada se reduce, en particular por lo que hace referencia a la evolución de los precios, manteniéndose diferencias destacables en los niveles de precios. Así, el análisis de los precios de la vivienda en una zona geográfica reducida, por ejemplo una ciudad, permite estudiar la importancia de la localización a la hora de explicar el precio de la vivienda, dejando de lado aspectos no específicos de este mercado, sino de carácter macroeconómico, que están detrás de las diferencias de precios entre ciudades de diferentes países o incluso de un mismo país. Asimismo, la menor extensión geográfica de la zona objeto de estudio hace que sea razonable suponer que los factores que afectan a la evolución de los precios actúan de forma similar en todas las zonas.

En el presente trabajo se pretende analizar cuáles son los determinantes de los precios de la vivienda en la ciudad de Barcelona a partir de una base de datos referidos a viviendas que han sido tasadas, y de las cuales se conocen sus características físicas así como su localización. Según datos del Ayuntamiento de Barcelona (1), el precio medio por metro cuadrado en la ciudad de Barcelona en el año 2001 oscilaba entre 2.017 y 3.078 euros, lo cual muestra que las diferencias de precios siguen siendo sustanciales dentro de una misma ciudad, en este caso la ciudad de Barcelona.

Los objetivos principales del trabajo son: determinar y cuantificar la importancia de la localización en la determinación de los precios de la vivienda, así como modelizar qué factores explican ese efecto de la localización. Asimismo, y como resultado de los análisis realizados, también se aborda la elaboración de un índice de precios de la vivienda que tenga descontado el efecto de la evolución de las diferentes características de dicho bien, y el estudio de la evolución temporal de la desigualdad de los precios de la vivienda. Para ello, se estimará un modelo de precios hedónicos, habitual en esta literatura, en el que se prestará especial atención a la forma funcional en la que precio y superficie se relacionan, a fin de disponer de un índice de precios de la vivienda relativo a la localización, a partir del cual estudiar los factores que explican las diferencias existentes en aquél para distintas zonas, así como proceder a ajustar la evolución de los precios de la vivienda descontando aquella parte atribuible a los cambios en su calidad (características físicas).

En el apartado II se presentan los resultados de la estimación de diferentes modelos de precios hedónicos para la ciudad de Barcelona, así como la elab-

boración de un índice de precios de la vivienda que tenga descontado el efecto de sus características físicas. En el apartado III se analizan los determinantes de las diferencias de precios entre distintas zonas de la ciudad de Barcelona. El análisis de la evolución de la desigualdad en la distribución de los precios por metro cuadrado se presenta en el apartado IV, finalizando el trabajo con un resumen de sus principales conclusiones.

II. ESTIMACIÓN DE UN MODELO DE PRECIOS HEDÓNICOS

Aunque la introducción de este tipo de modelos, e incluso del término «hedónicos», se debe atribuir a Court (1941), es con el trabajo de Griliches (1971) referido al mercado automovilístico cuando este tipo de modelos (modelos de precios hedónicos), que explican el precio de un producto a partir de sus características, se populariza. Posteriormente, Rosen (1974) los dota de fundamento teórico, dado el carácter básicamente empírico de dichos modelos hasta ese momento, distinguiendo dos fases en el análisis: una primera relativa a la modelización del precio de una vivienda en función de sus características, la cual permite obtener los precios marginales de aquélla, y una segunda en la que se analizan las demandas de dichas características en función de sus precios, permitiendo obtener las correspondientes elasticidades renta y precio.

Este estudio centra su interés, dados sus objetivos, en la primera de dichas fases, de la que cabe destacar la importancia que los aspectos relativos a la definición de la variable dependiente (el precio de la vivienda) y a la forma funcional del modelo han recibido en la literatura (2). Ihlanfeldt y Martínez-Vázquez (1985) discuten la importancia de la forma de medir el precio en términos de las estimaciones del modelo de precios hedónicos. Distinguen tres tipos de precios, de hecho ninguno coincidente con el utilizado en este estudio, concluyendo que la utilización de la estimación realizada por el propietario o el valor catastral presentan errores de medida sustanciales, mientras que el precio de oferta presenta problemas de sesgo de selección. En relación con la forma funcional, los trabajos de Anglin y Gençay (1996) y Gençay y Yang (1996) muestran las ventajas que una modelización semiparamétrica puede tener respecto a las habituales especificaciones paramétricas en términos de la capacidad predictiva de estos modelos. De hecho, esta preocupación por la importancia de la forma funcional es anterior en la literatura de precios hedónicos, y se recoge en tra-

bajos como los de Goodman (1978) y Quigley (1982), entre otros, en donde se destaca la bondad de la utilización de la transformación *Box-Cox*, pese a la mayor dificultad de interpretación de los resultados.

La evidencia empírica para el caso español de este tipo de modelos no es muy extensa, mereciendo ser destacados los trabajos de Bilbao (2000), Bover y Vellilla (2001) y Branas-Garza *et al.* (2002).

Los datos utilizados en este estudio corresponden a una muestra de 9.297 viviendas tasadas en el período 1998-2001 (3). No se trata de un panel de datos propiamente dicho, pues cada vivienda es observada en un solo período, pero se trata de una base de datos con variación no sólo individual, como en una *cross-section*, sino también temporal. Debe destacarse que el precio de la vivienda en esta base de datos es el precio de tasación, a diferencia de otros estudios en los que se utiliza el precio de oferta o la valoración del propietario.

El modelo que se estimará tiene la siguiente especificación:

$$p_i = X_i' \beta + \sum_j \alpha_j D_j^i + \sum_t \tau_t T_t^i + u_i \quad [1]$$

en donde p es una función del precio por metro cuadrado (en nuestro caso el logaritmo), X es un vector de características físicas de la vivienda, D^j es una variable ficticia correspondiente a la zona j en la que encuentra la vivienda, T^t es una variable ficticia correspondiente al año t al que corresponde la observación de la vivienda i , y, por último, u es el correspondiente término de error.

Las variables incluidas en el vector X de características son las siguientes:

— *Superficie*: metros cuadrados de superficie construida, incluyendo la parte proporcional de las zonas comunes. La forma funcional utilizada se discutirá posteriormente.

— *Antigüedad de la vivienda*: se han definido siete variables ficticias referidas a los siguientes grupos, según la antigüedad de la vivienda: viviendas nuevas, antigüedad entre 1 y 5 años, entre 6 y 10 años, entre 11 y 20 años, entre 21 y 30 años, entre 31 y 50 años, y más de 50 años de antigüedad.

— *Estado de conservación*: se han definido cinco variables ficticias según que la valoración del estado de conservación de la vivienda hecha por el ta-

sador fuera: muy malo, malo, normal, bueno o muy bueno.

— *Tiempo transcurrido desde la última reforma*: se han definido cuatro variables ficticias según el tiempo transcurrido desde la última reforma: entre 0 y 5 años, entre 6 y 10 años, entre 11 y 20 años y más de 20 años.

— *Ascensor*: variable ficticia igual 1 si la vivienda dispone de ascensor.

— *Planta*: se han definido cuatro variables ficticias según la planta en la que se encuentra la vivienda: planta baja, primera planta, segunda planta y tercera planta o superior.

— *Ático*: variable ficticia igual a 1 si la vivienda tiene condición de ático.

— *Calefacción*: variable ficticia igual a 1 si la vivienda dispone de calefacción.

— *Exterior*: variable ficticia igual a 1 si la vivienda tiene condición de exterior.

En el cuadro A.1 del apéndice se presentan los estadísticos descriptivos de las variables referidas a las características físicas de las viviendas.

En relación con la modelización del efecto que la localización de la vivienda tiene sobre su precio, recogida en el conjunto de variables ficticias D^j , la información disponible permite conocer la zona (un total de 248), de acuerdo con la clasificación hecha por el Ayuntamiento, así como el barrio o distrito (agrupaciones de zonas) correspondiente.

En el cuadro n.º 1 se presentan los resultados de la estimación del modelo de precios hedónicos, en donde la variable explicativa referida a la superficie (S) está definida como $\ln\left(\frac{S}{1+S^\theta}\right)$, en donde θ es un parámetro a estimar, siendo la elasticidad (ε) del precio por metro cuadrado con respecto a la superficie:

$$\varepsilon = \beta_S \cdot \frac{1 + S^\theta \cdot (1 - \theta)}{1 + S^\theta} \quad [2]$$

en donde β_S es el coeficiente de la variable $\ln\left(\frac{S}{1+S^\theta}\right)$.

Como puede observarse, la elasticidad no es constante, excepto en el caso $\theta = 0$, para el que el mo-

CUADRO N.º 1

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO DE PRECIOS HEDÓNICOS
(Variable dependiente: precio por metro cuadrado (log))

	Coeficiente	Estadístico t
Superficie:		
β_s	-6,710	6,16
θ	1,004	618,97
Año (ref: 1998):		
1999.....	0,249	58,47
2000.....	0,426	104,33
2001.....	0,584	141,19
Antigüedad (ref: más de 50 años):		
Nuevos.....	0,255	23,22
Entre 1 y 6 años.....	0,148	13,81
Entre 6 y 10 años.....	0,111	9,66
Entre 11 y 20 años.....	0,083	14,68
Entre 21 y 30 años.....	0,065	15,01
Entre 31 y 50 años.....	0,024	5,85
Estado de conservación (ref: muy mal):		
Malo.....	0,091	11,60
Normal.....	0,170	21,84
Bueno.....	0,233	27,34
Muy bueno.....	0,270	22,85
Calefacción.....	0,023	6,35
Exterior.....	0,019	5,01
Ascensor.....	0,076	20,39
Planta (ref: planta 0):		
Primera.....	0,034	4,74
Segunda.....	0,040	5,68
Tercera o superior.....	0,048	7,43
Ático.....	0,057	5,84
Ascensor*ático.....	0,032	3,06
Última reforma (ref: más de 20):		
Hace 0-5 años.....	0,074	17,22
Hace 6-10 años.....	0,060	11,92
Hace 11-20 años.....	0,038	7,60
Constante.....	11,371	145,88
Control zona.....		Zonas (89)
R ²		0,771
Error estándar.....		0,136
N.....		9.297

delo coincide con una especificación logarítmica para la superficie. Asimismo, para $\theta = 1$ la elasticidad se puede aproximar por

$$\varepsilon = \beta_s \cdot \frac{1}{1 + S} \approx \frac{\beta_s}{S} \quad [3]$$

y, por tanto, el signo de β_s nos indica el signo de la elasticidad, cuya magnitud depende del valor de

la superficie, disminuyendo en valor absoluto con dicho valor.

Dados los valores estimados para β y θ , la elasticidad del precio por metro cuadrado con respecto a la superficie para un piso de 50 metros cuadrados es de -0,10659, mientras que para un piso de 100 metros cuadrados dicha elasticidad sería de -0,04194. Es decir, el signo negativo y significativo nos indica

que una mayor superficie se traduce en un precio por metro cuadrado inferior (la elasticidad del precio total con respecto a la superficie es menor que 1), siendo dicho efecto menor en valor absoluto y tendiendo a cero a medida que la superficie aumenta. Asimismo, debe destacarse la importancia de la especificación del modelo a la hora de estimar el efecto de la superficie. Así, si no se incluyen las variables ficticias correspondientes a la localización, el efecto de la superficie sería positivo y significativo, con una interpretación totalmente contraria a la que se desprende de los resultados del cuadro n.º 1. Ello es consecuencia de la asociación entre la superficie de las viviendas y la localización de éstas. Aquellas viviendas con mayor superficie suelen ubicarse en zonas con unos precios unitarios mayores.

Con respecto a los efectos estimados para el resto de características de la vivienda, merece destacarse la significación y el adecuado signo de sus coeficientes estimados. Así, una mayor antigüedad de la vivienda se traduce en un menor precio por metro cuadrado. En concreto, fijadas las otras características, un piso nuevo tiene un precio por metro cuadrado un 29,05 por 100 [(exp (0,255) – 1) x100] superior al de un piso con un antigüedad superior a los 50 años. Asimismo, la tasa de depreciación anual no es constante, pero sí decreciente, estimándose del orden del 4 por 100 para los cinco primeros años de vida del inmueble, del 1,6 por 100 entre el sexto y el décimo año, del 0,5 por 100 para antigüedades entre 11 y 20 años y del 0,4 por 100 a partir de los 20 años de antigüedad (4).

Por otra parte, un mejor estado de conservación de la vivienda se traduce en un mayor precio por metro cuadrado; el tiempo transcurrido desde la última reforma tiene un efecto negativo sobre el precio; la disponibilidad de calefacción, la condición de exterior, la planta en la que se encuentra y la disponibilidad de ascensor, en particular si se trata de un ático, hacen aumentar el precio por metro cuadrado de la vivienda.

La localización de la vivienda se destaca como uno de los principales determinantes de su precio por metro cuadrado, no sólo porque, tal y como se ha comentado anteriormente, su no consideración afecte a la consistencia de la estimación de los efectos de las otras variables, sino porque su contribución a la mejora de la capacidad explicativa es sustancial. Así, el R^2 ajustado del modelo estimado pasa de 0,656 a 0,812 al añadir las variables ficticias correspondientes a la localización. Inicialmente, se incluyeron variables ficticias para todas y cada

una de las 248 zonas, aunque luego se procedió a agruparlas según criterios de proximidad, pertenencia a un mismo barrio y similitud de los coeficientes, reduciendo las 248 zonas a 89 agrupaciones zonales (5).

En el gráfico 1 se presenta una visión sintética del efecto que la localización tiene sobre el precio por metro cuadrado de la vivienda. En dicho gráfico se expresan las diferencias en términos porcentuales de los precios por metro cuadrado de cada una de las 89 zonas con respecto al precio medio de la ciudad (6).

Los resultados muestran que la zona con un menor precio relativo tiene un precio por metro cuadrado un 46,5 por 100 por debajo de la media de la ciudad. Por contra, la zona más cara tiene un precio relativo un 67 por 100 por encima de la media.

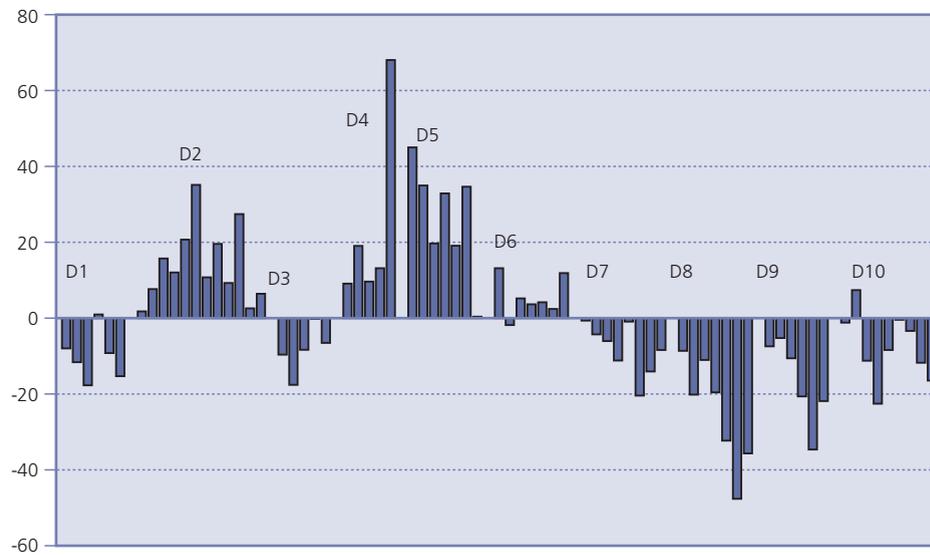
A fin de cuantificar el peso que los diferentes factores explicativos (características físicas y localización) tienen a la hora de dar cuenta de la variabilidad de los precios de la vivienda, se ha procedido a descomponer la variabilidad de la variable dependiente (el logaritmo del precio por metro cuadrado) en la parte atribuible a cada factor explicativo y la parte no explicada por el modelo. Esta descomposición se ha efectuado para el año 2001, dado que así se elimina la variabilidad atribuible a la inflación del mercado de la vivienda recogida por las variables ficticias correspondientes a los años de la muestra, la cual da cuenta de buena parte de la variabilidad total en la muestra utilizada para estimar el modelo del cuadro n.º 1. Para ello se ha estimado un modelo con una especificación similar a la de la expresión [1] y el cuadro n.º 1, excepción de las variables ficticias correspondientes a los años.

La varianza muestral de la variable dependiente se puede descomponer, de acuerdo con la expresión [1], de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \text{var}(p_i) = & \text{var}(X_i' \hat{\beta}) + \text{var}\left(\sum_j \hat{\alpha}_j D_i^j\right) + \\ & + \text{var}(\hat{u}_i) + \text{interacciones} \end{aligned} \quad [4]$$

en donde el tercer término de la parte derecha corresponde a la parte de la varianza de la variable dependiente no explicada por el modelo (la varianza de los residuos), y el último término corresponde a las covarianzas entre $X_i' \hat{\beta}$ y $\sum_j \hat{\alpha}_j D_i^j$, las cuales a priori se espera que tengan un peso relativamente pequeño (7).

GRÁFICO 1
RELACIÓN ENTRE LA VARIABLE ZONA Y EL PRECIO POR METRO CUADRADO



D1: Ciutat Vella; D2: Eixample; D3: Sants-Montjuïc; D4: Les Corts; D5: Sarrià-Sant Gervasi; D6: Gràcia; D7: Horta-Guinardo; D8: Nou Barris; D9: Sant Andreu; D10: Sant Martí.

En el cuadro n.º 2 se presentan los resultados de esta descomposición para el año 2001. Para dicho año, un 35 por 100 de la variación explicada de los precios es atribuible al factor relativo a la localización de la vivienda, mientras las características explican algo más de la tercera parte.

Para dicho año, algo menos de dos terceras partes de la variación de los precios se explica mediante las características y/o la localización, mientras que más de la mitad de la variación explicada de los pre-

cios es atribuible al factor relativo a la localización de la vivienda.

Por último, y como ya se ha comentado anteriormente, dado el importante proceso inflacionario en el mercado de la vivienda en los últimos años, las variables ficticias correspondientes a los años de la muestra presentan coeficientes significativos y con una elevada capacidad explicativa. Así, a partir de dichos coeficientes, podemos obtener un índice de precios de la vivienda ajustado por la calidad (características)

CUADRO N.º 2

DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA DEL PRECIO POR METRO CUADRADO (2001)

	<i>Varianza</i>	<i>Porcentaje sobre la varianza total</i>	<i>Porcentaje sobre la varianza explicada</i>
Varianza explicada:			
Características físicas = $var(X; \hat{\beta})$	0,015	30,65	46,42
Localización = $var(\sum \hat{\alpha}_j D_j^i)$	0,017	35,39	53,58
Total de la varianza explicada	0,032	66,04	100,00
Varianza no explicada = $var(\hat{u}_i)$	0,018	37,79	
Interacciones	-0,002	-3,84	
Varianza total	0,049	100,00	

CUADRO N.º 3

ÍNDICES DE PRECIOS DE LA VIVIENDA EN LA CIUDAD DE BARCELONA

	<i>Índice de precios sin ajustar</i>	<i>Índice de precios ajustado por calidad</i>	<i>Índice de precios de las características</i>
1998.....	100	100	100
1999.....	119	128	93
2000.....	147	153	96
2001.....	173	179	97

de la misma, simplemente como $(\exp(\tau_t) - 1) \times 100$, el cual quedará expresado en base 100 para 1998. Dicho índice se presenta en el cuadro n.º 3, junto al índice de precios sin ajustar por el efecto de la calidad (8).

Como queda reflejado en dicho cuadro, el impacto en la evolución del índice de precios de las características no ha sido muy importante (9), aunque de la evidencia disponible cabe concluir que la inflación propia del mercado de la vivienda ha sido algo más importante que la reflejada por la evolución de los precios, dado que, aparentemente, las características de las viviendas transaccionadas ha ido empeorando en el período considerado. Evidentemente, estos índices muestran asimismo una fuerte variabilidad entre zonas cuando se calculan para las 89 zonas que se han definido (10), lo cual es indicativo de la posible conveniencia de especificar interacciones entre localización y las variables ficticias temporales si el período temporal contemplado es amplio.

III. DETERMINANTES DEL EFECTO DE LA LOCALIZACIÓN

En el apartado anterior, se han obtenido unos índices de precios de la vivienda con variabilidad atribuible a la localización, a partir de los coeficientes de las variables ficticias en la expresión [1] correspondientes a las 89 zonas en que se ha dividido la ciudad de Barcelona. Tal y como se comentó en la introducción, uno de los objetivos del presente trabajo es tratar de ver hasta qué punto la variabilidad de precios atribuible a la localización es explicable por variables propias de los diferentes zonas. Es decir, qué variables caracterizan el mayor o menor atractivo que una zona puede tener a la hora de adquirir una vivienda en ella, independientemente de las características de ésta.

La literatura empírica del mercado de la vivienda que ha tratado este tema es amplia, habiendo centrado su atención en la modelización de efectos

como los relativos a la accesibilidad a los medios de transporte, la disponibilidad de centros educativos, la seguridad de la zona u otros aspectos relacionados con el medio ambiente (disponibilidad de zonas verdes, contaminación ambiental, etc.). Con respecto a la accesibilidad a medios de transporte público, los resultados son dispares y no concluyentes, pues pueden darse externalidades tanto positivas (mejor comunicación) como negativas (mayor ruido) asociadas a la proximidad de medios de transporte. Así, algunos autores concluyen con efectos no significativos, caso del trabajo de Haider y Miller (2000); otros con efectos dependientes de la renta, como en el caso de Nelson (1992), y otros con efectos positivos, como en Bowes e Ihlandfeldt (2001). Por contra, parece haber mayor homogeneidad en los resultados referidos a la disponibilidad de centros educativos no universitarios, como en el caso de los trabajos de Bogart y Cromwell (2000) y de Gibbons y Machin (2003), aunque se apuntan problemas de endogeneidad en algunos de los regresores y los resultados no parecen ser extrapolables a cualquier otra zona geográfica. Respecto a la criminalidad, la evidencia disponible del trabajo de Gibbons (2002) apunta a que aquélla tiene un efecto negativo, aunque difícilmente identificable si se controla por otros factores de la zona. Finalmente, Huang y Kerry (1995), mediante un estudio de los resultados de diferentes trabajos acerca de la importancia de aspectos relativos a la contaminación sobre los precios de la vivienda, sugieren una relación consistente entre la disposición a pagar por reducciones en la contaminación y el nivel de ésta. Para el caso español, Bilbao (2000) obtiene una relación significativa entre los niveles de SO_2 de la zona y el precio de la vivienda.

En el presente trabajo se pretende modelizar los coeficientes estimados de las variables ficticias correspondientes a la localización en la expresión [1] en función de un conjunto de variables referidas a los determinantes habitualmente utilizados en la literatura. En concreto, se reestimó el modelo del

cuadro n.º 1 sin efectuar las agregaciones de zonas para obtener los índices de precios espaciales, siendo la especificación del modelo estimado en esta segunda etapa la siguiente:

$$\hat{\alpha}_j = \alpha + Z_j' \gamma + v_j \quad [5]$$

en donde $\hat{\alpha}_j$ es el coeficiente estimado para la variable ficticia correspondiente a la *j*-ésima zona de acuerdo con el modelo de la expresión [1], Z_j es el vector de características de la *j*-ésima zona y v es el correspondiente término de error.

Las variables que se han utilizado finalmente para aproximar las características de la zona han sido elaboradas por el Ayuntamiento de Barcelona, corresponden al año 2000, y son las siguientes:

— *Accesibilidad a los medios de transporte*: se ha utilizado la información referida al número de bocas, estaciones y líneas de metro en cada zona, expresadas como proporción del número de residentes en la zona o de la superficie de la misma.

— *Disponibilidad de centros educativos*: se ha utilizado el número de escuelas de educación infantil, primaria y secundaria por habitante en la zona correspondiente.

— *Seguridad*: se han utilizado los resultados de la *Encuesta sobre victimización y opinión sobre la seguridad en Barcelona relativos al número de citas que los diferentes barrios de Barcelona reciben por parte de los encuestados (citas de peligrosidad)*, al ser preguntados por los dos barrios más peligrosos de la ciudad.

— *Disponibilidad de zonas verdes*: se ha utilizado la proporción de la superficie total de una zona que corresponde a parques.

Por otra parte, y dado que, en una parte importante de los trabajos dedicados a analizar los determinantes del efecto de la localización, la renta o variables que la aproximan han sido habitualmente los factores con mayor capacidad explicativa, se han incluido un conjunto de variables que tratan de medirla o aproximarla, como son:

— *Índice de capacidad económica familiar*: se trata de un indicador sintético de renta construido a partir de un análisis de componentes principales de un conjunto de indicadores de renta de cada zona, como son la categoría socio-económica, la potencia media de los turismos, la edad media de los tu-

rismos y los valores catastrales del suelo, construcción y servicios de la vivienda (Ajuntament de Barcelona, 1999).

— *Nivel de estudios*: esta variable se ha aproximado de dos maneras alternativas: las proporciones de población sin estudios, con estudios no universitarios y con estudios universitarios, o bien a partir de la media de los años de estudio de los habitantes de una zona (11).

— *Número de expedientes de IAE*: el número de expedientes del Impuesto de Actividades Económicas trata de aproximar la actividad empresarial y profesional de la zona.

En el cuadro n.º 4 se presentan los resultados de diferentes especificaciones, según las variables explicativas incluidas del modelo correspondiente a la expresión [5]. Los tres primeros modelos utilizan una única variable explicativa que hace referencia o aproxima la renta de la zona. Tanto el índice de capacidad económica familiar (Modelo 1), como la distribución de la población de una zona por niveles de estudio (Modelo 2), como la media del número de años de estudio de una zona (Modelo 3), presentan coeficientes estadísticamente significativos y positivos, y los modelos presentan una elevada capacidad explicativa, con valores del R^2 por encima de 0,7 (12).

Esta mayor disponibilidad a pagar por viviendas situadas en zonas de mayor nivel de renta o un mayor nivel de estudios se explica por el hecho de que un mayor nivel educativo puede estar correlacionado con otras características que el individuo valora. Esta idea de reparto (distribución) de las zonas de una ciudad según la clase social o el nivel educativo de quienes residen ya se recoge en otros análisis de economía regional que contemplan modelos más o menos descentralizados de población, lo que se conoce bajo el término de *gentrification* (Bridge, 1995).

Si, como apuntan Gibbons y Machin (2003), la educación (o la renta) es la característica clave a la hora de evaluar el efecto que la localización tiene sobre el precio de la vivienda, entonces se dispone de una base para poder valorar los rendimientos sociales de la educación. En este sentido, podemos utilizar los resultados de la estimación del Modelo 3 para medir el impacto que un aumento unitario en el número años de estudio tendría en el precio por metro cuadrado de la vivienda. El precio se multiplicaría por $\exp(0,09)$, en donde 0,09 es el coeficiente de la variable número de años de estudio. El

CUADRO N.º 4

ESTIMACIONES DEL MODELO DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA POR ZONAS

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
Índice de capacidad económica ..	0,005 (24,28)						
Estudios:							
No Universitarios.....		0,357 (2,64)					
Universitarios		1,542 (21,74)					
Años de estudio			0,090 (32,89)	0,089 (32,05)	0,089 (32,14)	0,089 (32,02)	0,089 (32,13)
Zonas verdes.....				0,081 (0,84)	-0,129 (1,81)	-0,074 (0,78)	-0,129 (1,29)
Seguridad.....				0,125 (0,79)	0,153 (0,91)	0,164 (0,94)	0,148 (0,94)
Infraestructuras de transporte:							
Bocas.....				-0,036 (0,73)			
Estaciones.....					-0,068 (0,78)		
Líneas						-0,040 (0,69)	
Líneas (corona).....							-0,028 (1,73)
Infraestructuras educativas:							
Infantil				-29,068 (1,46)	-21,702 (1,17)	-29,430 (1,48)	-29,180 (1,48)
Primaria				28,830 (1,13)	30,896 (1,22)	27,804 (1,07)	27,406 (1,08)
Secundaria.....				-11,952 (0,87)	-11,190 (0,81)	-9,480 (0,62)	-10,993 (0,82)
Constante	11,089 (517,5)	11,099 (109,9)	10,68 (396,2)	10,745 (364,7)	10,749 (375,9)	10,744 (366,6)	10,759 (351,6)
R ²	0,71	0,83	0,82	0,84	0,85	0,85	0,85
N.....	244	244	244	233	233	233	233

precio aumentaría un 9,4 por 100, teniendo así una medida indirecta de la valoración que el mercado hace de un año extra de estudios.

El resto de modelos que se presentan en el cuadro n.º 4 corresponden a especificaciones en las que, además de la variable años de estudio, se incluyen otras variables que hacen referencia a otros aspectos relevantes de la localización, como es el caso de la accesibilidad al transporte público, la disponibilidad de centros educativos, la accesibilidad a zonas verdes o la seguridad. Tal y como puede apreciarse en los resultados presentados, ninguno de estos factores aparece como significativo, habiéndose utilizado distintas definiciones para la accesibilidad al metro, e incluso habiéndose extendido el concepto de accesibilidad a las zonas limítrofes a aquella en la que se encuentra cada vivienda, utilizando los planteamientos propios de la econometría espacial. Esta especificación se recoge en el Modelo 7 del cuadro n.º 4 a través de la variable referida al número de líneas de metro de la corona. La evidencia obtenida para la ciudad de Barcelona es acorde con la obtenida en otros estudios, en el sentido de que una mayor accesibilidad comporta externalidades negativas, y por tanto, coeficientes negativos para dichas

variables (Forrest *et al.*, 1996), o bien el efecto depende de la renta de la zona (Nelson, 1992).

En el cuadro n.º 5 se presentan los resultados correspondientes a la estimación del modelo anterior, en el que las variables de renta o educación del cuadro n.º 4, o bien han sido sustituidas por el número de expedientes de IAE (Modelo 1 y Modelo 2), o bien han sido eliminadas (Modelo 3 y Modelo 4). Como puede apreciarse, la capacidad explicativa de los diferentes cae sustancialmente respecto de la de los modelos del cuadro n.º 4. Es solamente algo más del 40 por 100 cuando se incluye la variable referente al número de expedientes de IAE o apenas el 14 por 100 cuando no se incluye dicha variable.

Aunque los efectos de algunas variables son estables sea cual sea la especificación (caso de la variable que aproxima el nivel de seguridad o las variables referidas a las infraestructuras educativas), otras tienen efectos significativos cuyo signo depende de la especificación considerada (como es el caso de la accesibilidad a zonas verdes) y, finalmente, otras siguen presentando efectos no significativos (como en el caso de la accesibilidad a los medios de transporte).

CUADRO N.º 5

ESTIMACIONES DEL MODELO DE PRECIO DE LA VIVIENDA POR ZONAS (SIN RENTA)

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Expedientes IAE	0,529 (10,42)	0,542 (10,63)		
Zonas verdes.....	0,773 (3,58)	0,734 (3,40)	-0,447 (2,03)	-0,459 (2,04)
Seguridad	-1,541 (5,36)	-1,484 (5,16)	-1,503 (4,31)	-1,493 (4,25)
Infr, Educativas				
Infantil	71,911 (1,90)	72,632 (1,93)	90,814 (1,98)	91,026 (1,98)
Primaria	-94,759 (1,97)	-105,035 (2,18)	-170,914 (2,96)	-173,087 (2,97)
Secundaria	79,489 (3,23)	91,568 (3,60)	116,386 (3,93)	118,708 (3,84)
Bocas.....		-0,176 (1,82)		-0,031 (0,27)
Constante.....	11,356 (358,2)	11,365 (356,1)	11,623 (512,7)	11,626 (465,7)
R ²	0,41	0,43	0,14	0,14
N.....	233	233	233	233

En concreto, el número de citas de peligrosidad hace disminuir el precio de las viviendas de la zona para los cuatro modelos del cuadro n.º 5, mientras que la mayor disponibilidad de centros educativos infantiles y de secundaria hace aumentar el precio de la vivienda, lo cual no ocurre con los de primaria, quizá como consecuencia de la oferta existente para los distintos tipos de plaza. Por otra parte, la accesibilidad a zonas verdes presenta el efecto (positivo) esperado en los modelos que incluyen el número de expedientes de IAE (Modelo 1 y Modelo 2 del cuadro número 5), cambiando el signo, aunque manteniendo la significación al eliminar esta variable (Modelo 3 y Modelo 4 del cuadro n.º 5). Ello es una muestra de la importancia que las correlaciones espurias pueden tener en modelos con este tipo de datos. Las anteriores consideraciones acerca de estas tres variables permanecen inalteradas si se incluye la variable número de bocas de metro (Modelo 2 y Modelo 4 del cuadro número 5). De hecho, esta variable sigue teniendo un coeficiente estimado negativo y no significativo, manteniéndose así la conclusión acerca de la no relevancia de la accesibilidad a medios de transporte a la hora de explicar la variabilidad entre zonas de los precios de viviendas con idénticas características.

En resumen, la renta, o en su defecto el nivel educativo de los residentes, es la variable que parece estar más correlacionada con los precios de la vivienda y explicar mejor las diferencias de éstos entre las zonas estadísticas en la ciudad de Barcelona. Los efectos de las otras potenciales variables explicativas quedan anulados por el efecto de la renta, pu-

diendo ser la consecuencia del tipo de información utilizada (agregada a nivel de zona en el mejor de los casos). Para superar esta limitación sería necesario disponer de información de este tipo de variables de accesibilidad y disponibilidad referidas a la vivienda concreta correspondiente a cada observación, y no a nivel de la zona en que se encuentra, ya que esto último quizá represente una agregación excesiva. Por otro lado, cabe también resaltar que, dado que muchas de las variables que se pretende aproximar, y que explican las diferencias de precios entre zonas, no son directamente observables, es posible que la renta o el nivel educativo sean una buena *proxy* de un conjunto de características no observables.

IV. LA EVOLUCIÓN DE LA DESIGUALDAD EN LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA

Aunque en el apartado II se ha hecho referencia a la evolución temporal de los precios de la vivienda, ya sea ajustada o no por la calidad de ésta, es relevante analizar hasta qué punto las diferencias de precios unitarios entre las distintas viviendas se han ido reduciendo o han ido aumentando a lo largo del período considerado. Es decir, si son los precios más altos o los más bajos los que más o menos crecen en términos relativos a lo largo de un período determinado.

Para efectuar este análisis de la evolución, se utilizará un enfoque basado en una metodología similar a la empleada en el análisis de la convergencia en los

modelos macroeconómicos de crecimiento. Para desarrollar dicho enfoque, haremos uso de los coeficientes de las variables ficticias correspondientes a las zonas obtenidas al estimar el modelo correspondiente a la expresión cuyos resultados se presentan en el cuadro n.º 1. Dichos coeficientes miden cuál es el efecto diferencial, en términos de precio, que esperaríamos tuviera una vivienda de unas determinadas características por el hecho de estar en una u otra zona en concreto con respecto al precio de la zona 1, que es el que se toma como referencia en la estimación. De hecho, dada la forma funcional del modelo estimado, la exponencial de dicho coeficiente mide por cuánto se multiplica el precio de una vivienda concreta por el hecho de estar en una u otra zona con respecto al precio que tendría en la zona 1. Por tanto, dicha magnitud, ya sea el coeficiente o la exponencial de éste, nos da una medida del valor inicial del precio de la vivienda, interesándonos analizar su relación con la tasa de variación de los precios de la vivienda en las diferentes zonas, ajustados por los cambios en la calidad de las viviendas. Dicha tasa de variación entre los períodos t y t' para la zona j ($TPVA_{t',t}^j$) se calcula como:

$$TPVA_{t',t}^j = \frac{IPVA_{t'}^j}{IPVA_t^j} - 1 \quad [6]$$

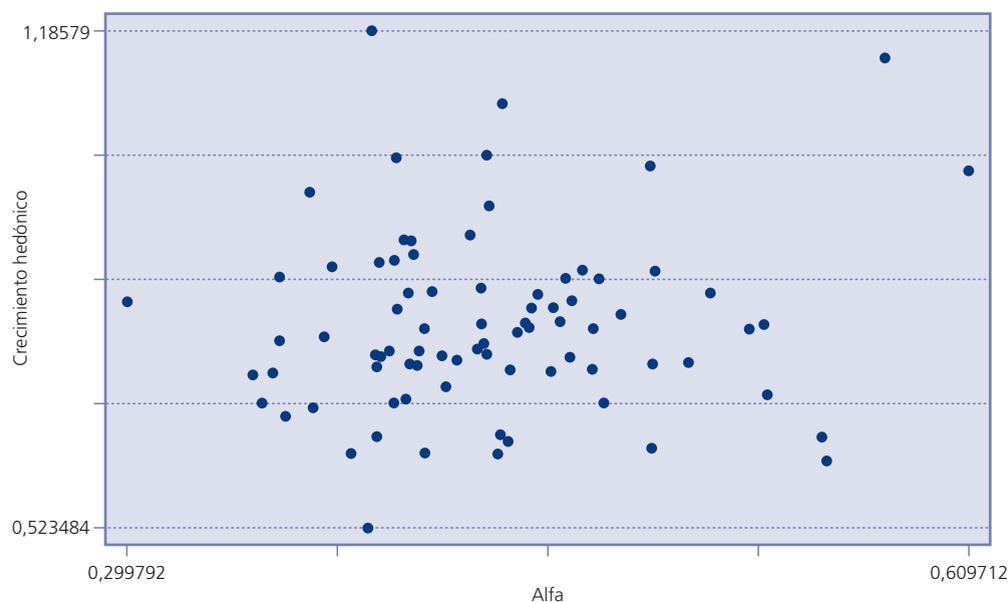
en donde:

$$IPVA_t^j = \frac{PVM_t^j}{PVM_0^j} \exp [(\bar{X}_{j,t} - \bar{X}_{j,0})' \hat{\beta}] \times 100 \quad [7]$$

y PVM_t^j es el precio medio de las viviendas de la zona j en el período t , PVM_0^j lo mismo para el período base, y $\bar{X}_{j,t}$ y $\bar{X}_{j,0}$ representan los vectores con los valores medios de las características físicas de las viviendas de la zona j en los períodos t y base, respectivamente.

En el gráfico 2 se presenta el diagrama de dispersión de las observaciones de las dos variables mencionadas: la tasa de variación de los precios ajustados por calidad para cada zona entre 1998 y 2001 (Crecimiento hedónico en el eje vertical) y el precio inicial de cada zona, expresado como el coeficiente de la variable ficticia de zona (*alfa* en el eje horizontal). Puede observarse que no se adivina ningún patrón de relación, ni lineal ni no lineal, entre estas dos variables. Es decir, no se puede afirmar que los mayores crecimientos de precios se den mayoritariamente en zonas con unos precios iniciales altos o bajos, sino todo lo contrario. Consecuentemente, la información del gráfico 2 apunta en línea de que no se ha producido ningún proceso ni de convergencia ni de divergencia

GRÁFICO 2
RELACIÓN ENTRE EL PRECIO INICIAL POR ZONA (ALFA) Y LA TASA DE CRECIMIENTO DE LOS PRECIOS AJUSTADOS POR CALIDAD (CRECIMIENTO HEDÓNICO)



CUADRO N.º 6

ESTIMACIONES DE LA TASA DE CRECIMIENTO DE LOS PRECIOS AJUSTADOS POR CALIDAD POR ZONAS

	<i>Sin ponderar</i>	<i>Ponderada</i>
Alfa.....	0,15 (0,99)	-0,04 (0,24)
Exp (alfa).....	0,20 (1,10)	-0,04 (0,24)

en los precios de las viviendas por zonas, es decir, la desigualdad entre los precios de las viviendas parece haberse mantenido en el período considerado (1998-2001) sin haberse modificado en uno u otro sentido.

En el cuadro n.º 6 se presentan los resultados de la estimación de un modelo de regresión simple en el que la variable dependiente es la tasa de variación de los precios ajustados por calidad para cada una de las zonas, y la variable explicativa, el coeficiente de cada variable ficticia de zona en el modelo del cuadro n.º 1 o su exponencial, tal y como se ha comentado anteriormente. Estas estimaciones representan la corroboración a nivel cuantitativo de las consideraciones hechas en el párrafo anterior acerca de la evidencia cualitativa que aporta el gráfico 2.

Tanto si empleamos como variable explicativa el coeficiente de la variable ficticia de zona como su exponencial, como si ponderamos cada observación en función del número de observaciones de cada zona, siempre se obtiene un efecto no significativo del precio inicial sobre la tasa de crecimiento de los precios ajustados por calidad. Es decir, las viviendas caras en 1998 continúan siéndolo en la misma medida en 2001, ocurriendo lo mismo con las viviendas baratas (13).

V. CONCLUSIONES

El presente trabajo se ha planteado el análisis de la importancia que la localización de las viviendas tiene sobre los precios de éstas, así como los factores que caracterizan dicho efecto, utilizando una base de datos de viviendas de la ciudad de Barcelona que han sido tasadas. Asimismo, y como objetivos complementarios, se ha estimado el efecto que las características físicas de la vivienda tienen sobre su precio, se ha construido un índice de precios de la vivienda ajustado por la evolución de la calidad (características físicas de la vivienda) y se ha analizado la evolución de la desigualdad de los precios de la vivienda para el período 1998-2001.

Las conclusiones principales del presente estudio son las siguientes:

— La especificación de la localización de la vivienda es relevante para poder estimar consistentemente los efectos del resto de variables explicativas, en particular, la superficie.

— La localización explica más de la mitad de la variación explicada de los precios en un modelo que incluya características físicas y variables de localización.

— La renta (o el nivel de estudios de los residentes) en un zona es el factor que tiene una mayor, e importante, capacidad explicativa (más del 80 por 100) con respecto a la variabilidad de precios entre zonas, una vez controlado el efecto de las características.

— Si se elimina la renta (o el nivel de estudios) como factor explicativo de las diferencias entre zonas, la capacidad explicativa se reduce del 80 por 100 a poco más del 14 por 100.

Otros resultados obtenidos en el presente estudio son los siguientes:

— La elasticidad del precio por metro cuadrado con respecto a la superficie es negativa, y tendiendo a cero a medida que la superficie aumenta.

— El índice de precios de la vivienda ajustado por calidad presenta un comportamiento ligeramente más inflacionista que aquel sin ajustar, aunque las diferencias son poco significativas, dada la estabilidad en las características de las viviendas transaccionadas en el período de estudio.

— La accesibilidad a los medios de transporte, en particular al metro, no parece ser un factor que influya significativamente a la hora de explicar las diferencias de precios entre zonas de viviendas de idénticas características.

— Los efectos de las variables explicativas de las diferencias de precios entre zonas son extremadamente sensibles, en general, a la especificación utilizada.

— El nivel de precios inicial de una zona no parece influir en su tasa de crecimiento, es decir, no se ha producido un proceso de convergencia entre los precios de las diferentes zonas.

NOTAS

(*) Este trabajo está basado en el informe «Modelització dels determinants dels preus de l'habitatge a la ciutat de Barcelona a efectes de contrast amb els valors cadastrals», realizado por los autores por encargo del Ayuntamiento de Barcelona. Los autores quieren agradecer los comentarios y sugerencias recibidos, así como la colaboración en la elaboración de la base de datos definitiva por parte de Maria Antonia Monés, Enric Puig, Guillem Sánchez y Joan Valls.

(1) Información obtenida de la revista *El Mercat Immobiliari de Barcelona*, publicada por el Ayuntamiento de Barcelona.

(2) PEÑA y RUIZ-CASTILLO (1984) centran su atención en el análisis de la importancia que las observaciones atípicas pueden tener en la estimación de este tipo de modelos.

(3) Los datos han sido facilitados por el Ayuntamiento de Barcelona a los autores (GARCÍA *et al.*, 2003).

(4) La tasa de depreciación anual (ρ) se ha calculado como $\rho = \left(\frac{P_T}{P_0}\right)^{1/T} - 1$, en donde T es el período temporal contemplado, P_0 es el valor inicial de la vivienda y P_T es el valor al final del período considerado.

(5) El valor del estadístico F correspondiente a la hipótesis nula referente a la agrupación efectuada es de 0,039, inferior al valor crítico de 1,22 correspondiente a un nivel de significación del 5 por 100, por lo cual no se rechaza la adecuación de la agrupación de zonas que se ha realizado.

(6) Dichas diferencias se calculan como $[\exp(\alpha_j) - 1] \times 100$, en donde α_j es el coeficiente de la variable ficticia correspondiente a la j -ésima zona, en donde se han incluido las variables ficticias correspondientes a todas las zonas, habiendo impuesto la restricción de que la suma de sus coeficientes es igual a cero.

(7) Nótese que las interacciones entre la variación explicada y la no explicada no se incluyen, ya que dichas interacciones serían igual a cero de acuerdo con las condiciones de primer orden asociadas a los mínimos cuadrados ordinarios.

(8) Véanse los trabajos de MILLS y SIMENAUER (1996) y BOVER y VELILLA (2001) como ejemplos de estudios empíricos que también abordan la elaboración de un índice de precios de la vivienda con estas características, estando referido al caso español el último de ellos.

(9) El índice de precios de las características (IPVC) se ha calculado a partir del índice de precios sin ajustar (IPV) y el índice de precios ajustado por calidad (IPVA) como $IPVC = (IPV/IPVA) \times 100$. Los resultados son prácticamente coincidentes con los que se obtienen si el IPVC se calcula a partir de comparar los precios ajustados para las características medias de 2001 y 1998. Las diferencias son atribuibles al carácter no lineal del modelo estimado.

(10) Véase GARCÍA *et al.* (2003) para el detalle de los índices de precios ajustados por calidad para las 89 zonas.

(11) La traducción de los niveles educativos en años de estudio se ha realizado de la siguiente forma: 0 para los analfabetos, 3 para los individuos sin estudios, 6 para aquellos con estudios primarios, 10 para los que tienen un nivel educativo correspondiente a EGB, bachillerato elemental o formación profesional de primer grado, 13 para los individuos con BUP o COU o bachillerato LOPSE, 16 para aquellos con formación profesional de segundo grado o similar, 16 para aquellos con estudios universitarios de primer ciclo y 18 para aquellos con estudios universitarios de segundo ciclo.

(12) El Modelo 3, con la variable explicativa correspondiente a la media del número de años de estudio, se ha estimado también por variables instrumentales, utilizando como instrumentos la distribución de la población por edades, obteniéndose resultados cualitativamente similares a los del Modelo 3 en cuanto a signo y capacidad explicativa, aunque el coeficiente de la variable años de estudios es significativamente menor.

(13) Resultados cualitativamente idénticos se obtienen al analizar la desigualdad en los precios de la vivienda haciendo uso de medidas convencionales en el análisis de la desigualdad, como son el índice de Gini o el de Theil. Véase GARCÍA *et al.* (2003) para los resultados detallados de este segundo enfoque.

BIBLIOGRAFÍA

- Ajuntament de Barcelona (1999), *Índex de capacitat econòmica familiar a la ciutat de Barcelona II*, Ayuntamiento de Barcelona.
- ANGLIN, P. M., y GENÇAY, R. (1996), «Semiparametric estimation of a hedonic price function», *Journal of Applied Econometrics*, 11: 633-648.
- BILBAO, C. (2000), «El otro exceso de gravamen. Un análisis empírico aplicado a las políticas de vivienda», *Revista de Economía Aplicada*, 27: 35-61.
- BOGART, W. T., y CROMWELL, B. (2000), «How much is a neighbourhood school worth?», *Journal of Urban Economics*, 47: 280-305.
- BOVER, O., y VELILLA, P. (2001), «Hedonic house prices without characteristics: the case of new multiunit housing», Banco de España, *Estudios Económicos*, n.º 73.
- BOWES, D., e IHLANFELDT, K. (2001), «Identifying the impacts of rail transit stations on residential property values», *Journal of Urban Economics*, 50: 1-25.
- BRANAS-GARZA, P.; RODERO, J., y PRESLEY, J. (2002), «The North-South divide and house price islands: the case of Cordoba (Spain)», *European Journal of Housing Policy*, 2: 45-63.
- BRIDGE, G. (1995), «The space for class? On class analysis in the study of gentrification», *Transactions of the Institute of British Geographers, new series*, 20: 236-247.
- COURT, L. M. (1941), «Entrepreneurial and consumer demand theories for commodity spectra», *Econometrica*, 9: 165-192.
- FORREST, D.; GLEN, J., y WARD, R. (1996), «The impact of a Light Rail system on the structure of house prices», *Journal of Transport Economics and Policy*, 30: 15-29.
- GARCÍA, J.; MATAS, A.; RAYA, J. M., y RAYMOND, J. L. (2003), «Modelització dels determinants dels preus de l'habitatge a la ciutat de Barcelona a efectes de contrast amb els valors cadastrals», informe elaborado para el Ayuntamiento de Barcelona.
- GENÇAY, R., y YANG, X. (1996), «A forecast comparison of residential housing prices by parametric versus semiparametric conditional means estimations A forecast comparison of residential housing prices by parametric versus semiparametric conditional means estimations», *Economics Letters*, 52: 129-135.
- GIBBONS, S. (2002), «The costs of urban property crime», mimeo.
- GIBBONS, S., y MACHIN, S. (2003), «Valuing primary schools», *Journal of Urban Economics*, 53: 197-219.
- GOODMAN, C. A. (1978), «Hedonic prices, price indices and housing markets», *Journal of Urban Economics*, 5: 471-484.
- GRILICHES, Z. (1971), *Price indexes and quality change: studies in new methods of measurement*, Harvard University Press.
- HAIDER, M., y MILLER, E. J. (2000), «Effects of transportation infrastructure and location on residential real estate values», *Transportation Research Record*, 1722: 1-8.
- HUANG, J., y KERRY, V. (1995), «Can markets value air quality? A Meta-analysis of hedonic property value models», *Journal of Political Economy*, 3: 209-227.
- IHLANFELDT, K. R., y MARTÍNEZ-VAZQUEZ, J. (1985), «Alternative value estimates of owner-occupied housing: evidence on sample selection bias and systematic errors», *Journal of Housing Economics*, 20: 356-369.

MILLS, S. E., y SIMENAUER, R. (1996), «New hedonic estimates of regional constant quality house prices», *Journal of Urban Economics*, 39: 209-215.

NELSON, A. C. (1992), «Effects of elevated heavy-rail transit station on house prices with respect to neighbourhood income», *Transportation Research Record*, 1359: 127-132.

NGUYEN, N., y CRIPPS, A. (2001), «Predicting housing value: a comparison of multiple regression analysis artificial neural networks», *Journal of Real State Research*, 22: 313-336.

PEÑA, D., y RUIZ-CASTILLO, J. (1984), «Robust methods of building regression models-an application to the housing sector», *Journal of Business and Economic Statistics*, 2: 15-20.

QUIGLEY, J. M. (1982), «Nonlinear budget constraints and consumer demand: an application to public programs for residential housing», *Journal of Urban Economics*, 12: 177-201.

ROSEN, S. (1974), «Hedonic prices and implicit markets: product differentiation in pure competition», *Journal of Political Economy*, 1: 34-55.

APÉNDICE

CUADRO A.1

MEDIAS DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL ESTUDIO

	1998	1999	2000	2001
Superficie	86,02	83,97	84,42	85,86
Calefacción	0,326	0,353	0,351	0,625
Exterior	0,829	0,855	0,846	0,827
Antigüedad:				
Nuevos	0,032	0,030	0,043	0,034
Entre 1 y 6 años.....	0,026	0,016	0,020	0,026
Entre 6 y 10 años.....	0,020	0,016	0,023	0,013
Entre 11 y 20 años.....	0,171	0,126	0,087	0,073
Entre 21 y 30 años.....	0,327	0,316	0,292	0,260
Entre 31 y 50 años.....	0,208	0,246	0,279	0,294
Más de 50 años.....	0,215	0,249	0,256	0,298
Estado de conservación:				
Muy malo	0,002	0,170	0,003	0,023
Malo.....	0,040	0,297	0,052	0,068
Normal	0,613	0,367	0,639	0,614
Bueno.....	0,315	0,119	0,276	0,231
Muy bueno.....	0,030	0,047	0,031	0,061
Última reforma:				
Entre 1 y 5 años.....	0,455	0,433	0,415	0,448
Entre 6 y 10 años.....	0,167	0,176	0,173	0,162
Entre 11 y 20 años.....	0,165	0,167	0,173	0,159
Más de 20 años.....	0,180	0,194	0,196	0,188
Ascensor	0,642	0,605	0,590	0,590
Planta:				
Baja	0,046	0,051	0,061	0,070
Primera.....	0,133	0,167	0,136	0,147
Segunda	0,157	0,174	0,177	0,180
Tercera o superior	0,607	0,497	0,508	0,545
Ático	0,055	0,109	0,115	0,055