

PRECIOS
HEDÓNICOS DE LA
VIVIENDA SIN
CARACTERÍSTICAS:
EL CASO DE LAS
PROMOCIONES DE
VIVIENDAS NUEVAS

Olympia Bover y Pilar Velilla

PRECIOS
HEDÓNICOS DE LA
VIVIENDA SIN
CARACTERÍSTICAS:
EL CASO DE LAS
PROMOCIONES DE
VIVIENDAS NUEVAS

Olympia Bover y Pilar Velilla

El Banco de España, al publicar esta serie, pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red INTERNET en la dirección <http://www.bde.es>.

ISSN: 0213-2699

ISBN: 84-7793-759-1

Depósito legal: M. 36592-2001

Imprenta del Banco de España

ÍNDICE

	<i>Páginas</i>
INTRODUCCIÓN.....	7
I. ALGUNAS CARACTERÍSTICAS DEL MERCADO DE LA VIVIENDA EN ESPAÑA Y DATOS UTILIZADOS.....	11
I.1. Algunas características del mercado de la vivienda...	11
I.2. Los datos	13
II. MODELOS ECONOMETRÍCOS	17
II.1. Modelo hedónico con características observadas	17
II.2. Modelo hedónico con variables ficticias de promoción: efectos aditivos.....	19
II.3. Modelo hedónico con variables ficticias de promoción: efectos aditivos y multiplicativos	20
II.4. Cálculo de los errores estándar	22
III. RESULTADOS	25
III.1. Estimaciones.....	25
III.2. Índice agregado	33
III.3. Comparación con el deflactor de la Contabilidad Nacional	36
IV. CONCLUSIONES.....	39
APÉNDICE	41
BIBLIOGRAFÍA	51

INTRODUCCIÓN (1)

Los problemas de medición de los precios vuelven a suscitar interés. El rápido desarrollo de las tecnologías de la información ha planteado de nuevo los inconvenientes y las consecuencias de utilizar métodos tradicionales para medir los precios cuando se han producido cambios sustanciales en calidad. Sin embargo, hay otras áreas en las que la medición adecuada de los precios ajustados por calidad tiene implicaciones de importancia. En este trabajo nos centramos en la medición de los precios de la vivienda nueva. Con frecuencia se han utilizado los métodos hedónicos como alternativa, con el fin de captar convenientemente las mejoras en calidad. Con todo, no hay consenso acerca de los métodos que deberían adoptarse, y es necesario un debate más amplio sobre las ventajas, las limitaciones y los usos de métodos alternativos adaptados a las peculiaridades de los distintos bienes o sectores. Esperamos que este trabajo dé lugar a nuevas discusiones sobre las alternativas existentes para estimar los precios de la vivienda nueva corregidos por calidad.

El considerable peso que tiene en todos los países la vivienda nueva al medir la inversión y el producto reales puede observarse en las columnas 1 y 2 del cuadro A.1. La construcción residencial constituye una parte sustancial de la formación bruta de capital fijo, y su importancia en el PIB total tampoco es despreciable. Por lo tanto, el papel crucial del deflactor de construcción de viviendas nuevas utilizado en la Contabilidad Nacional es obvio. De hecho, el Bureau of Economic Analysis de los Estados Unidos adoptó por primera vez las técnicas hedónicas en 1963, precisamente para el deflactor de las viviendas nuevas en la Contabilidad Nacional, con el fin de tener en cuenta las mejoras, lentas pero constantes, que se producen en la calidad de la construcción. Además, hay un consenso cada vez mayor acerca de que el índice armonizado de

(1) Agradecemos los comentarios y sugerencias de M. Arellano, J. J. Camio, M. Izquierdo, Ll. Matea, F. Restoy y E. Sentana, y damos las gracias al Ministerio de Fomento, Tecnigrama y las Comunidades Autónomas, por la información facilitada. Agradecemos especialmente la ayuda de Teresa Carbajo y de Carmen Marcos a la hora de obtener los datos.

precios de consumo (IAPC) europeo debería incluir las viviendas en régimen de propiedad y de que la manera de hacerlo sería construyendo un índice de precios de vivienda nueva corregido adecuadamente por calidad [véase Eurostat (2000)].

Como alternativa a los métodos tradicionales (e insatisfactorios) de ajuste por calidad, la literatura y los expertos de las oficinas públicas de estadística han venido utilizando el método hedónico desde que Zvi Griliches lo popularizara a comienzos de los años sesenta [véanse, por ejemplo, Griliches (1964, 1971) y Berndt, Griliches y Rappaport (1995)]. En el caso de la vivienda, se utilizan oficialmente índices de precios hedónicos en los Países Bajos, Noruega, Suecia y Estados Unidos [véase OCDE (1997)]. En el Reino Unido se emplea un ajuste por composición (*mix-adjustment*) [véase Department of Environment (1982)]. Este procedimiento puede considerarse como un método no paramétrico similar (aunque más general) a una regresión hedónica basada en las mismas características (2). Pese a su uso generalizado, existe una cierta inquietud sobre la plena adopción de la metodología hedónica. En primer lugar, se suele argumentar que las estimaciones hedónicas de los precios sombra de las características son inestables y que no siempre tienen sentido económico. Sin embargo, estimaciones imprecisas de los coeficientes de pendiente individuales no invalidan necesariamente la inflación estimada corregida por calidad que se deriva de estas estimaciones. En segundo lugar, las características no observadas omitidas correlacionadas con las características incluidas podrían sesgar gravemente las estimaciones hedónicas. Esto podría ser más problemático para determinados productos como la vivienda, dada la importancia, por ejemplo, de la calidad de la construcción o de la ubicación precisa, que son normalmente características no observadas. En tercer lugar, y relacionado con el punto anterior, la adopción de la metodología hedónica supone un importante esfuerzo en la recogida de datos, ya que se necesita información no solo sobre el precio de los productos, sino también sobre sus correspondientes características.

El objetivo de este trabajo es construir un índice de precios para la vivienda nueva en España ajustado por calidad. Utilizamos un amplio conjunto de datos micro con información sobre nuevas viviendas disponibles en el mercado para varias ciudades. Los datos se han recogido dos veces al año en el período comprendido entre 1993 y 1997. La base de datos contiene un número importante de características sobre las viviendas, además del precio, lo que nos permite presentar unas ecuaciones hedónicas estimadas bastante ricas. Además, también presentamos esti-

(2) En la práctica, para que el ajuste por composición sea viable, se pueden considerar muy pocas características.

maciones alternativas de la inflación de los precios de la vivienda, aprovechando el hecho de que la vivienda nueva está agrupada por promociones. Apoyándonos en la variación de corte transversal y temporal dentro de una misma promoción, podemos controlar por las características no observadas de una manera muy general, utilizando efectos específicos de promoción múltiples.

En el capítulo I comentamos brevemente algunas de las características del mercado español de la vivienda relevantes para este trabajo y, luego, describimos los datos. En el capítulo II se presentan los modelos econométricos. Los resultados se discuten en el capítulo III. Se recogen, en primer lugar, las estimaciones por ciudades de los distintos índices de precios que hemos obtenido (precios medios de la vivienda, hedónicos y con efectos de promoción específicos) y, en segundo lugar, los índices agregados que hemos construido a partir de ellos. Por último, nuestro índice de precios de vivienda nueva agregado, ajustado por calidad, se compara con el deflactor para la construcción residencial utilizado en la Contabilidad Nacional. En el capítulo IV se presentan las conclusiones.

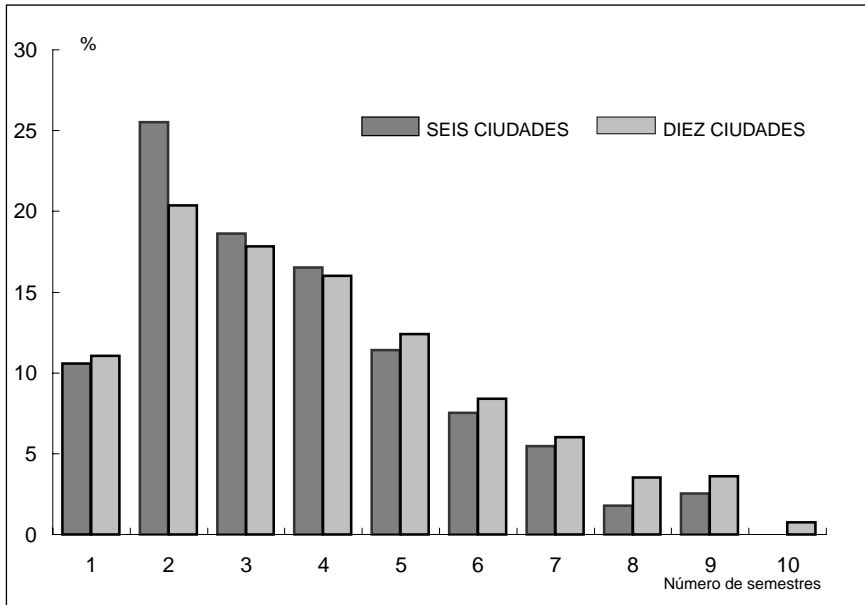
ALGUNAS CARACTERÍSTICAS DEL MERCADO DE LA VIVIENDA EN ESPAÑA Y DATOS UTILIZADOS

I.1. Algunas características del mercado de la vivienda

Como es bien sabido, España es uno de los países europeos que registra uno de los porcentajes más elevados de vivienda en propiedad (85 %, aproximadamente). Ello se debe, probablemente, a las distintas políticas de vivienda adoptadas desde los años sesenta, cuando las autoridades tuvieron que hacer frente al gran número de inmigrantes que se trasladó de la España rural a la urbana (antes de 1960 menos de la mitad de la población poseía vivienda propia). A lo largo de esa década, los sucesivos gobiernos decidieron subvencionar la vivienda mediante subsidios a los tipos de interés de los préstamos para compra de vivienda, en lugar de subvencionar los alquileres, y esta política se ha mantenido sin cambios fundamentales hasta la actualidad. Hoy en día, no existe una alternativa real a la compra de vivienda, si se está buscando un alojamiento a medio o a largo plazo.

Otra característica distintiva, que tal vez sea menos conocida, es la enorme proporción de vivienda nueva. En primer lugar, en los años sesenta y setenta el sector de la construcción desarrolló una intensa actividad para poder dar alojamiento a los inmigrantes. En la actualidad, el peso de la vivienda nueva sigue siendo muy notable. La proporción de la construcción residencial en la construcción total es la más elevada de los países de la OCDE (véase cuadro A.1, columna 3). A su vez, las viviendas de nueva construcción (y las mejoras) representan la mayor parte de la vivienda residencial, de una manera nunca vista en otros países para los que disponemos de información (véase cuadro A.1, columnas 4 y 5). Ciertamente, se necesitan viviendas para la generación del *baby-boom*, hijos de aquellos inmigrantes. Las migraciones de los años sesenta y comienzos de los setenta, junto con unas tasas de fertilidad muy altas en aquel tiempo, han generado una demanda elevada de vivienda nueva en las ciudades y en sus alrededores. Además, el número de segundas

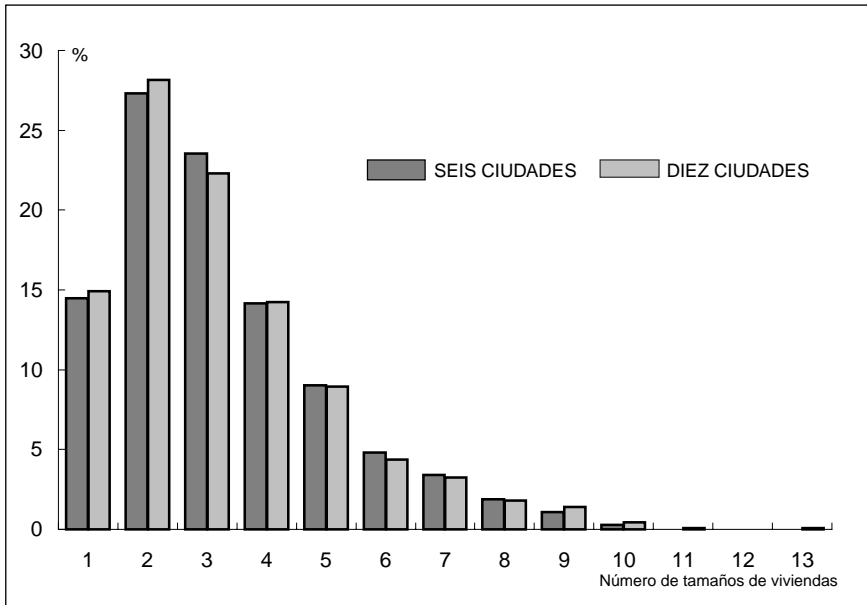
VIDA DE LAS PROMOCIONES: NÚMERO DE SEMESTRES EN EL MERCADO



residencias se ha incrementado considerablemente (un 39 % entre 1981 y 1991). Comprensiblemente, los españoles se han acostumbrado, en cierto modo, a la continua construcción de nuevas viviendas (e incluso han desarrollado una preferencia por la vivienda nueva).

La vivienda nueva en España se produce por medio de constructores y promotores que compran los terrenos, construyen la vivienda (o subcontratan su construcción) y ponen el producto terminado a la venta. Una promoción puede tomar la forma de uno o varios bloques de pisos o de varias casas, con unos niveles de calidad similares, que se construyen juntos en el mismo lugar. Pueden compartir determinadas instalaciones, como el garaje o el jardín. La venta de viviendas suele comenzar en el lugar en que se va a construir la promoción antes de que se inicien las obras (se ha convertido en práctica habitual la compra sobre plano) y continúa hasta que se venden todas las viviendas. Por lo tanto, una promoción está en el mercado durante un largo período, de 18 a 24 meses en promedio (pero véase el gráfico I.1 para la distribución de la duración de las promociones en nuestra muestra). Normalmente, en cada promoción, hay viviendas de distintos tamaños (véase el gráfico I.2, para la distribución del número de tamaños de las viviendas por promoción). Los posibles compradores visitan las promociones y recogen información directamente, en lugar de utilizar las agencias inmobiliarias.

NÚMERO DE DISTINTOS TAMAÑOS DE VIVIENDAS POR PROMOCIÓN



I.2. Los datos

La base de datos, facilitada por el Ministerio de Fomento, contiene información sobre la oferta de vivienda nueva disponible (pisos y casas) en las principales ciudades españolas. A este fin, los encuestadores visitan dos veces al año todas las nuevas promociones privadas, como si fueran posibles compradores. La cantidad de información recogida en esta base es grande. Para cada promoción, se detallan los distintos tipos de vivienda disponibles. Las diferencias radican en el número de dormitorios y en la superficie construida. Además, aparte del precio y de los metros cuadrados de la vivienda, hay información sobre las características siguientes: distrito municipal, número total de viviendas en la promoción, número total de viviendas a la venta, número de dormitorios, número de cuartos de baños, garaje, calefacción, aire acondicionado, armarios empotrados, muebles de cocina, trasteros, ascensores, jardín, piscina y zonas deportivas, entre otras. La amplia gama de características recogidas es una de las principales ventajas de esta base de datos. Hace posible la estimación de ecuaciones hedónicas y su comparación con métodos alternativos de obtención de índices de precios de la vivienda. Sin embargo, para poder utilizar los datos sobre las características, se ha necesitado una intensa labor de filtrado y verificación de la información original.

Una variable importante para los métodos que utilizamos es el identificador de promoción. Hemos construido un identificador único, utilizando los indicadores de provincia, ciudad y distrito municipal, el número original de la promoción y el número total de viviendas construidas en la promoción. También hemos tenido en cuenta la posibilidad de que, después de que se haya vendido completamente una promoción, se le haya asignado el mismo número en la base de datos original a una promoción diferente dentro del mismo distrito (1).

Los datos se comenzaron a recoger en Madrid y en Barcelona en 1990 (en el primer y en el segundo semestre, respectivamente), y se incorporaron otras ciudades a la muestra en períodos sucesivos. Sin embargo, en 1993 la metodología de la encuesta cambió sustancialmente. Por ejemplo, hemos detectado que hay diferencias en la definición de algunas características, que no se dispone de datos sobre los distritos municipales de algunas ciudades con anterioridad a 1993 y que, hasta 1993, el número asignado inicialmente a una promoción concreta no se mantenía todo el tiempo. Además, como veremos a continuación, no hay información desagregada sobre la distribución de los tipos de vivienda por promoción para ninguna ciudad antes de 1993. Así pues, nuestro período muestral se inicia en 1993 y termina en 1997 (primer semestre para todas las ciudades, salvo Madrid y Barcelona, ciudades para las que también contamos con información para el segundo semestre), el último período para el que disponemos de datos.

Una primera limitación de los datos es que la información sobre los precios refleja los precios de oferta en lugar del precio al que verdaderamente se realiza la transacción. No obstante, los descuentos son mucho menos frecuentes en la venta de vivienda nueva que en la vivienda de segunda mano.

En segundo lugar, disponemos de información fiable sobre el número de viviendas en oferta en cada promoción en cada período, pero no sobre el número de viviendas que se han vendido realmente. Hemos tratado, sin éxito, de obtener el número de viviendas vendidas a partir de los cambios en el número de viviendas ofertadas en el tiempo. El problema principal radica en que, a veces, el número de viviendas en oferta aumenta de un período a otro. Las posibles explicaciones de este hecho se encuentran en que puede que los compradores se arrepientan, los constructores se queden con algunas viviendas para venderlas más tarde y también que una promoción concreta se construya en varias fases.

(1) Si falta información sobre una promoción concreta durante dos (o más) períodos consecutivos (semestres), consideramos que el mismo número de promoción original corresponde, de hecho, a promociones diferentes.

Por último, para algunas de las ciudades y/o para algunos períodos, conocemos los distintos tipos de viviendas en venta en cada promoción, el número total de viviendas en venta en cada una de ellas, pero no sabemos cuántas de cada tipo están en venta por promoción. Por consiguiente, en nuestro análisis empírico estudiamos, en primer lugar, las ciudades (y el período) para los que disponemos de datos sobre la distribución de los tipos de vivienda, desagregados por promoción, es decir, Cádiz y alrededores (2), alrededores de Madrid (3), Málaga, Valencia, Valladolid y Zaragoza, desde 1993 a 1997 (nuestra muestra de seis ciudades). En segundo lugar, para construir un índice agregado lo más representativo posible, consideramos una muestra más amplia, que incluye también Barcelona, Bilbao, Madrid y Sevilla (nuestra muestra de diez ciudades). Para poder estudiar estas ciudades, de las que no disponemos de información sobre la distribución de los tipos de vivienda por promoción, suponemos que la distribución agregada de las viviendas en cada ciudad (por número de dormitorios) se mantiene dentro de cada promoción. Por lo tanto, si se utiliza el número total de viviendas en venta en cada promoción, así como los tipos de vivienda disponibles en cada una de ellas, podemos obtener el número imputado de viviendas de cada tipo disponibles por promoción.

Los cuadros A.2 y A.3 (uno para cada muestra) presentan las estadísticas descriptivas de la evolución, a lo largo de nuestro período muestral, de las variables utilizadas en nuestro análisis. Es interesante observar que la importante caída en el nivel de precios absolutos acaecida en 1994 se dio al mismo tiempo que se produjo una importante reducción en el tamaño medio de las viviendas. En este mismo año también se registraron empeoramientos adicionales en la calidad, debido al fuerte descenso en la proporción de viviendas con cocina completa, aire acondicionado o zonas deportivas. No obstante, en 1997 la mayoría de las características deseables (salvo la superficie construida, las zonas deportivas y el aire acondicionado) han aumentado significativamente con respecto a 1993.

Los modelos econométricos se estimarán por separado para cada ciudad (o grupo de municipios vecinos). Para agregar los distintos índices obtenidos, aplicamos las ponderaciones derivadas de nuestra muestra, y, para comprobar la validez de estas ponderaciones, utilizamos también los datos anuales de licitaciones, facilitados por el Ministerio de Fomento para cada municipio.

(2) Puerto de Santa María y San Fernando.

(3) Alcalá de Henares, Alcobendas, Alcorcón, Coslada, Fuenlabrada, Getafe, Leganés, Majadahonda, Móstoles, Parla, Pozuelo de Alarcón, Las Rozas de Madrid, San Fernando de Henares, San Sebastián de los Reyes y Torrejón de Ardoz.

II

MODELOS ECONOMÉTRICOS

En esta sección presentamos los diferentes modelos econométricos que hemos estimado para corregir por cambios en la calidad de la vivienda: en primer lugar, un modelo hedónico estándar basado en las características observadas y, luego, los modelos hedónicos con efectos de promoción, que proponemos para controlar por las características no observadas de la vivienda.

II.1. Modelo hedónico con características observadas

Estimamos ecuaciones hedónicas estándar de la forma:

$$p_{it} = \alpha_0 + \alpha_t + m_t + \sum_k \alpha_{kit} c_{kit} + \epsilon_{it} \quad (t = 1, \dots, T) \quad [1]$$

donde $p = \log P$ y P es el precio de la vivienda, $m = \log M$ y M es su superficie, c son un conjunto de variables ficticias que indican la presencia de determinadas características, como el jardín, el garaje, los armarios empotrados, el aire acondicionado, la piscina, la ubicación, por ejemplo, por distritos, etc., t e i representan el período y la vivienda, respectivamente. Los términos α_t son coeficientes de variables ficticias de tiempo definidos como variaciones con respecto al valor del año base α_0 , de

modo que $\alpha_t = \sum_{s=1}^T d_{sit} \alpha_s$, donde d_{sit} toma el valor 1 cuando $s = t$, y 0 en otros casos. En total, se observan $(T + 1)$ períodos.

En lugar de definir nuestra variable dependiente en términos de precio por metro cuadrado y, por lo tanto, suponer que el precio es estrictamente proporcional a la superficie construida (manteniendo constantes las demás características), estimamos la elasticidad precio-tamaño .

Además, en el análisis empírico permitiremos que dicha elasticidad varíe en función de alguna de las características de la vivienda, en particular de las instalaciones de la promoción compartidas con otros vecinos, como el jardín. De hecho, sería de esperar que el precio fuera menos que estrictamente proporcional al tamaño cuando existen muchas instalaciones comunes.

Para nuestras ecuaciones, especificamos una forma logarítmica doble que capta la relación no lineal entre el precio y la superficie en metros cuadrados y permite una interpretación sencilla de los coeficientes estimados. En concreto, las variables ficticias de tiempo (anuales en nuestra especificación empírica) definidas con respecto a la constante de la ecuación reflejan (tras una transformación sencilla) las variaciones en los precios con respecto al año base que no se deben a cambios en las características incluidas en la ecuación. Esto es así porque consideramos que los precios sombra de las distintas características (β_k) se mantienen constantes a lo largo de nuestro período muestral. Ciertamente, no pensamos que las variaciones en los precios de la vivienda se deban a cambios en el precio de las características a lo largo del período considerado (1). No obstante, tratamos de estimar ecuaciones anuales de manera que los precios sombra de las características varíen anualmente. Los coeficientes estimados de las características son demasiado inestables en el tiempo, probablemente debido a los problemas de colinealidad tan frecuentes en las ecuaciones hedónicas tradicionales. Sin embargo, este hecho no invalida necesariamente las variaciones en los precios, corregidos por calidad, estimadas a partir de estas regresiones hedónicas, sino que únicamente dificulta cualquier interpretación económica de la evolución de los precios sombra estimados.

Dada nuestra forma funcional, medimos las variaciones en los precios de la vivienda con respecto al año base por la tasa de crecimiento de los precios medios, es decir, $[E(P_t) - E(P_0)] / E(P_0)$. Dado que $\ln p_{it} = E(p_{it} - p_{i0} | m = m_{i0}, c = c_{i0})$, la tasa de crecimiento de los precios medios con respecto al año base viene dada, aproximadamente, por $\exp(\gamma) - 1$. La aproximación es exacta cuando los precios tienen una distribución lognormal con una varianza constante en el tiempo (2).

Para evaluar el alcance del ajuste por calidad de los distintos modelos que hemos estimado, estimamos también la ecuación:

$$(p_{it} - m_t) = \alpha_0 + \gamma_t + u_{it} \quad [2]$$

(1) En cambio, esto sería de esperar, por ejemplo, en el caso de los ordenadores.

(2) Una medida alternativa es la media de las tasas de crecimiento: $E[(P_t - P_0) / P_0] = E(P_t / P_0) - 1$. Sin embargo, esta medida depende de la varianza condicional de $(p_{it} - p_{i0})$.

La π estimada en [2] es nuestra medida de la inflación de los precios de la vivienda no ajustada por calidad, que es equivalente a las estadísticas de precios medios de la vivienda disponibles habitualmente, definidas en términos de precios por metro cuadrado.

II.2. Modelo hedónico con variables ficticias de promoción: efectos aditivos

Una limitación importante en la utilización de las ecuaciones hedónicas estándar para corregir por calidad de la vivienda es que el investigador no observa algunas de las variables que se podrían considerar determinantes importantes del precio de una casa o de un piso. La ubicación concreta (que ni el código postal ni otras clasificaciones disponibles permiten determinar con precisión), los medios de transporte, el tráfico, la proximidad a los servicios o la calidad de la construcción pueden citarse como algunas de estas características no observadas, pero generalmente relevantes. Dado que es probable que estas características no observadas estén correlacionadas con variables ficticias de tiempo y con m , su omisión podría sesgar la inflación estimada de los precios de la vivienda, incluso utilizando la metodología hedónica.

En este trabajo proponemos aprovechar el rasgo característico de las promociones en el mercado español de la vivienda para tener en cuenta estas variables no observables. Como se ha podido ver en el capítulo I, una nueva promoción suele adoptar la forma de numerosas viviendas construidas al mismo tiempo en forma de uno o varios bloques de pisos o de varias casas. Una promoción puede observarse durante un amplio período de tiempo (véase gráfico I.1), ya que la información sobre ella es pública desde las etapas iniciales de la obra hasta el momento en el que se venden las viviendas. Los pisos y las casas que pertenecen a una misma promoción se construyen con niveles de calidad similares y pueden compartir instalaciones comunes, como el garaje, el jardín o la piscina. Además, aparte de las características observadas, las viviendas de una misma promoción comparten también características no observadas, como las que hemos mencionado anteriormente. Por lo tanto, se trata de tener en cuenta un efecto de promoción específico, π_j , que se identifica mediante observaciones repetidas a lo largo del tiempo, y la disponibilidad de distintos tipos de viviendas (definidas por la superficie construida) en cada promoción (3).

(3) Las promociones con un único tipo de vivienda y observadas solo una vez han tenido que excluirse de la muestra para estimar este modelo.

La ecuación con efectos específicos de promoción aditivos adopta la forma:

$$p_{ijt} = \alpha_t + \beta_j m_{ijt} + \gamma_j + \epsilon_{ijt} \quad [3]$$

donde β_j representa la promoción. Obsérvese que, ya que todas las características observables de la vivienda (excepto la superficie construida) son constantes para una promoción dada, se encuentran incluidas en el efecto de promoción β_j . Para una promoción dada, β_j no varía con t , pero, puesto que las promociones existentes cambian con el tiempo, los efectos de promoción captan variaciones temporales.

Estimamos [3] por MCO, después de transformar las variables en desviaciones con respecto a las medias de promoción, es decir,

$$(p_{ijt} - \bar{p}_j) = \sum_{s=1}^T (d_{sijt} - \bar{d}_{sj}) + (\beta_j (m_{ijt} - \bar{m}_j)) + (\epsilon_{ijt} - \bar{\epsilon}_j) \quad [4]$$

donde \bar{p}_j es la media de promoción de p_{ijt} , y lo mismo para las demás variables. Obsérvese que también introducimos las variables ficticias de tiempo en desviaciones con respecto a las medias de promoción.

II.3. Modelo hedónico con variables ficticias de promoción: efectos aditivos y multiplicativos

Con mayor generalidad, como ya se ha mencionado, podría pensarse que algunas instalaciones de la promoción pueden influir en la elasticidad precio-tamaño. Por lo tanto, generalizamos el modelo anterior de efectos de promoción aditivos y tenemos en cuenta las características no observables que actúan también de manera multiplicativa.

El modelo con efectos de promoción aditivos y multiplicativos es:

$$p_{ijt} = \alpha_t + \beta_j m_{ijt} + \gamma_j + \epsilon_{ijt} \quad [5]$$

Estimamos los coeficientes β_j de [5] por MCO en la siguiente ecuación transformada:

$$(p_{ijt} - \bar{p}_j) - \hat{\beta}_j (m_{ijt} - \bar{m}_j) = \sum_{s=1}^T [(d_{sijt} - \bar{d}_{sj}) - \hat{\beta}_j (m_{ijt} - \bar{m}_j)] + \epsilon_{ijt} \quad [6]$$

+ error transformado

donde $\hat{\alpha}_t$ es el coeficiente de pendiente específico de promoción en la regresión por MCO de p_{ijt} sobre m_{ijt} :

$$\hat{\alpha}_{jt} = \frac{(p_{ijt} - \bar{p}_j)(m_{ijt} - \bar{m}_j)}{(m_{ijt} - \bar{m}_j)^2} \quad [7.1]$$

y $\hat{\alpha}_{sj}$ es el coeficiente de pendiente específico de promoción en la regresión por MCO de d_{sijt} sobre m_{ijt} :

$$\hat{\alpha}_{sjt} = \frac{(d_{sijt} - \bar{d}_{sj})(m_{ijt} - \bar{m}_j)}{(m_{ijt} - \bar{m}_j)^2} \quad [7.2]$$

Obsérvese que, para este modelo, necesitamos promociones con más de un tipo de vivienda, con el fin de tener variaciones intrapromoción de la superficie construida (4). No era así en el modelo anterior, en el que únicamente se tuvieron en cuenta los efectos de promoción aditivos.

Dado que $\hat{\alpha}_j = \hat{\alpha}_j - \sum_{s=1}^T \hat{\alpha}_s$, una vez que hemos estimado $\hat{\alpha}_s$, el $\hat{\alpha}_j$ puede estimarse como

$$\hat{\alpha}_j = \hat{\alpha}_j - \sum_{s=1}^T \hat{\alpha}_s$$

Del mismo modo, $\hat{\beta}_j$ puede estimarse como

$$\hat{\beta}_j = \bar{p}_j - \sum_{s=1}^T \hat{\alpha}_s \bar{d}_{sj} - \hat{\alpha}_j \bar{m}_j$$

A partir de esas cantidades, podemos obtener sus medias y medianas para el conjunto de las promociones.

Los modelos con efectos específicos de promoción que hemos presentado son atractivos porque permiten obtener, de una manera fácil de calcular, índices de precios de la vivienda que son robustos a las características no observables omitidas que pueden ser relevantes para determinar el precio de una vivienda. Además, al contrario que en el modelo

(4) En este caso, todas las promociones con un único tipo de vivienda tienen que excluirse de la muestra.

hedónico habitual, los datos que se necesitan son pocos (solo el precio, la superficie construida y el identificador de promoción), ya que se tienen en cuenta todas las características específicas de promoción. La obtención de observaciones repetidas a lo largo del tiempo no parece problemática, dado que cualquier nueva promoción se mantiene en el mercado durante un período considerable.

Naturalmente, con estos modelos no obtenemos estimaciones directas del precio sombra de las características, y las variaciones de precios ajustados por calidad se definen como la variación residual de precios, es decir, la variación no atribuible a cambios en el precio de las características. No obstante, suponiendo que las características observadas y no observadas no están correlacionadas, las estimaciones de los precios sombra de las características observadas pueden obtenerse en una segunda etapa mediante una regresión de los efectos de promoción estimados sobre sus características observadas.

El método anterior se basa en la variación de precios dentro de una misma promoción a lo largo del tiempo para captar la inflación neta de cambios en las características de promoción no observadas. Un sesgo potencial en nuestras estimaciones procede de la existencia de diferencias sistemáticas entre las viviendas vendidas al comienzo y al final de una promoción. Nuestro método tendrá en cuenta estas diferencias, siempre que la superficie en metros cuadrados u otras variables observables las capten, pero no si se produjeran variaciones de las características no observadas dentro de una misma promoción.

II.4. Cálculo de los errores estándar

Nuestros datos se componen de observaciones sobre viviendas individuales que pertenecen a distintas promociones. En cada promoción se observan varios tipos de vivienda para un cierto número de períodos. Para la muestra de seis ciudades, observamos el número de viviendas de cada tipo en una promoción y un período de tiempo dados (mientras que, para las cuatro ciudades restantes de la muestra de diez, estas cifras son imputadas). Los precios observados de todas las viviendas de un tipo, promoción y período dados son los mismos.

Sea n el número total de observaciones individuales de la muestra y q el número de grupos de observaciones de tipo-promoción-período con el mismo precio observado. El estimador MCO en la muestra n original y el estimador MCG agrupado en la muestra q proporcionan las mismas estimaciones, aunque los errores estándar convencionales de este último son $(n/q)^{1/2}$ veces mayores que los obtenidos con el primero.

Los errores estándar del estimador MCO en la muestra n son adecuados si consideramos que los precios observados y los efectivos coinciden, de manera que no hay variación en los precios dentro de los grupos tipo-promoción-período. Por otra parte, los errores estándar del estimador MCG de la muestra q serían adecuados si tratáramos los precios observados como medias de grupo de los precios efectivos subyacentes, con tanta variación intragrupos como intergrupos.

Claramente, este último no es un supuesto razonable. Por ello, nos basamos en la muestra n para la inferencia, utilizando al mismo tiempo errores estándar que son robustos a la heteroscedasticidad. Una posibilidad intermedia sería suponer una determinada varianza intragrupo distinta de cero, pero no lo hacemos, ya que tal elección sería arbitraria, y consideramos que la variación en los precios de transacción de un cierto tipo y promoción, en un período dado, es pequeña.

III

RESULTADOS

III.1. Estimaciones

En los cuadros III.1 y III.2 presentamos las estimaciones de los parámetros correspondientes a las seis ciudades para las que disponemos de datos desagregados a nivel de promoción. Los resultados del cuadro III.3 corresponden a las cuatro ciudades en las que la distribución de las viviendas por tipo se imputa para cada promoción.

Dado que el principal objetivo de este trabajo es obtener índices de precios ajustados por calidad, y que estimamos las ecuaciones para muchas ciudades, en general presentamos, básicamente, las estimaciones de los coeficientes de las variables ficticias de tiempo. No obstante, para comentar brevemente las estimaciones de los precios sombra de las características obtenidas a partir del modelo hedónico, en el cuadro III.1 presentamos dichas estimaciones para los 15 municipios de los alrededores de Madrid, pero las omitimos para el resto de las ciudades que aparecen en los cuadros III.2 y III.3.

Para cada ciudad (o grupo de municipios), presentamos la estimación de los diferentes modelos y especificaciones, desde los más restrictivos hasta los más generales, en términos de ajuste de calidad. La primera columna corresponde a la estimación de la ecuación [2], es decir, nuestra medida de lo que normalmente se considera inflación de la vivienda (medida por el precio medio por metro cuadrado). En la segunda columna relajamos el supuesto de proporcionalidad estricta entre precio y superficie construida. En la tercera introducimos variables ficticias de ubicación. Como regla general para todas las ciudades, utilizamos la información más desagregada disponible en los datos sobre la ubicación de las viviendas, que, normalmente, corresponde a distritos municipales, salvo en Cádiz y en los alrededores de Madrid, que corresponde a municipios. En la columna 4 presentamos los resultados obtenidos al estimar una ecuación hedónica estándar con características observadas (de la

**AJUSTES DE CALIDAD E INFLACIÓN DE PRECIOS DE LA VIVIENDA
(APROXIMADA POR DIFERENCIA EN LOS LOGARITMOS)
CON RESPECTO AL AÑO BASE: ALREDEDORES DE MADRID**

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	0,7837 (223,41) (b)	0,7223 (317,92)	0,7464 (229,98)	0,7603 (255,81)	0,7623 (255,81)
Log(M)* piscina	—	—	—	-0,3242 (25,42)	—	—
Log(M)*piscina* log(nº viviendas)	—	—	—	0,0640 (24,88)	—	—
Garaje incluido	—	—	—	-0,0106 (6,49)	—	—
Aire acondic.	—	—	—	0,0286 (7,45)	—	—
Cocina con armarios	—	—	—	0,0904 (39,35)	—	—
Coc. armarios y electrodomésticos.	—	—	—	0,1018 (37,56)	—	—
Jardín	—	—	—	0,1176 (21,07)	—	—
Jardín*log(nº viviendas)	—	—	—	-0,0441 (38,27)	—	—
Piscina	—	—	—	1,5875 (26,22)	—	—
Piscina*log (nº viviendas)	—	—	—	-0,3002 (24,62)	—	—
Instalaciones deportivas	—	—	—	0,0242 (15,24)	—	—
Armarios empotrados	—	—	—	0,1131 (22,94)	—	—
Trastero	—	—	—	-0,0162 (10,97)	—	—
Constante	4,9559 (2163,67)	5,9994 (349,79)	6,6156 (537,03)	6,2726 (374,01)	6,0412 (6,0521 (d))	6,0875 (6,0322 (d))
Ficticia 1994	0,0013 (0,37)	-0,0372 (11,35)	-0,0212 (9,48)	0,0173 (8,00)	0,0539 (15,53)	0,0177 (5,45)
Ficticia 1995	-0,0272 (7,98)	-0,0544 (17,14)	-0,0211 (9,49)	0,0096 (4,41)	0,0546 (15,32)	0,0197 (6,01)
Ficticia 1996	-0,0116 (3,61)	-0,0238 (8,20)	-0,0002 (0,11)	0,0145 (6,65)	0,0518 (13,87)	0,0207 (6,15)
Ficticia 1997	0,0260 (6,53)	0,0216 (6,05)	0,0147 (6,08)	0,0237 (9,16)	0,0529 (13,77)	0,0192 (5,40)
Nº observ.	46.558	46.558	46.558	46.558	45.007	36.536
R ²	—	0,57	0,84	0,87	—	—

Notas:

- (a) También se han incluido 14 ficticias de municipio.
(b) *t-ratios* entre paréntesis.
(c) Media y mediana de las elasticidades estimadas específicas de promoción.
(d) Media y mediana de los efectos estimados específicos de promoción.

**AJUSTES DE CALIDAD E INFLACIÓN DE PRECIOS DE LA VIVIENDA
(APROXIMADA POR DIFERENCIA EN LOS LOGARITMOS)
CON RESPECTO AL AÑO BASE**

VALENCIA

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	1,1138 (152,51) (b)	1,0755 (197,93)	1,0346 (201,75)	0,9249 (208,64)	0,9536 (0,9170) (c)
Ficticia 1994	-0,0617 (16,38)	-0,0622 (16,60)	-0,0696 (22,18)	-0,0511 (17,35)	-0,0715 (29,59)	-0,0574 (19,67)
Ficticia 1995	-0,0276 (6,63)	-0,0268 (6,52)	-0,0434 (13,94)	-0,0537 (17,61)	-0,0710 (24,21)	-0,0607 (17,81)
Ficticia 1996	0,0118 (2,85)	0,0130 (3,16)	0,0381 (10,80)	-0,0255 (6,27)	-0,0665 (20,78)	-0,0593 (15,86)
Ficticia 1997	0,0026 (0,62)	0,0060 (1,47)	0,0175 (4,98)	-0,0509 (11,23)	-0,0742 (19,65)	-0,0618 (13,93)
Nº observ.	28.185	28.185	28.185	28.185	26.970	23.895
R ²	—	0,62	0,75	0,80	—	—

Notas:

- (a) También se han incluido 17 ficticias de distrito municipal.
(b) Como en el cuadro III.1.
(c) Como en el cuadro III.1.

ZARAGOZA

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	0,8086 (132,01) (b)	0,7466 (154,31)	0,7232 (127,13)	0,7759 (118,12)	0,8475 (0,8339) (c)
Ficticia 1994	-0,0144 (2,86)	-0,0090 (1,76)	-0,0579 (19,06)	-0,0482 (16,53)	-0,0731 (24,12)	-0,0735 (22,07)
Ficticia 1995	-0,0190 (4,10)	-0,0203 (4,60)	-0,0132 (4,88)	-0,0032 (1,26)	-0,0335 (8,52)	-0,0247 (5,76)
Ficticia 1996	0,0043 (0,94)	0,0031 (0,69)	-0,0274 (9,61)	-0,0293 (10,94)	-0,0320 (8,03)	-0,0230 (5,39)
Ficticia 1997	0,0558 (9,57)	0,0553 (9,96)	0,0234 (5,58)	0,0100 (2,60)	-0,0263 (6,27)	-0,0186 (4,10)
Nº observ.	26.644	26.644	26.644	26.644	25.996	19.995
R ²	—	0,49	0,81	0,85	—	—

Notas:

- (a) También se han incluido 11 ficticias de distrito municipal.
(b) Como en el cuadro III.1.
(c) Como en el cuadro III.1.

**AJUSTES DE CALIDAD E INFLACIÓN DE PRECIOS DE LA VIVIENDA
(APROXIMADA POR DIFERENCIA EN LOS LOGARITMOS)
CON RESPECTO AL AÑO BASE (continuación)**

MÁLAGA

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	0,8293 (116,93) (b)	0,8149 (106,22)	0,7865 (106,24)	0,8376 (108,82)	0,8702 (108,82)
Ficticia 1994	-0,0415 (7,16)	-0,0530 (10,04)	-0,0510 (10,48)	-0,0332 (6,49)	-0,0139 (1,88)	-0,0227 (2,78)
Ficticia 1995	0,0143 (2,71)	-0,0116 (2,51)	-0,0019 (0,43)	0,0215 (4,55)	0,0344 (4,04)	-0,0067 (0,81)
Ficticia 1996	0,0519 (8,51)	0,0337 (5,71)	0,0508 (8,89)	0,0859 (15,25)	0,0389 (4,59)	-0,0016 (0,19)
Ficticia 1997	0,0307 (5,15)	0,0055 (0,99)	0,0358 (6,57)	0,0456 (7,79)	0,0205 (2,27)	-0,0197 (2,17)
Nº observ.	10.093	10.093	10.093	10.093	9.831	8.452
R ²	—	0,69	0,75	0,79	—	—

Notas:

(a) También se han incluido 5 ficticias de distrito municipal.

(b) Como en el cuadro III.1.

(c) Como en el cuadro III.1.

VALLADOLID

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	0,8035 (83,46) (b)	0,7874 (84,75)	0,6867 (55,91)	0,7621 (70,10)	0,7830 (70,10)
Ficticia 1994	0,0501 (6,33)	0,0465 (6,12)	0,0407 (6,53)	0,0260 (4,30)	-0,0231 (3,56)	0,0124 (1,16)
Ficticia 1995	0,0713 (9,30)	0,0556 (7,72)	0,0523 (9,01)	0,0515 (8,67)	-0,0326 (4,44)	0,0085 (0,77)
Ficticia 1996	0,0950 (12,06)	0,0732 (9,85)	0,0682 (10,81)	0,0720 (11,36)	-0,0514 (5,91)	0,0008 (0,07)
Ficticia 1997	0,1147 (12,71)	0,0969 (11,99)	0,0972 (13,20)	0,0594 (8,26)	-0,0679 (6,75)	-0,0011 (0,10)
Nº observ.	6.122	6.122	6.122	6.122	5.891	5.355
R ²	—	0,65	0,70	0,79	—	—

Notas:

(a) También se han incluido 11 ficticias de distrito municipal.

(b) Como en el cuadro III.1.

(c) Como en el cuadro III.1.

**AJUSTES DE CALIDAD E INFLACIÓN DE PRECIOS DE LA VIVIENDA
(APROXIMADA POR DIFERENCIA EN LOS LOGARITMOS)
CON RESPECTO AL AÑO BASE (continuación)**

CÁDIZ

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	0,9688 (90,49) (b)	0,9848 (114,14)	0,9000 (85,57)	0,8906 (95,93)	0,8899 (93,41) (c)
Ficticia 1994	-0,0949 (8,65)	-0,0971 (8,65)	-0,0879 (8,98)	-0,1354 (12,73)	-0,3527 (11,86)	-0,0869 (6,14)
Ficticia 1995	-0,0795 (7,40)	-0,0807 (7,43)	-0,0779 (8,25)	-0,1267 (11,78)	-0,3442 (11,67)	-0,0801 (5,69)
Ficticia 1996	-0,0462 (4,36)	-0,0455 (4,34)	-0,0460 (5,04)	-0,1068 (9,62)	-0,3451 (11,73)	-0,0793 (5,65)
Ficticia 1997	-0,0843 (7,42)	-0,0840 (7,41)	-0,0576 (5,80)	-0,0869 (7,66)	-0,3456 (11,66)	-0,0829 (5,56)
Nº observ.	5.527	5.527	5.527	5.527	5.397	4.480
R ²	—	0,63	0,71	0,79	—	—

Notas:

- (a) También se han incluido 2 ficticias de municipio.
(b) Como en el cuadro III.1.
(c) Como en el cuadro III.1.

forma de la ecuación [1]), en la que las características que se incluyen son las mismas para todas las ciudades. Por último, en las columnas 5 y 6 aparecen los resultados de nuestros modelos con efectos específicos de promoción, solo con efectos aditivos, y con efectos aditivos y multiplicativos, respectivamente.

Nuestra base de datos incluye otras medidas del tamaño de la vivienda, aparte de la superficie construida; concretamente, el número de dormitorios y el número de cuartos de baño. No obstante, la inclusión de demasiadas variables de tamaño dificultó la interpretación de las estimaciones de los parámetros. Por consiguiente, decidimos utilizar solamente la superficie construida, porque, a nuestro juicio, es una medida más exacta y fiable del tamaño. Por ejemplo, pueden existir diferencias de superficie (tanto de corte transversal como en el tiempo) entre viviendas con el mismo número de dormitorios. En nuestra ecuación hedónica convencional, además de incluir en forma aditiva las diversas características disponibles (1), tomamos en consideración las distintas interacciones

(1) Se observa si una vivienda es un piso o una casa. Es interesante señalar que la variable ficticia correspondiente no es significativa cuando se incluyen todas las demás características.

**AJUSTES DE CALIDAD E INFLACIÓN DE PRECIOS DE LA VIVIENDA
(APROXIMADA POR DIFERENCIA EN LOS LOGARITMOS)
CON RESPECTO AL AÑO BASE**

MADRID

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	0,9412 (289,91) (b)	0,9615 (400,32)	0,9298 (296,40)	0,9030 (504,01)	0,9155 (0,9283) (c)
Ficticia 1994	-0,058 (15,95)	-0,0589 (16,33)	-0,0086 (4,12)	-0,0050 (2,50)	-0,0036 (3,24)	-0,0076 (7,39)
Ficticia 1995	-0,0066 (2,03)	-0,0039 (1,21)	0,0278 (14,06)	0,0257 (13,85)	-0,0047 (3,37)	-0,0116 (8,68)
Ficticia 1996	0,0019 (0,62)	0,0042 (1,39)	0,0119 (6,08)	0,0151 (8,19)	-0,0153 (9,73)	-0,0214 (14,06)
Ficticia 1997	-0,0383 (12,70)	-0,0337 (11,07)	0,0070 (3,61)	0,0045 (2,37)	-0,0244 (14,38)	-0,0314 (19,30)
Nº observ.	63.159	63.159	63.159	63.159	61.688	57.937
R ²	—	0,64	0,87	0,89	—	—

Notas:

- (a) También se han incluido 19 ficticias de distrito municipal.
(b) Como en el cuadro III.1.
(c) Como en el cuadro III.1.

BARCELONA

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	1,1893 (120,65) (b)	1,0261 (147,51)	0,9504 (125,89)	0,8329 (91,86)	0,8532 (0,8253) (c)
Ficticia 1994	-0,0189 (3,10)	-0,0232 (3,91)	-0,0151 (2,94)	-0,0042 (0,84)	0,0083 (1,99)	0,0260 (5,90)
Ficticia 1995	0,0609 (8,72)	0,0663 (9,77)	-0,0177 (3,48)	0,0002 (0,04)	0,0257 (6,43)	0,0426 (8,71)
Ficticia 1996	0,0004 (0,07)	0,0161 (2,69)	-0,0201 (4,29)	0,0090 (1,81)	0,0242 (6,01)	0,0413 (8,81)
Ficticia 1997	0,0161 (2,65)	0,0333 (5,47)	0,0038 (0,82)	0,0278 (6,02)	0,0223 (5,38)	0,0413 (8,68)
Nº observ.	16.289	16.289	16.289	16.289	15.365	11.799
R ²	—	0,58	0,76	0,78	—	—

Notas:

- (a) También se han incluido 9 ficticias de distrito municipal.
(b) Como en el cuadro III.1.
(c) Como en el cuadro III.1.

**AJUSTES DE CALIDAD E INFLACIÓN DE PRECIOS DE LA VIVIENDA
(APROXIMADA POR DIFERENCIA EN LOS LOGARITMOS)
CON RESPECTO AL AÑO BASE (continuación)**

SEVILLA

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	1,2222 (131,33) (b)	1,0766 (172,09)	0,9900 (154,62)	0,8716 (214,37)	0,9326 (0,9633) (c)
Ficticia 1994	0,0591 (9,56)	0,0529 (8,49)	0,0692 (14,81)	0,1045 (27,94)	-0,0162 (9,37)	-0,0226 (14,29)
Ficticia 1995	0,0601 (9,73)	0,0492 (8,06)	0,1193 (26,24)	0,1340 (34,97)	-0,0058 (2,67)	0,0012 (0,58)
Ficticia 1996	0,0833 (13,17)	0,0782 (12,64)	0,1134 (24,57)	0,1379 (35,86)	-0,0089 (3,63)	-0,0020 (0,85)
Ficticia 1997	0,1013 (13,22)	0,0947 (12,74)	0,1233 (22,13)	0,1377 (26,17)	-0,0014 (0,43)	0,0055 (1,78)
Nº observ.	22.878	22.878	22.878	22.878	21.261	19.953
R ²	—	0,54	0,81	0,86	—	—

Notas:

(a) También se han incluido 11 ficticias de distrito municipal.

(b) Como en el cuadro III.1.

(c) Como en el cuadro III.1.

BILBAO

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación (a)	Hedónicos con características observadas (a)	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
Log(M)	—	1,0102 (32,81) (b)	0,8253 (43,85)	0,8654 (47,45)	0,8814 (60,15)	1,0772 (0,9160) (c)
Dummy 1994	0,0135 (0,95)	0,0137 (0,95)	0,0022 (0,25)	-0,0014 (0,16)	-0,0099 (2,28)	0,0010 (0,33)
Dummy 1995	0,0016 (0,12)	0,0020 (0,15)	0,1039 (11,28)	0,0261 (2,95)	-0,0093 (1,88)	0,0083 (2,13)
Dummy 1996	0,0011 (0,10)	0,0020 (0,16)	0,1190 (15,65)	0,0620 (7,30)	-0,0111 (1,95)	-0,0020 (0,41)
Dummy 1997	0,1427 (11,50)	0,1435 (11,21)	0,1347 (17,40)	0,0690 (7,08)	-0,0255 (3,48)	-0,0038 (0,56)
Nº observ.	3.175	3.175	3.175	3.175	3.132	2.795
R ²	—	0,33	0,77	0,85	—	—

Notas:

(a) También se han incluido 6 ficticias de distrito municipal.

(b) Como en el cuadro III.1.

(c) Como en el cuadro III.1.

que nos parecieron importantes *a priori*. En concreto, algunas instalaciones, como un jardín o una piscina, pueden tener menos valor cuanto mayor sea el número de viviendas que las comparten. Además, es de prever que las instalaciones afecten a la elasticidad precio-tamaño. De hecho, dicha elasticidad es probablemente menor cuantos más servicios comunes se paguen al margen de la propia vivienda. Es interesante observar que las estimaciones confirman la importancia de estos efectos. Por otra parte, observamos que el número de viviendas de la promoción afecta no solo al valor «aditivo» de una piscina, sino también a su impacto sobre la elasticidad precio-tamaño. En general, la mayoría de los precios sombra estimados son razonables, salvo los correspondientes a garaje o trastero. Para las demás ciudades solemos obtener también precios sombra negativos para un par de las características deseables.

No obstante, es importante señalar que, en comparación con el modelo que solo incluye las variables ficticias de ubicación observadas (como en la columna 3), el abundante número de características observadas (distintas de la ubicación) de las viviendas incluidas en nuestra ecuación hedónica (en la columna 4) contribuye poco al R^2 . Y esto se cumple para todas las ciudades.

La importancia de la ubicación nos lleva naturalmente a los modelos estimados en las columnas 5 y 6. La ubicación precisa es uno de los factores relevantes, pero con frecuencia no observados, que controlamos en los modelos más robustos con efectos de promoción específicos (2). Además, entre estos modelos, el que contempla heterogeneidad tanto aditiva como multiplicativa (columna 6) puede ser mucho más robusto que el que solo incluye heterogeneidad aditiva (columna 5). Por ejemplo, hemos observado en la estimación de la ecuación hedónica convencional (columna 4) que algunas de las características desempeñan efectivamente una función no solo aditiva, sino también multiplicativa. Naturalmente, para poder estimar este modelo más robusto se necesita tener variación en la superficie construida entre las viviendas de una misma promoción, como en nuestro caso. Por otra parte, las estimaciones y los errores estándar obtenidos para ambos modelos de efectos específicos de promoción indican que existe suficiente variación en los datos, tanto en las promociones a lo largo del tiempo como en las viviendas del mismo tipo dentro de las promociones a lo largo del tiempo, para determinar los coeficientes de las variables ficticias de tiempo con suficiente precisión. Téngase en cuenta que las estimaciones de las columnas 4, 5 y 6 se obtienen utilizando distintos números de observaciones. Presentamos cada uno de los modelos estimados utilizando la muestra más amplia posible en cada caso. Sin embargo, también verificamos la sensibilidad de las esti-

(2) Para calibrar la importancia de las características del vecindario en la determinación de las valoraciones de las promociones, véase, por ejemplo, Linneman (1989).

maciones al uso de las muestras más reducidas de las columnas 6 (y 5), y no se observaron diferencias significativas. Por lo tanto, el modelo hedónico con efectos de promoción específicos aditivos y multiplicativos, que controla por las características de las viviendas de forma muy general, es el que preferimos para obtener un índice de precios de la vivienda ajustado por calidad.

Como explicábamos en el capítulo II, definimos las variables ficticias de tiempo de modo que sus coeficientes reflejen las variaciones de precios con respecto al año base 1993 y, mediante una transformación sencilla, obtenemos los diversos índices de precios de la vivienda (base 1993=100). En el gráfico III.1 podemos observar, para las distintas ciudades, la evolución del índice de precio medio por metro cuadrado tradicional (nuestro indicador de referencia no ajustado por calidad) y nuestro índice favorito para ajustar por calidad de la vivienda, el índice hedónico con efectos de promoción aditivos y multiplicativos. En el cuadro A.4 presentamos con más detalle las series temporales correspondientes a los seis índices que hemos estimado, por ciudades. Para la mayoría de las ciudades, podemos observar que el índice medio por metro cuadrado crece, en promedio, por encima del índice ajustado por calidad. Sin embargo, no sucede lo mismo en todas las ciudades durante el período muestral. Este resultado se ha obtenido también en otros países en períodos de corta duración [véanse, Bureau of the Census (1997) o Fleming y Nellis (1985)] y se ha atribuido a desplazamientos, a corto plazo, hacia viviendas de calidad inferior. No obstante, es interesante destacar en nuestro caso que, como se aprecia en el cuadro A.4, esto sucede más a menudo con el índice hedónico estándar que con el índice de efectos de promoción, lo cual se debe, probablemente, a que observamos un número insuficiente de las características relevantes para determinar la calidad de una vivienda. La diferencia estimada entre la evolución del índice tradicional de precio por metro cuadrado y el índice que proponemos para ajustar por calidad es significativa en la mayoría de las ciudades, como se desprende del gráfico III.1, en el que se representan los intervalos de confianza (3) correspondientes a estos dos índices.

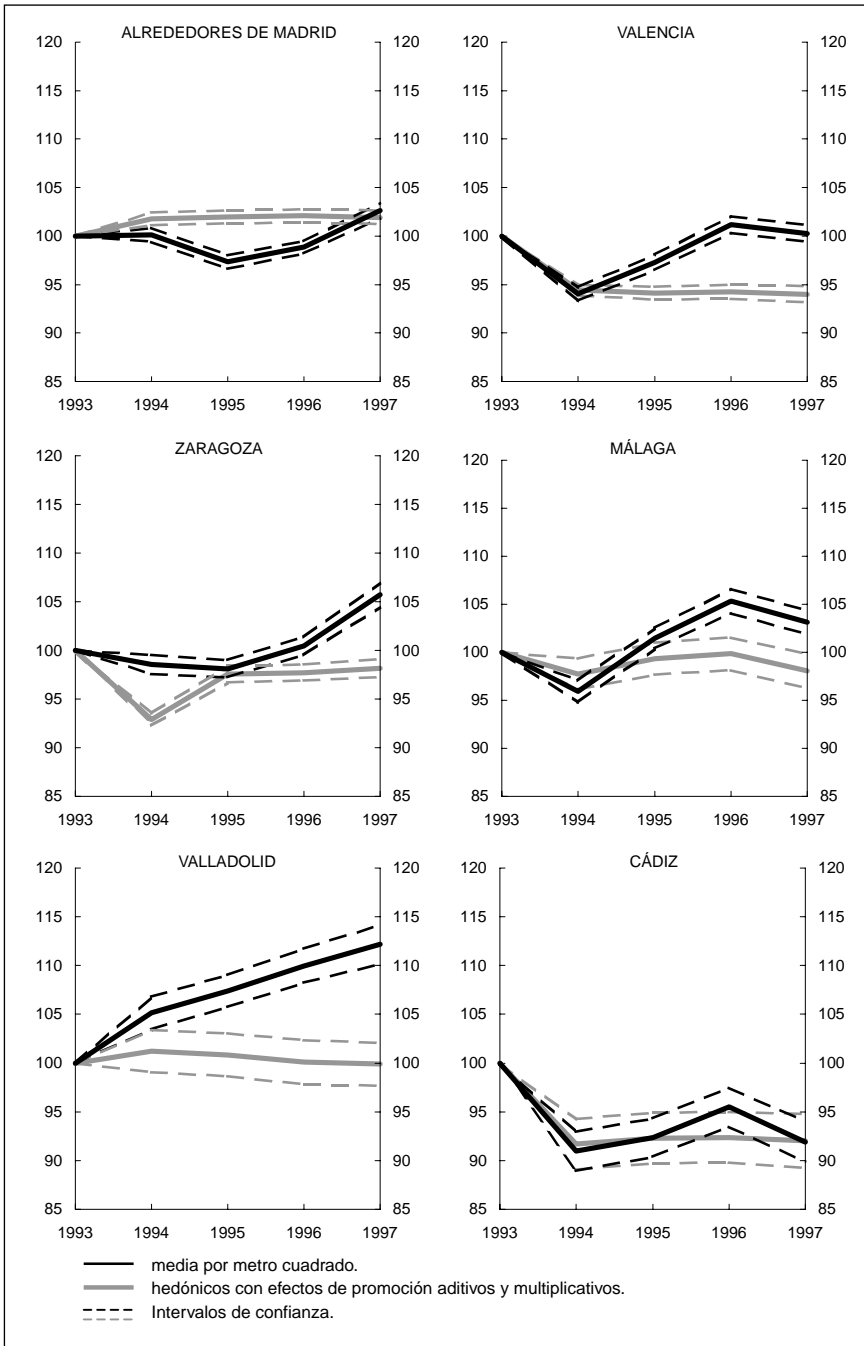
En las próximas secciones utilizamos estos índices por ciudades para elaborar los índices agregados, lo que nos permitirá una evaluación más general del grado de sesgo que sufren los precios de la vivienda cuando no se controlan adecuadamente las diferencias de calidad.

III.2. Índice agregado

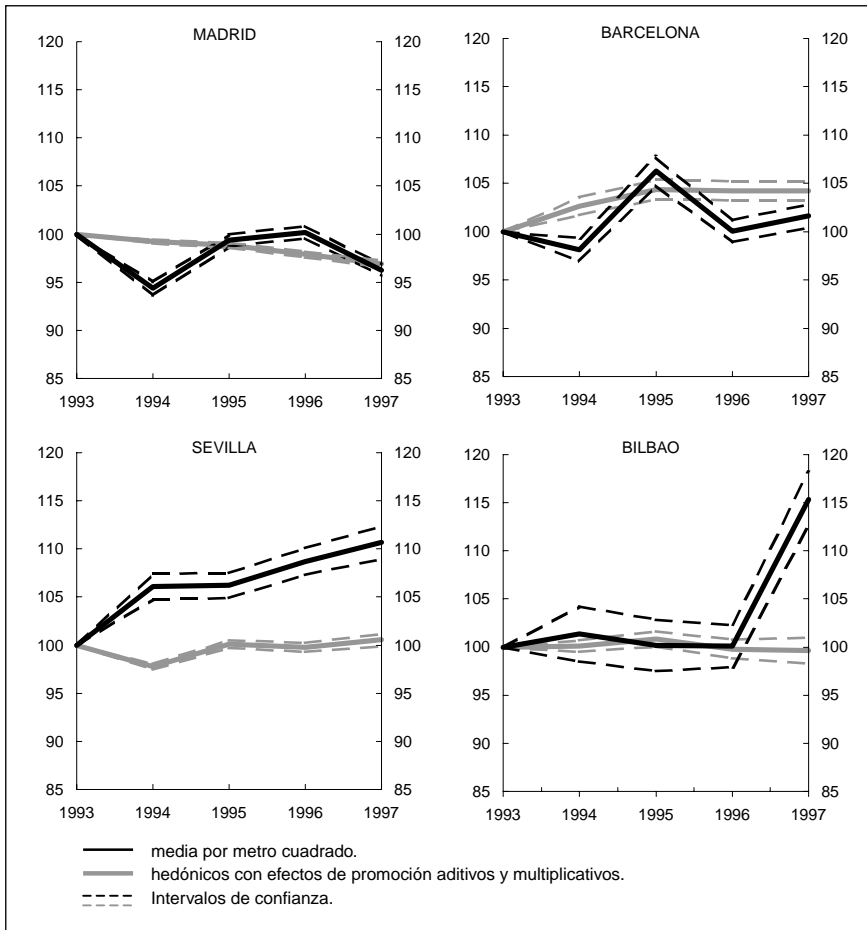
Para obtener un índice agregado a partir de nuestros seis (o diez) índices por ciudades, podríamos aplicar ponderaciones geográficas, que

(3) Definidos como ± 2 veces el error estándar correspondiente.

ÍNDICES DE PRECIOS ESTIMADOS E INTERVALOS DE CONFIANZA



ÍNDICES DE PRECIOS ESTIMADOS E INTERVALOS DE CONFIANZA
(continuación)



pueden ser fijas en los valores del año base o variar con el tiempo. Cuando se aplican ponderaciones fijas, se supone que la ciudad representa una característica de calidad. Es decir, se toma como diferencia de calidad una subida de los precios medios, debida a un aumento de la proporción de viviendas vendidas en ciudades en las que la inflación de la vivienda es más alta, de la misma manera en que se tomaría una subida de los precios medios, como consecuencia un incremento del número de viviendas con garaje. Este es el enfoque adoptado, por ejemplo, por el Bureau of the Census de Estados Unidos y parece más natural para un índice corregido por calidad. Sin embargo, siguiendo a Pieper (1989), podría argumentarse que las diferencias en el índice entre unas ciudades

y otras reflejan diferencias de precio más que diferencias de calidad (aunque, en términos de utilidad, esto parezca difícil de justificar).

Naturalmente, para obtener el índice medio por metro cuadrado tradicional, que es nuestro indicador de referencia de índice no ajustado por calidad, utilizamos las ponderaciones del año en curso. Para los índices ajustados por calidad, empleamos las ponderaciones del año base. No obstante, calculamos también nuestros índices agregados ajustados por calidad con ponderaciones por ciudades correspondientes al año en curso, para determinar si las conclusiones serían muy diferentes, pero casi no se observaron diferencias.

Una posibilidad obvia de ponderaciones por ciudades es utilizar las proporciones de viviendas de las ciudades incluidas en nuestra muestra. Sin embargo, para verificar la robustez, probamos también ponderaciones obtenidas de otras fuentes. Concretamente, utilizamos las ponderaciones calculadas a partir del número de licitaciones a nivel municipal, facilitadas por el Ministerio de Fomento (4). Los resultados son similares.

En el gráfico III.2 representamos, para las dos muestras, los dos índices agregados principales: el índice medio por metro cuadrado y el índice hedónico con efectos específicos de promoción. La diferencia es considerable y estimamos que el sesgo al alza debido a aumentos de calidad se sitúa entre el 0,75 % y el 1,2 % por año a lo largo de nuestro período muestral.

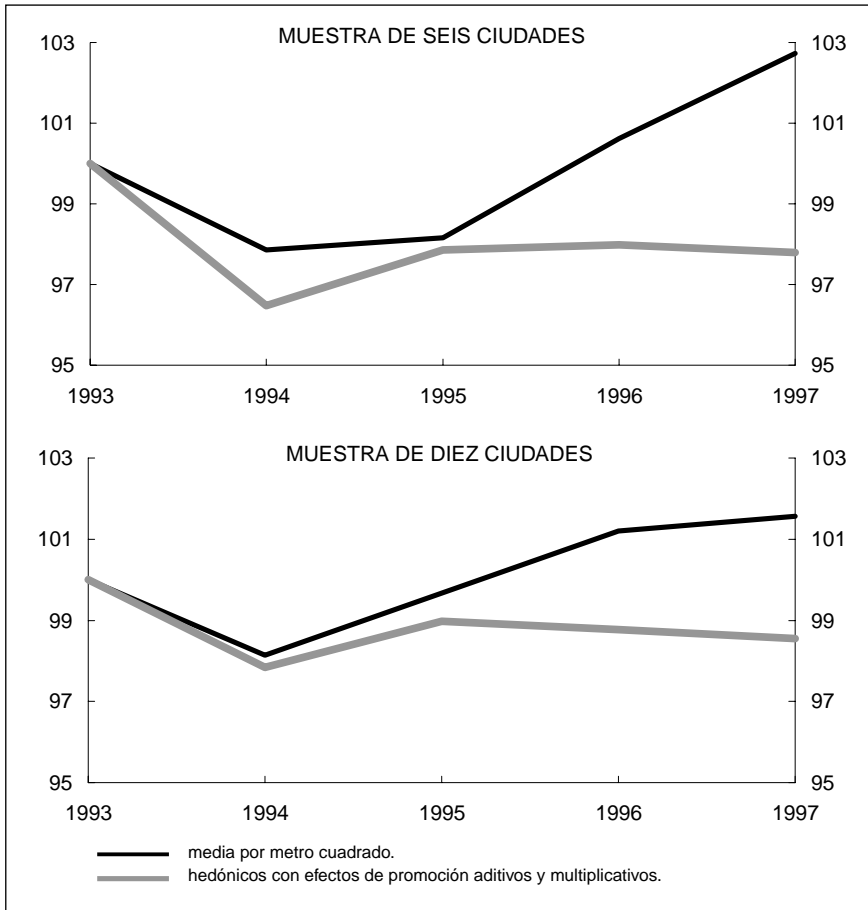
En el cuadro A.5 presentamos algunos de los otros índices agregados estimados. Es interesante señalar que, para las dos muestras, los dos índices hedónicos agregados con variables ficticias de promoción son casi idénticos. Es lo que sucede también para la mayoría de las ciudades cuando se comparan ambos índices a nivel de ciudad (véase cuadro A.4).

III.3. Comparación con el deflactor de la Contabilidad Nacional

Hasta ahora hemos comparado la distinta evolución de los precios de la vivienda que obtenemos a partir de un índice tradicional de precio medio por metro cuadrado, con el índice corregido por calidad que proponemos. Sin embargo, nos interesa también comparar este último índice con el utilizado para deflactor la construcción residencial en la Contabilidad Nacional. En España este deflactor es un índice basado en el coste de los factores, que puede sobrestimar las variaciones de los precios cuan-

(4) Solo para la muestra de seis ciudades, porque no hay datos disponibles para Bilbao.

ÍNDICES ESTIMADOS AGREGADOS



do aumenta la productividad. Este problema de los índices basados en el coste de los factores ya se puso de manifiesto originalmente en el informe Stigler [véase Price Statistics and Review Committee (1961)]. En consecuencia, el Bureau of the Census de Estados Unidos comenzó a elaborar un índice de precios ajustado por calidad para las viviendas nuevas, que utiliza desde entonces para deflactar la construcción residencial y la construcción de pequeños edificios no residenciales [véase Bureau of Economic Analysis (1974)].

El deflactor que se utiliza actualmente en España se representa en el gráfico A.1. Lamentablemente, en 1995 se introdujo un ligero cambio en la definición de construcción residencial (ya no se incluyen los servicios de construcción) y, por esta razón, el índice presenta una ruptura. El cre-

cimiento medio acumulado del deflactor oficial fue del 3,7 % anual durante el período 1991-1994 y del 2,5 % entre 1995 y 1998, lo que representa un promedio de alrededor del 3 % para el período muestral. En cambio, para nuestro índice ajustado por calidad, estimamos un descenso anual acumulado de entre un 0,36 % y un 0,56 %.

El sesgo al alza del deflactor de la construcción residencial se estima, por lo tanto, en torno al 3,5 % anual para el período considerado. Se trata de una discrepancia bastante grande, que merece estudiarse con más detalle. Probablemente no se debe solo al hecho de que el deflactor de la vivienda que se utiliza actualmente en la Contabilidad Nacional de España no esté ajustado por las mejoras en la calidad de los edificios residenciales, sino también a que se trata de un índice basado en el coste de los factores del sector de la construcción. De hecho, la diferencia en las tasas de crecimiento anuales entre el índice del coste basado en los factores y el índice medio por metro cuadrado no ajustado por calidad es de más de un 2 %. Es evidente que nuestros índices estimados se basan en una muestra de ciudades que no son, necesariamente, representativas de la totalidad del país. No obstante, para poder imputar a este factor la significativa discrepancia con el deflactor nacional, la inflación correspondiente a la vivienda en las zonas de España que no abarca nuestro estudio tendría que ser improbablemente alta.

IV

CONCLUSIONES

En este trabajo se ha estimado un índice de precios para las promociones de viviendas nuevas, ajustado por calidad. A este fin, se ha propuesto un método que controla de manera muy general por las características no observadas de la vivienda que podrían sesgar las ecuaciones hedónicas estándar. Esto se consigue apoyándonos en la variación dentro de una misma promoción (tanto de corte transversal como temporal), que permite estimar efectos específicos de promoción. También estimamos ecuaciones hedónicas estándar. Nuestra base de datos es rica en características observadas, pero, sin embargo, la evolución de los precios ajustados por calidad es muy distinta en algunos casos. Además de la robustez ya mencionada a las características no observables omitidas, una característica atractiva del modelo hedónico con variables ficticias de promoción es que se requieren muy pocos datos sobre las características. De hecho, todo lo que necesitamos para cada vivienda es el precio y la superficie construida y un identificador de promoción único.

También comparamos el índice ajustado por calidad que hemos escogido con índices no ajustados por calidad; en primer lugar, con el índice de precios medios por metro cuadrado obtenido a partir de los mismos datos y, en segundo lugar, con el deflactor de la construcción residencial (basado en el coste de los factores). En nuestra muestra, el sesgo al alza estimado de estos índices no ajustados es del 0,75 % al 1,2 %, y en torno al 3,5 % anual, respectivamente.

APÉNDICE

ALGUNAS CIFRAS INTERNACIONALES

	FBCF en construcción residencial en % del PIB (1992)	FBCF en construcción residencial en % de la FBCF total (1992)	Valor de la construcción residencial en % de la construcción total (1990)	Valor de la construcción residencial (1990)	
				Viviendas nuevas y mejoras en % de la construcción residencial	Mantenimiento y reparaciones en % de la construcción residencial
Bélgica	5,4	28,0	43,3	80,5	19,5
Canadá	6,4	33,9	39,9	90,6	9,4
Dinamarca	3,0	20,1	39,0	64,9	35,1
Finlandia	4,7	25,3	40,4	90,7	9,3
Francia	5,0	25,1			
Alemania	6,1	28,9	49,5		
Grecia	3,8	20,9	46,3		
Irlanda	4,3	27,5	41,0	89,5	10,5
Italia	5,3	28,0			
Países Bajos	4,8	23,6	45,2 (b)		
Noruega	1,7	9,1	19,6 (c)	90,8 (c)	9,2 (c)
Portugal	6,1 (a)	21,5 (a)	31,7 (d)		
España	4,3	19,6	53,9 (e)	95,8 (e)	4,2 (e)
Suecia	5,9	34,7	47,8	73,3	26,7
Reino Unido	3,0	19,2	36,3	39,1	60,9
Estados Unidos	3,7	23,6	45,0	78,1	21,9

Fuente: *Annual Bulletin of Housing and Building Statistics for Europe and North America 1993* (Economic Commission for Europe).

Notas:

(a) Año 1980.

(b) Excluidos reparaciones y mantenimiento.

(c) Año 1991.

(d) Los datos se refieren a las viviendas nuevas.

(e) Año 1992.

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS. MUESTRA DE SEIS CIUDADES

	1993	1994	1995	1996	1997 (a)
<i>Total</i>					
Número de viviendas	24.801	26.935	28.045	28.384	14.964
Número de promociones	1.587	1.825	1.869	2.060	1.126
<i>Media y desviación típica (b)</i>					
Precio	16,146	15,133	15,238	16,205	16,435
(en millones de pesetas)	(7,031)	(6,933)	(6,872)	(7,182)	(7,084)
Precio por metro cuadrado	134,569	134,647	135,219	137,758	139,535
(en miles de pesetas)	(37,066)	(43,758)	(40,822)	(38,486)	(38,205)
Superficie construida	122,505	112,290	113,689	118,653	119,718
(en metros cuadrados)	(50,446)	(30,392)	(38,661)	(46,087)	(49,802)
<i>Porcentaje de viviendas</i>					
Alrededores de Madrid	26,85	42,57	37,95	41,92	39,38
Valencia	27,91	26,07	20,40	18,91	21,07
Zaragoza	26,68	16,55	24,21	21,28	18,31
Málaga	9,91	5,87	7,84	8,61	9,42
Valladolid	4,00	4,57	5,35	5,21	6,15
Cádiz	4,64	4,37	4,25	4,07	5,67
Garaje incluido	43,35	46,27	52,34	57,22	56,08
Jardín	47,80	53,31	55,52	63,36	61,92
Piscina	21,89	31,15	34,53	37,27	36,21
Instalaciones deportivas	24,33	17,25	19,18	20,40	22,70
Aire acondicionado	6,76	6,44	5,48	7,80	5,58
Cocina con armarios	65,86	65,49	51,91	30,74	20,89
Cocina con armarios y electrodomésticos	18,20	8,45	23,06	50,99	60,66
Armarios empotrados	85,10	90,79	87,54	88,38	92,10
Trastero	47,30	45,88	50,62	53,27	52,62

Notas:

(a) Observaciones solo para el primer semestre.

(b) Desviación típica entre paréntesis.

ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS. MUESTRA DE DIEZ CIUDADES

	1993	1994	1995	1996	1997 (a)
<i>Total</i>					
Número de viviendas	45.263	46.222	47.208	50.900	28.201
Número de promociones	3.011	3.195	3.309	3.532	1.940
<i>Media y desviación típica (b)</i>					
Precio	19,429	18,133	18,983	19,502	20,239
(en millones de pesetas)	(13,082)	(10,691)	(10,958)	(9,912)	(10,106)
Precio por metro cuadrado	167,028	162,625	168,068	173,350	177,394
(en miles de pesetas)	(72,750)	(69,461)	(70,780)	(67,881)	(67,879)
Superficie construida	118,052	111,859	113,465	114,624	115,694
(en metros cuadrados)	(48,621)	(34,388)	(38,333)	(40,992)	(42,189)
<i>Porcentaje de viviendas</i>					
Alrededores de Madrid	14,71	24,80	22,54	23,38	20,90
Valencia	15,29	15,19	12,12	10,54	11,18
Zaragoza	14,62	9,64	14,38	11,87	9,72
Málaga	5,43	3,42	4,66	4,80	5,00
Valladolid	2,19	2,66	3,18	2,90	3,26
Cádiz	2,55	2,55	2,52	2,27	3,01
Madrid	21,78	22,18	24,80	26,98	30,95
Barcelona	8,86	6,41	5,15	6,45	5,84
Sevilla	13,14	12,11	9,70	9,16	7,41
Bilbao	1,43	1,03	0,94	1,64	2,73
Garaje incluido	30,97	36,39	39,03	41,53	43,32
Jardín	46,73	54,60	57,24	61,89	62,35
Piscina	27,05	33,61	37,15	41,32	42,18
Instalaciones deportivas	19,35	14,74	17,86	18,35	17,86
Aire acondicionado	19,17	15,42	11,61	10,48	11,58
Cocina con armarios	63,74	62,61	57,53	48,20	41,40
Cocina con armarios y electrodomésticos	14,50	8,20	17,14	31,67	37,17
Armarios empotrados	86,20	90,02	88,94	88,66	90,28
Trastero	33,50	35,86	41,38	46,57	47,79

Notas:

(a) Solo se incluye información de 1997.1. Para Barcelona y Madrid también se han utilizado observaciones de 1997.2 para las estimaciones ciudad por ciudad, pero no se incluyen aquí para no distorsionar las estadísticas descriptivas agregadas.

(b) Desviación típica entre paréntesis.

ÍNDICES ESTIMADOS DE CIUDAD

ALREDEDORES DE MADRID

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	100,1301	96,3483	97,9023	101,7451	105,5379	101,7858
1995	97,3167	94,7053	97,9121	100,9646	105,6118	101,9895
1996	98,8467	97,6481	99,9800	101,4606	105,3165	102,0916
1997	102,6341	102,1835	101,4809	102,3983	105,4324	101,9386

VALENCIA

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	94,0165	93,9695	93,2767	95,0184	93,0996	94,4216
1995	97,2777	97,3556	95,7528	94,7716	93,1462	94,1106
1996	101,1870	101,3085	103,8835	97,4822	93,5663	94,2424
1997	100,2603	100,6018	101,7654	95,0374	92,8486	94,0071

ZARAGOZA

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	98,5703	99,1040	94,3744	95,2943	92,9508	92,9136
1995	98,1179	97,9905	98,6887	99,6805	96,7055	97,5603
1996	100,4309	100,3105	97,2972	97,1125	96,8507	97,7262
1997	105,7386	105,6858	102,3676	101,0050	97,4043	98,1572

ÍNDICES ESTIMADOS DE CIUDAD (continuación)

MÁLAGA

Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
				Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	95,9349	94,8380	95,0279	96,7345	97,7556
1995	101,4403	98,8467	99,8102	102,1733	99,3322
1996	105,3270	103,4274	105,2112	108,9697	99,8401
1997	103,1176	100,5515	103,6449	104,6656	102,0712

VALLADOLID

Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
				Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	105,1376	104,7598	104,1540	102,6341	101,2477
1995	107,3903	105,7175	105,3692	105,2849	100,8536
1996	109,9659	107,5946	107,0579	107,4655	100,0800
1997	112,1537	110,1750	110,2081	106,1200	99,8901

CÁDIZ

Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
				Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	90,9464	90,7465	91,5852	87,3366	91,6769
1995	92,3578	92,2470	92,5057	88,0998	92,3024
1996	95,4851	95,5520	95,5042	89,8705	92,3763
1997	91,9155	91,9431	94,4027	91,6769	92,0443

ÍNDICES ESTIMADOS DE CIUDAD (continuación)

MADRID

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	94,3650	94,2801	99,1437	99,5012	99,6406	99,2429
1995	99,3422	99,6108	102,8190	102,6033	99,5311	98,8467
1996	100,1902	100,4209	101,1971	101,5215	98,4816	97,8827
1997	96,2424	96,6862	100,7025	100,4510	97,5895	96,9088

BARCELONA

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	98,1277	97,7067	98,5013	99,5809	100,8335	102,6341
1995	106,2793	106,8547	98,2456	100,0200	102,6033	104,3520
1996	100,0400	101,6230	98,0101	100,9041	102,4495	104,2165
1997	101,6230	103,3861	100,3807	102,8190	102,2551	104,2165

SEVILLA

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	106,0881	105,4324	107,1651	111,0155	98,3931	97,7653
1995	106,1943	105,0430	112,6708	114,3393	99,4217	100,1201
1996	108,6868	108,1339	112,0080	114,7861	99,1139	99,8002
1997	110,6609	109,9329	113,1224	114,7631	99,8601	100,5515

ÍNDICES ESTIMADOS DE CIUDAD (continuación)

BILBAO

	Log(P/M)	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo	Log(P) sobre log(M), y ficticias de tiempo y ubicación	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
					Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	101,3592	101,3794	100,2202	99,8601	99,0149	100,1001
1995	100,1601	100,2002	110,9490	102,6444	99,0743	100,8335
1996	100,1101	100,2002	112,6370	106,3962	98,8961	99,8002
1997	115,3384	115,4307	114,4193	107,1436	97,4822	99,6207

ALGUNOS DE LOS ÍNDICES AGREGADOS ESTIMADOS

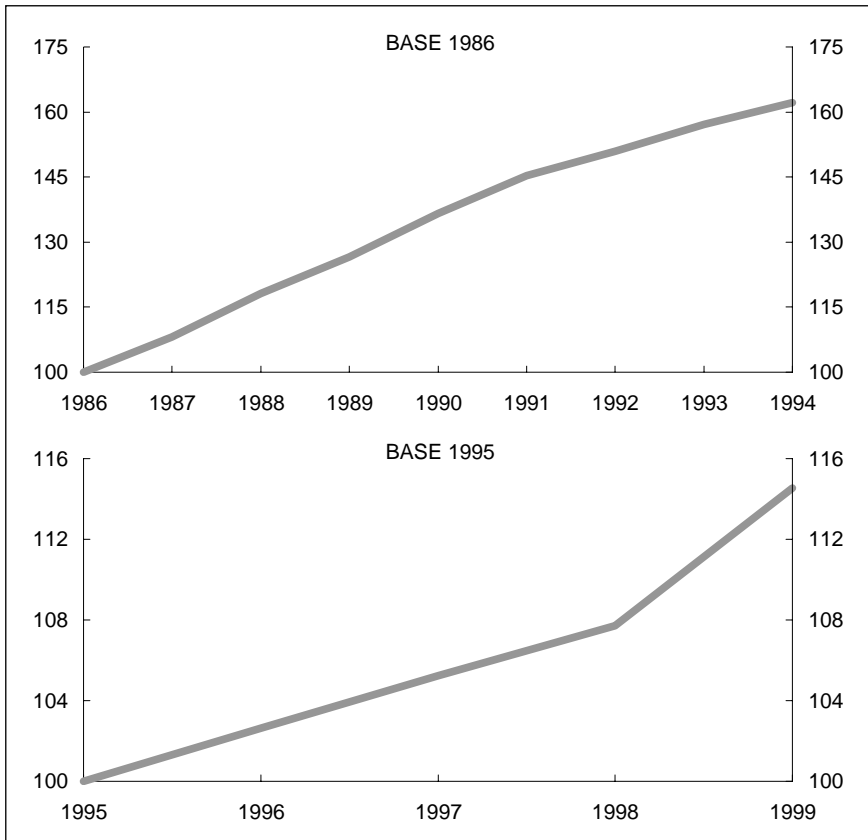
MUESTRA DE SEIS CIUDADES

	Media por metro cuadrado	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
			Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	97,8590	97,0162	96,0712	96,4726
1995	98,1542	98,5886	97,5804	97,8499
1996	100,6266	99,6360	97,6282	97,9811
1997	102,7251	99,8477	97,3550	97,7889

MUESTRA DE DIEZ CIUDADES

	Media por metro cuadrado	Hedónicos con características observadas	Hedónicos con ficticias de promoción	
			Efectos aditivos	Efectos aditivos y multiplicativos
1993	100,0000	100,0000	100,0000	100,0000
1994	98,1339	99,6644	97,6177	97,8435
1995	99,6663	101,7170	98,7135	98,9839
1996	101,2011	102,2457	98,4545	98,7770
1997	101,5582	102,3059	98,1711	98,5557

**DEFLACTOR DE LA CONSTRUCCIÓN RESIDENCIAL
EN LA FORMACIÓN BRUTA DE CAPITAL FIJO (ESPAÑA)**



BIBLIOGRAFÍA

- BERNDT, E. R., GRILICHES, Z. y RAPPAPORT, N. (1995). «Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990s», *Journal of Econometrics*, julio, pp. 243-268.
- BUREAU OF THE CENSUS (1997). «New One-Family Houses Sold», *Current Construction Reports*, mayo.
- BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS (1974). «Revised Deflators for New Construction, 1947-73», *Survey of Current Business*, pp.18-26.
- DEPARTMENT OF THE ENVIRONMENT (1982). «A New Index of Average House Prices», *Economic Trends*, octubre, pp. 134-138.
- ECONOMIC COMMISSION FOR EUROPE (1993). *Annual Bulletin of Housing and Building Statistics for Europe and North America*, Naciones Unidas, Ginebra.
- EUROSTAT (2000). «The Treatment of Owner Occupied Housing in the HICP», Informe final de la Task Force XII.
- FLEMING, M. C. y NELLIS, J. G. (1985). «The Application of Hedonic Indexing Methods: A Study of House Prices in the United Kingdom», *Statistical Journal of the United Nations*, pp. 249-270.
- GRILICHES, Z. (1964). «Notes on the Measurement of Price and Quality Changes», en *Models of Income Determination*, Studies in Income and Wealth, Informe NBER, Princeton University Press.
- (1971). *Price Indexes and Quality Change: Studies in New Methods of Measurement*, Harvard University Press.
- LINNEMAN, P. (1980). «Some Empirical Results on the Nature of the Hedonic Price Function for the Urban Housing Market», *Journal of Urban Economics*, julio, pp. 47-68.
- OECD (1997). *Construction Price Indices: Sources and Methods*, Statistics Directorate, OECD, Eurostat.
- PIEPER, P. (1989). «Construction Price Statistics Revisited», en Jorgenson y Landau (ed.), *Technology and Capital Formation*, MIT Press.
- PRICE STATISTICS REVIEW COMMITTEE (1961). *The Price Statistics of the Federal Government*, Nueva York, NBER.