

Working Paper 00-2
Statistics and Econometrics Series (1)
2000

Departamento de Estadística y Econometría
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (34-91) 624-9849

**ANÁLISIS CUANTITATIVO DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA:
PRINCIPALES RESULTADOS E IMPLICACIONES SOBRE EL
FUNCIONAMIENTO DEL MERCADO DE LA VIVIENDA EN ESPAÑA**

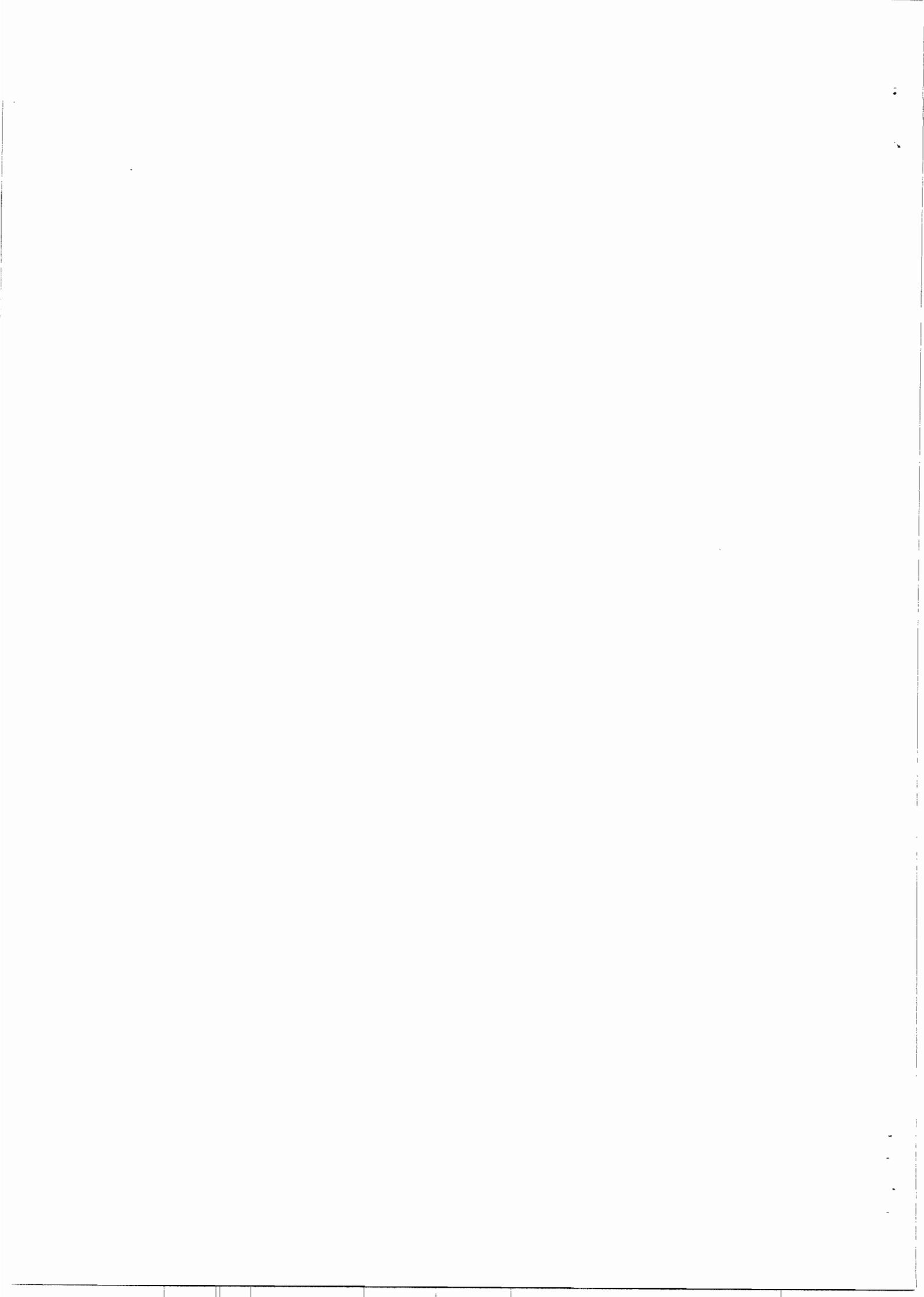
José Ramón Cancelo y Antoni Espasa*

Abstract

El objetivo de este trabajo es caracterizar el funcionamiento de la vivienda en España de forma indirecta a partir de la evolución de los precios, y en especial obtener alguna evidencia sobre la existencia de segmentación de largo plazo, determinar las relaciones de corto plazo entre pares de tasas de crecimiento y evaluar la influencia real del empleo de ponderaciones variables para formar precios agregados.

Keywords: Precios de la vivienda; modelos univariantes; heterogeneidad, índices con ponderaciones variables; rupturas; segmentación; efecto ola; estadística exploratoria.

*Cancelo, Universidade da Coruña; Espasa, Departamento de Estadística y Econometría, Universidad Carlos III de Madrid. C/ Madrid, 126 28903 Madrid. Spain. Ph: 34-91-624.98.03, Fax: 34-1-624.98.49, e-mail: espasa@est-econ.uc3m.es; Este trabajo resume una parte del proyecto de investigación *Análisis de los precios de la vivienda; crecimiento, desagregación y relación con el IPC*, financiado por el Ministerio de Fomento. Agradecemos las sugerencias y comentarios de Inmaculada López, Carmen Marcos y de los participantes de la *Jornada sobre el precio de la vivienda* organizada por el Ministerio de Fomento en junio de 1999.



Analisis cuantitativo de los precios de la vivienda: principales resultados e implicaciones sobre el funcionamiento del mercado de la vivienda en España

Resumen

El objetivo de este trabajo es caracterizar el funcionamiento del mercado de la vivienda en España de forma indirecta a partir de la evolución de los precios, y en especial obtener alguna evidencia sobre la existencia de segmentación de largo plazo, determinar las relaciones de corto plazo entre pares de tasas de crecimiento y evaluar la influencia real del empleo de ponderaciones variables para formar precios agregados.

Palabras clave: precios de la vivienda, modelos univariantes, heterogeneidad, índices con ponderaciones variables, rupturas, segmentación, efecto ola, estadística exploratoria.

Quantitative analysis of house prices: main results and implications for the behavior of the spanish housing market

Abstract

In this paper we intend to characterize the spanish housing market by analyzing the house prices evolution. We are mostly interested in determining whether there is long-run market segmentation, in analyzing the short-run relationship between pairs of rates of growth, and in assessing the actual contribution of the changing weights used to compute general prices for a broad market.

Key words: housing prices, univariate models, heterogeneity, index numbers with changing weights, breaks, segmentation, ripple effect, exploratory statistics.

1. INTRODUCCION

En este trabajo estudiamos las principales características del mercado de la vivienda en España a través del comportamiento de los precios, con el fin de determinar si se puede hablar de un mercado único o si, por el contrario, lo que existen son diversos mercados heterogéneos conectados entre sí.

Desde el punto de vista metodológico éste es un trabajo de carácter exploratorio en un doble sentido. Por un lado sólo manejamos datos de precios de la vivienda, ya que no existen series históricas de las variables explicativas que propone la literatura con la desagregación por mercados que queremos considerar; esto nos lleva a plantear modelos de forma reducida en el sentido de Zellner y Palm (1974), para quienes los modelos univariantes de series temporales constituyen la versión extrema de los modelos que no incorporan ningún tipo de restricciones extramuestrales basadas en "Teoría Económica" (Sims, 1980). Por otra parte el análisis empírico tampoco pretende ser tajante en sus conclusiones: la información muestral es compatible con una amplia variedad de procesos generadores con propiedades estructurales muy diferentes, y puesto que los contrastes para discriminar entre estos procesos tienen poca potencia hemos preferido optar por un planteamiento de indagación de las principales características de las series observadas, más que de modelización formal de los procesos generadores subyacentes.

En todo caso creemos que este estudio proporciona una descripción completa de la evolución observada de los precios de la vivienda en España en los últimos diez años, y que esta descripción constituye a su vez una base suficiente para evaluar el grado de integración del mercado de la vivienda español.

El trabajo se organiza como sigue: en la sección dos hacemos un breve resumen de los aspectos teóricos del mercado de la vivienda más relacionados con este estudio. En la sección tres presentamos la estadística de precios de la vivienda que elabora el Ministerio de Fomento y discutimos algunos aspectos de la misma que ayudan a interpretar los resultados del análisis empírico. En la sección cuatro exponemos la metodología: en ella desarrollamos el doble enfoque de modelización univariante y análisis de la interrelación entre mercados a partir del

estudio de la evolución conjunta de pares de precios. En la sección cinco hacemos una selección de mercados, construimos los correspondientes modelos univariantes para las series de precios, y evaluamos cuáles son las principales características de los datos y en qué medida esas características son comunes a las distintas series consideradas. A continuación en la sección seis se discute el grado de integración de los distintos mercados que conforman el mercado de la vivienda español. Por último la sección siete resume las principales conclusiones.

2. ASPECTOS TEORICOS DEL MERCADO DE LA VIVIENDA

La literatura ha destacado el papel del mercado de la vivienda en una economía moderna desde perspectivas muy diversas, véase entre otros Englund e Ioannides (1997), Ashworth y Parker (1997) o MacDonald y Taylor (1993). Por una parte la vivienda en propiedad es uno de los principales activos en los que se concentra la riqueza de las economías domésticas; las expectativas de precios se trasladan así al consumo y al ahorro a través de los correspondientes efectos riqueza, con consecuencias no siempre deseadas sobre el ciclo económico general. Por otro lado tiene un papel determinante en el funcionamiento de los mercados de trabajo regionales y en especial en lo que se refiere a las decisiones de movilidad laboral. En tercer lugar, está directamente relacionado con la redistribución de riqueza a través de la intervención de los poderes públicos para facilitar el acceso a la vivienda y del tratamiento fiscal a la vivienda en propiedad.

Sin embargo no es fácil definir formalmente qué es un mercado de vivienda. En la práctica la vivienda es un bien inmóvil y heterogéneo, lo que hace que la oferta concreta existente en un espacio y tiempo dados varíe a lo largo de muchas dimensiones, tanto externas a la vivienda (situación geográfica, características del entorno, facilidades de comunicación, etc) como intrínsecas a la misma (calidad, antigüedad, tamaño, etc). De ahí que algunos autores nieguen la existencia de mercados muy agregados -y en especial de un mercado nacional- y prefieran hablar de una serie de mercados regionales e incluso locales interconectados entre sí, aunque con características estructurales sustancialmente distintas (Meen 1996, Drake 1995).

En concreto, Meen (1996: 370) considera que sólo se puede hablar con propiedad de un mercado de vivienda cuando se agregan submercados que tienen las mismas características estructurales, es decir, en los que las funciones de demanda y oferta son iguales. Una consecuencia de su definición es que un mercado no necesariamente está formado por submercados contiguos en el espacio, ya que los requisitos para poder agregar están más relacionados con las características socioeconómicas que con la proximidad geográfica.

Esta tesis de mercados interconectados pero diferentes ha recibido una considerable atención en la literatura, especialmente desde la perspectiva espacial. La evidencia empírica es abrumadoramente contraria al cumplimiento de las restricciones de homogeneidad que garantizan que un análisis agregado a escala nacional es plenamente eficiente; por el contrario, un conocimiento detallado del mercado de la vivienda pasa necesariamente por el estudio explícito de los mercados reales y no se puede limitar a estudiar una especie de seudomercado global. Desde la perspectiva de los precios de la vivienda, esto ha originado una abundante literatura que primero enunció y luego trató de encontrar evidencia empírica acerca del funcionamiento e interrelaciones de los mercados. Podemos citar así:

1) La teoría de mercados segmentados, según la cual los mercados están segmentados cuando no hay una relación de equilibrio a largo plazo entre los precios que se forman en ellos. Los estudios empíricos asociados a esta propuesta teórica han recibido un impulso notable con el desarrollo de la teoría estadística de cointegración de series temporales (MacDonald y Taylor 1993, Drake 1993 y 1995).

2) El efecto ola, relacionado con la difusión progresiva de las variaciones de precios en los distintos mercados. Según esta teoría un mercado actuaría de detonante -por ejemplo, iniciando una fase alcista- y las variaciones en su precio se irían transmitiendo de forma progresiva hacia los demás mercados, primero a los más cercanos -donde la cercanía no necesariamente se refiere a distancia física - y luego a los más lejanos (Ashworth y Parker 1997, MacDonald y Taylor 1993).

3) La tesis de la brecha cíclica, según la cual no hay una tendencia a largo plazo a converger o a diverger, sino brechas que tienden a aumentar en las fases alcistas del ciclo de la vivienda y a estrecharse hasta alcanzar su nivel "normal" en las fases recesivas (Drake 1995).

4) La teoría de mercados eficientes, que en su versión extrema implica que las variaciones de precios no están correlacionadas en el tiempo. La evidencia empírica parece ser más coherente con una forma de eficiencia débil, según la cual la dependencia temporal que se detecta en los datos no se puede explotar para realizar operaciones de arbitraje por los altos costes de transacción (Pollakowski y Ray, 1997).

En este trabajo estudiaremos en qué medida la evolución observada de los precios de la vivienda en España es compatible con cada una de estas teorías. Usaremos indistintamente las expresiones "mercado" y "submercado" para referirnos a los niveles más desagregados; en sentido estricto se debería emplear mercado para el nivel máximo de agregación que mantiene la homogeneidad de las funciones de oferta y de demanda y submercado para desgloses del mercado, pero como veremos a lo largo del trabajo en la práctica es difícil distinguir entre ambos.

3. LOS DATOS

Antes de proceder al análisis empírico es necesario dedicar algunos párrafos a comentar el proceso de elaboración de la estadística de precios de la vivienda, para lo cual resumimos la metodología presentada en DGPEP (1995). La población objeto de estudio es el conjunto de viviendas tasadas a precios de mercado libre durante el trimestre, y la información de base proviene de las entidades financieras y sociedades tasadoras facultadas por ley para realizar operaciones de tasación. La cobertura se ha ido ampliando con el tiempo: el número de entidades de tasación que proporcionan información ha aumentado a lo largo de la década de los noventa, aunque también ha habido alguna entidad que parece haber dejado de colaborar, véase DGPEP (1999: 1). Así, se ha pasado de recoger 20.000 tasaciones en 1987 a 380.000 en 1998; y

en ese mismo período la población en municipios con recogida de datos ha pasado desde 26 millones de habitantes a 37.5.

Los precios medios que se publican se calculan por agregación sucesiva de los precios de los niveles inferiores. Considérese sin pérdida de generalidad el detalle por comunidades autónomas; para un período de tiempo dado, si denominamos V_{ijkl} al valor de la tasación l en la CCAA i , municipio j y código postal k , y T_{ijkl} al tamaño de la vivienda en metros cuadrados, el precio por metro cuadrado se define como $P_{ijkl} = V_{ijkl}/T_{ijkl}$. A partir de aquí se estima un precio medio para el código postal k del municipio j de la comunidad autónoma i , P_{ijk} , como media simple de los precios de las tasaciones correspondientes a ese código postal. A continuación, se obtiene un precio medio para cada municipio promediando los precios de los distintos códigos postales, donde cada código postal está ponderado por el número de tasaciones que se registran en él:

$$P_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^K P_{ijk} n_{ijk}}{\sum_{k=1}^K n_{ijk}}$$

siendo K el número de códigos postales en el municipio y n_{ijk} el número de viviendas tasadas en el código postal k -ésimo. De aquí se obtiene un precio para cada CCAA calculando una media de los precios municipales ponderados por la correspondiente población, y por último el precio total nacional es una media de los precios de las CCAA, donde cada CCAA también se pondera por su población.

Este esquema se repite para cualquier criterio de desagregación que se considere (antigüedad, tamaño del municipio, situación geográfica, etc): a partir de las tasaciones individuales se calculan medias simples hasta llegar al nivel de código postal, la media municipal se obtiene ponderando los precios medios por código con el número de tasaciones en cada código, y los precios más agregados son medias ponderadas por el número de habitantes. Este proceso general de cálculo de medias sucesivas se completa con tratamientos estadísticos de detección de anómalos y de suavización de las oscilaciones debidas a desplazamientos de las

áreas en las que efectivamente se registran tasaciones en un trimestre dado. Obsérvese que por la forma de elaborar la estadística ni la población objetivo es constante en el tiempo, ni el proceso de observación se repite en las mismas condiciones, lo que evidentemente tiene consecuencias en la evolución observada de los precios medios así calculados.

4. METODOLOGIA

La información estadística de base disponible impone una serie de limitaciones al análisis empírico del mercado de la vivienda en España. Estas limitaciones y sus consecuencias para los fines de este trabajo se pueden resumir en los siguientes tres puntos:

1) La muestra disponible es corta, ya que en el mejor de los casos se dispone de datos trimestrales desde 1987. Como consecuencia los contrastes estadísticos tienen poca potencia para discriminar entre modelos alternativos.

2) No se tiene información sobre algunas variables con la desagregación por mercados necesaria, por lo que no se pueden construir modelos estructurales que expliquen los comportamientos observados.

3) Las características del proceso de recogida y elaboración de la estadística de precios de la vivienda dificultan la detección y el seguimiento de las señales subyacentes estrictamente relacionadas con el funcionamiento del mercado, véase Cancelo y Espasa (1999).

Teniendo todo esto en cuenta hemos optado por un enfoque exploratorio, que intenta extraer la información contenida en los datos sin imponer restricciones a priori y sin plantear contrastes formales de hipótesis observacionalmente equivalentes en un espacio muestral con estas características. El análisis empírico se plantea en dos etapas: en la primera adoptamos un enfoque univariante, en el que se analizan las características de cada precio de forma individual sin establecer ningún tipo de relación entre precios distintos; a continuación pasamos a un análisis conjunto en el que se consideran varios precios, estudiando cómo se interrelacionan y las características del proceso de agregación que originan los precios medios de mercados más amplios.

A lo largo del estudio hemos procurado reducir la intervención subjetiva del analista, conforme al planteamiento exploratorio del estudio. Todos los modelos que manejamos se construyeron con programas automáticos de modelización de series temporales, ya que en una exposición de las propiedades de los datos como la que se pretende aquí es preferible mantener la valoración del experto en el mínimo posible. Para ello utilizamos el módulo automático de TRAMO (Gómez y Maravall, 1996) y el programa SCA-Expert (SCA, 1997): la fiabilidad de ambos programas está suficientemente comprobada, de manera que cabe esperar que los modelos propuestos aproximen adecuadamente la dependencia temporal observada en los datos.

El estudio de las interrelaciones entre precios se articula alrededor de dos ejes básicos: la heterogeneidad de los precios y la variabilidad en la composición de los agregados. En el caso más extremo, la combinación de ambas características implica que los precios que se publican para mercados muy agregados se construyen a partir de una "cesta" de viviendas cuyos precios evolucionan de forma diferente y en la que además el peso de cada tipo de vivienda varía de forma aleatoria en el tiempo. A continuación discutimos con detalle cada eje.

En este trabajo agrupamos bajo la denominación general *heterogeneidad en precios* a todo tipo de comportamientos contrario a la tesis de que los precios se determinan globalmente en un mercado único. Tal y como la definiremos a continuación la heterogeneidad es un concepto estadístico que hace referencia a las propiedades de los procesos generadores de datos y a sus contrapartidas muestrales; sin embargo, a todas las teorías resumidas en la sección segunda se les puede asociar un cierto tipo de heterogeneidad, en la medida en que imponen determinados comportamientos en la evolución de las series de precios que se pueden interpretar en los términos que planteamos a continuación.

Considérense dos precios situados al mismo nivel de desagregación P_{1t} y P_{2t} . Supongamos que después de tomar logaritmos ambos precios son $I(1)$, de manera que la aproximación habitual a la tasa de crecimiento basada en la primera diferencia del logaritmo es estacionaria. Este supuesto sobre el orden de integración de los precios simplifica la presentación y a la vez es inocuo en el análisis empírico, ya que con los tamaños muestrales

disponibles en este trabajo es imposible distinguir en la práctica una raíz unitaria de una raíz autorregresiva estacionaria pero próxima a cero. Podemos distinguir dos grandes tipos de heterogeneidad:

1) *Heterogeneidad tendencial*: diremos que P_{1t} y P_{2t} son heterogéneos en tendencia cuando no estén plenamente cointegrados, es decir, cuando no exista una combinación lineal de ambos que sea estacionaria; por el contrario, si esa combinación existe diremos que son homogéneos en tendencia. Una implicación importante de la heterogeneidad tendencial es que no se puede definir ningún agregado que reproduzca el comportamiento tendencial de ambos, pues el componente de largo plazo del agregado será una combinación lineal de las tendencias no comunes de P_{1t} y P_{2t} . Tal y como vimos en la sección 2, esto se corresponde de forma exacta con el concepto de mercados segmentados de la literatura teórica.

Se puede dar una definición más estricta de homogeneidad en tendencia exigiendo que el precio relativo P_{1t}/P_{2t} sea estacionario, lo que implica el vector de cointegración plena (en logaritmos) tiene que ser necesariamente $(1 \ -1)$. Sin embargo para los efectos de este trabajo la cuestión realmente importante es averiguar si existe una relación de largo plazo entre pares de precios y no la forma concreta de la misma.

Para implementar el análisis de la heterogeneidad en tendencia hemos preferido no realizar contrastes de cointegración formales, tal y como se describen por ejemplo en Drake (1993, 1995), porque los tamaños muestrales son demasiado pequeños y por los problemas en los datos que se discuten en el análisis univariante de la sección cinco. También nos hemos limitado a estudiar las relaciones entre pares de precios, en la línea por ejemplo de Pollakowski y Ray (1997) o MacDonald y Taylor (1993), ya que en las circunstancias descritas no parece que haya en los datos la información suficiente para hacer un análisis de la evolución a largo plazo de un conjunto general de N precios. En concreto, el procedimiento seguido se articula en las siguientes etapas:

a) Para cada serie se obtiene su modelo univariante con un programa de modelización automática.

- b) Se calcula la correspondiente serie corregida de intervenciones, ya que las rupturas del patrón de comportamiento normal podrían actuar como observaciones influyentes en etapas posteriores y sesgar las estimaciones.
- c) Se calcula la regresión bivariante de cointegración y se obtienen los residuos.
- d) Se construye el correspondiente modelo univariante de los residuos y se evalúa la presencia de raíces unitarias en él.

A primera vista la decisión final de si hay segmentación resulta discutible en la medida en que se hace depender exclusivamente de un programa automático de modelización de series temporales. Ahora bien, por un lado el contraste estándar del orden de integración de los residuos de la regresión de cointegración no es aplicable aquí, ya que las variables que entran en la regresión de cointegración no son las originalmente observadas sino series corregidas y esto afecta a la distribución de los estadísticos. Por otra parte con muestras de poco más de 40 observaciones la potencia del contraste frente a un AR(1) de parámetro 0.9, por ejemplo, sería muy reducida. Por todo ello, nos pareció más adecuado hacer explícitos los resultados concretos que se obtienen en la modelización sin ligarlos a contrastes formales que darían una falsa apariencia de aportar evidencia concluyente a favor de una de las alternativas. Todos los cálculos están hechos con el programa SCA utilizando el módulo de modelización automática SCA-Expert; hemos optado aquí por este paquete frente a TRAMO porque resulta más fácil encadenar la modelización univariante de (a) y (d) con la regresión de cointegración de la etapa (c).

2) *Heterogeneidad transitoria*: con este segundo tipo de heterogeneidad hacemos referencia a las relaciones de corto plazo entre tasas de crecimiento. Así como la heterogeneidad tendencial es estrictamente dicotómica, aquí cabe graduar la heterogeneidad, siendo la heterogeneidad transitoria pura y la homogeneidad transitoria pura casos extremos. Por otra parte en las relaciones de corto plazo es interesante distinguir entre relaciones contemporáneas y relaciones dinámicas. Definimos así:

2.a) *Heterogeneidad transitoria contemporánea*, medida a través del coeficiente de correlación de las tasas de crecimiento en el mismo momento de tiempo. La heterogeneidad (homogeneidad) transitoria contemporánea será extrema cuando la correlación entre las tasas de crecimiento contemporáneas sea nula (uno).

2.b) *Heterogeneidad transitoria dinámica*: se refiere a la contribución de tasas de crecimiento pasadas de un precio a la predicción del valor presente de la tasa de crecimiento de otro precio, una vez incluida la información sobre el crecimiento pasado del propio precio a predecir. En este caso habrá heterogeneidad extrema cuando ninguno de los precios cause al otro en el sentido de Granger, véase por ejemplo Hendry (1995), y homogeneidad extrema cuando dado el crecimiento pasado de un precio sea posible predecir sin error el presente de otro.

En ambos casos trabajaremos con tasas de crecimiento corregidas de intervenciones para evitar que las rupturas distorsionen los coeficientes de correlación y los contrastes de causalidad.

Es conveniente aclarar la interpretación de los distintos tipos de heterogeneidad que acabamos de definir. En primer lugar, la heterogeneidad transitoria se distingue de la tendencial en que en aquélla se estudian relaciones de corto plazo, ya que como las tasas de crecimiento son estacionarias cada tasa de crecimiento tenderá a largo plazo a su valor de equilibrio. La heterogeneidad contemporánea mide la contribución de los shocks agregados presentes al crecimiento de los precios individuales: si la correlación contemporánea entre las tasas de crecimiento es igual a uno las variaciones de precio en los dos submercados están causadas por un único factor que incide simultáneamente en ambos submercados; en el otro caso extremo, si la correlación es cero las variaciones de precios de un submercado en un determinado momento son independientes de las variaciones que simultáneamente se están registrando en otro.

Por su parte la heterogeneidad dinámica mide cómo los shocks comunes se propagan dinámicamente a través de los distintos submercados: en el caso extremo de homogeneidad perfecta, conociendo cómo ha cambiado en el pasado el precio en un submercado podemos predecir sin error cómo va a cambiar el precio en otro submercado distinto, lo que implica a su

vez dos cosas: a) que las variaciones de precios en ambos submercados se deben a las mismas causas; b) que estas causas se manifiestan antes en un submercado y de ahí se propagan al otro. Obviamente la homogeneidad estricta es un caso extremo, pero es interesante conocer la reducción en el error de predicción que se consigue incorporando información pasada de otros submercados.

Obsérvese que todas las teorías que suponen un patrón dinámico de interrelación entre los mercados tienen implicaciones que se pueden enunciar en términos de heterogeneidad transitoria. Así el efecto ola, la tesis de la brecha cíclica o la hipótesis de realimentación positiva (Pollakowski y Ray, 1997) conllevan algún grado de homogeneidad, si bien en el caso de la brecha cíclica el análisis empírico ha de tener en cuenta la no linealidad derivada de la dependencia del estado del ciclo. Por su parte la teoría de mercados eficientes en su versión extrema implica heterogeneidad dinámica perfecta, ya que todos los mercados incorporan la información existente en el sistema sin ningún tipo de desfase entre ellos. Nótese también que la heterogeneidad dinámica perfecta es compatible tanto con la hipótesis de un mercado único como con la de mercados separados e independientes. En ambos casos un shock pasado en un submercado no tendría efectos sobre la variación presente en el otro, aunque por causas distintas: en el primero porque los shocks actúan de forma simultánea en todo el mercado y en el segundo porque lo que ocurre en uno de los submercados no afecta a los demás.

En cuanto al otro eje de nuestro estudio de las interrelaciones de precios, la variabilidad en la composición del agregado, considérese sin pérdida de generalidad un precio agregado P_t que se obtiene como media ponderada de dos precios desagregados P_{1t} y P_{2t} , de acuerdo con la siguiente expresión:

$$P_t = \alpha_t P_{1t} + (1 - \alpha_t) P_{2t}$$

donde la ponderación α_t varía en el tiempo de forma no determinista. Así definido P_t es un proceso no lineal aunque P_{1t} y P_{2t} sean lineales debido a los efectos de los productos $\alpha_t P_{1t}$ y $\alpha_t P_{2t}$; el análisis detallado de este tipo de procesos excede los objetivos planteados en este

trabajo, pero el hecho de que α_t en principio sea suficientemente general puede llevar fácilmente a que P_t no esté cointegrado con P_{1t} y P_{2t} incluso cuando éstos lo están entre sí.

También el estudio de las relaciones de corto plazo se complica considerablemente. Operando en la expresión anterior, se demuestra que la relación entre tasas de crecimiento viene dada por:

$$\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \alpha_t \frac{P_{1,t-1}}{P_{t-1}} \left(\frac{P_{1,t} - P_{1,t-1}}{P_{1,t-1}} \right) + (1 - \alpha_t) \frac{P_{2,t-1}}{P_{t-1}} \left(\frac{P_{2,t} - P_{2,t-1}}{P_{2,t-1}} \right)$$

Supongamos que el precio del mercado 1 ha estado creciendo en el pasado más que el precio del mercado 2, de manera que $P_{1,t-1}/P_{t-1}$ tiende a aumentar; si hacemos por el momento el supuesto simplificador de que el peso del mercado 1 en el agregado, α_t , depende de la proporción de viviendas negociadas en este mercado, parece razonable suponer que α_t ha estado cayendo, ya que el mercado 1 se ha encarecido respecto al mercado 2. Ahora bien, en este caso la contribución del crecimiento del precio en el mercado 1, $(P_{1,t}-P_{1,t-1})/P_{1,t-1}$, al crecimiento agregado no sólo es variable sino que puede ser muy volátil, ya que depende del producto de dos términos que evolucionan en sentido contrario. El razonamiento se puede complicar definiendo α_t de forma más compleja, por ejemplo a partir del valor total de las viviendas negociadas en cada submercado y no simplemente del número; o incluyendo las expectativas de precios de manera que un encarecimiento del mercado 1 lleve de hecho a un aumento en la demanda y por lo tanto a que α_t y $P_{1,t-1}/P_{t-1}$ evolucionen en el mismo sentido. No vamos a desarrollar aquí éstas u otras posibilidades que se pudieran plantear, simplemente apuntar como a poco que se complique el modelo la presencia de ponderaciones variables condiciona completamente la interpretación de los resultados del análisis empírico.

5. ANALISIS UNIVARIANTE DE LOS PRECIOS

En esta sección presentamos el análisis univariante de cinco series de precios que se espera representen a todo el colectivo, con el fin de obtener una idea aproximada de las

características principales de los distintos precios que se pueden estudiar con la información que publica el Ministerio de Fomento. Los mercados seleccionados son el total nacional, total de la comunidad de Madrid, viviendas de menos de un año en Barcelona y su área de influencia, viviendas de más de un año en Barcelona y su área de influencia, y total de municipios costeros entre 249.999 y 100.000 habitantes.

De nuestro estudio destacamos las siguientes características de los precios:

1) Las variaciones de los precios de la vivienda tienen una dependencia temporal mucho más compleja que lo que sugiere la teoría.

La mayor parte de las propuestas que se encuentran en la literatura teórica implican que el proceso generador de precios tiene una función de autocorrelación que converge de forma monótona, y con cierta rapidez, a cero (Englung y Ioannides, 1997). Aquí por el contrario, según los modelos presentados en el cuadro 1 todos los precios muestran un alto grado de persistencia: dejando de lado la discusión de los efectos teóricos de que una raíz sea unitaria o estacionaria -más estéril por el hecho de que los modelos son tentativos como corresponde a un análisis exploratorio- y centrándonos en el tipo de comportamiento que ha de estar presente en los datos para que un programa automático proponga estos modelos para explicarlos, la persistencia temporal es mucho mayor de lo que sugiere la teoría. A esto habría que añadir un componente estacional importante en dos de las cinco series.

2) Los precios presentan rupturas en su patrón regular de comportamiento, también recogidas en el cuadro 1. Estas rupturas pueden ser de muy distinto tipo: algunas son puntuales y sólo actúan sobre la erraticidad de la serie, otras son cambios que pueden tener una cierta duración en el tiempo aunque al final se terminan agotando, y las demás están asociadas a cambios permanentes en el nivel.

Algunas rupturas parecen ser comunes a distintas series, con lo que estarían reflejando la incidencia de perturbaciones externas de carácter excepcional con efectos en los diversos mercados estudiados. Este puede ser el caso de las que tienden a ocurrir a principios de 1992, aunque al tratar cada serie por separado no es posible decir si el que se fechen en momentos de

tiempo distintos se debe a variabilidad muestral o refleja algún tipo de desfase dinámico entre mercados. Sin embargo frente a este ejemplo de una ruptura común a varias series, hay que destacar que hay un precio para el que no se ha observado esta misma anomalía, y que hay rupturas específicas que se observan solamente en algún precio y no en los restantes.

3) Hay evidencia de cambio estructural en el patrón estacional.

Un estudio detenido de los gráficos de distintas transformaciones del precio total nacional revela una ruptura del comportamiento estacional a partir de 1992. En el período 1988 a 1991 se observa un patrón estacional muy regular, con un primer trimestre alto, el segundo trimestre bajo y los otros dos en torno a la media. Sin embargo, a partir del primer trimestre de 1992 esta regularidad estacional desaparece y ya no se observa un patrón claro.

4) Los precios de la vivienda se caracterizan por una alta volatilidad, que además varía bastante de unos precios a otros.

En los modelos recogidos en el cuadro 1 destaca la elevada desviación típica de las innovaciones, mucho mayor que la que se observa para otras series de precios. Para formalizar este punto hemos calculado diversas medidas de volatilidad para los cinco precios de la vivienda aquí considerados y para un conjunto representativo de precios de otros sectores y generales de la economía, con el fin de situar los precios de la vivienda en una hipotética clasificación general. Las medidas consideradas son, entre otras, las desviaciones típicas de:

- tasa de crecimiento interanual;
- error de predicción a un trimestre;
- error de predicción a un año;
- innovación de la tendencia estocástica;
- error en el estimador final de la tendencia estocástica;
- error de revisión del estimador concurrente de la tendencia estocástica.

La primera medida es menos informativa que las restantes, ya que una serie puede tener una tasa interanual muy variable que sin embargo se prediga muy bien; sin embargo tiene la ventaja de que no depende de ningún modelo, y en este sentido es más neutral que las demás.

Por otra parte, dado que estas tasas de crecimiento tienen medias muy distintas hemos calculado también el coeficiente de variación, que como es sabido es una medida más adecuada para comparar dispersiones cuando las medias no son iguales. Para el resto de medidas es necesario disponer de un modelo que aproxime el proceso generador de los datos: para ello hemos aplicado el módulo automático del programa TRAMO a todas las series, utilizando las mismas opciones que usamos al modelizar las series de precios de la vivienda; la extracción de señales necesaria para calcular los resultados referidos a la tendencia estocástica se obtiene con el programa SEATS (Gómez y Maravall, 1996) a partir de los modelos previamente estimados por TRAMO. En todos los casos hemos considerado series trimestrales, para lo cual hemos agregado por trimestres las series que se observan mensualmente, y trabajado con la misma muestra que la disponible para los precios de la vivienda.

Por otra parte, las medidas de volatilidad para los componentes no observables sólo están definidas para los componentes estocásticos, en el caso que nos ocupa para la tendencia estocástica. Por lo tanto puede ocurrir que los estadísticos de volatilidad asociados a la tendencia estocástica sean muy bajos y sin embargo la serie sea de hecho muy volátil, porque experimenta muchos shocks exógenos con efectos permanentes tratados con análisis de intervención y que se asignan a la tendencia determinista. Para tener en cuenta este punto hemos definido otras dos medidas de volatilidad:

$$- \sigma(\Delta_4 \ln X_t) / \sigma(\Delta_4 \ln X_t^c)$$

$$- \sigma(\Delta_4 \ln X_t^{c,T}) / \sigma(\Delta_4 \ln X_t^c)$$

donde $\sigma(\cdot)$ denota desviación típica, $\Delta_4 \ln X_t$ es la aproximación habitual de la tasa de crecimiento interanual en series trimestrales para la variable X , X_t^c denota la serie corregida de todas las intervenciones y $X_t^{c,T}$ es la serie corregida de intervenciones con efecto transitorio (impulsos y cambios transitorios de nivel). Con el primer cociente se mide el cambio en la volatilidad de la tasa interanual asociada al tratamiento de todas las anomalías, en tanto que con el segundo se recoge solamente la contribución de las intervenciones con carácter permanente que se asignan a la tendencia.

En el cuadro 2 se presentan las medidas de volatilidad para todos los precios considerados. En él se puede comprobar que los precios de la vivienda tienden a situarse entre los más volátiles de la economía, sólo superados por el índice general de precios percibidos por los agricultores y al mismo nivel que los componentes de alimentos no elaborados y de energía del IPC y que los dos índices de valor unitario del comercio exterior. Destaca especialmente el que se hayan detectado valores anómalos en todas las series de precios de la vivienda y que no haya anómalos en ninguna de las otras 13 series de precios estudiadas, lo que a su vez implica que la comparación de volatilidades a partir de las medidas para la tendencia estocástica infravalora la variabilidad relativa de los precios de la vivienda.

En conclusión, los resultados del análisis univariante tienden a mostrar que en los precios de la vivienda influyen muchos factores no contemplados por ninguna teoría, y que sin embargo no se pueden ignorar a la hora de explicar la evolución observada. Parte de estos factores están relacionados con la forma de elaborar la estadística y su progresiva mejora a lo largo del tiempo, y sería erróneo intentar explicarlos a partir de los fundamentos económicos del mercado. En cuanto a la comparación de las propiedades dinámicas de los precios en la muestra y las funciones de autocorrelación asociadas a algunas teorías del mercado de la vivienda, el principal resultado es que las variaciones en los precios son mucho más persistentes que lo esperado, lo que implica que la dinámica interna de cada mercado es bastante más compleja de lo que contemplan los modelos teóricos. En esa línea hay que interpretar también el hecho de que haya estacionalidad en algunos precios, no la haya en otros y que en un tercer grupo se detecte un patrón estacional cambiante.

6. RELACIONES DE LARGO PLAZO Y DIFUSION DE LAS VARIACIONES DE CORTO PLAZO

A continuación analizamos la evidencia empírica sobre la existencia de mercados heterogéneos y por extensión la representatividad de los precios más agregados. La exposición se organiza en dos bloques: primero se estudia el grado de heterogeneidad de los precios

formados en diferentes submercados, para posteriormente evaluar en qué medida la variabilidad en la composición del agregado constituye un problema real en este estudio.

6.1 LA HETEROGENEIDAD EN PRECIOS

Teniendo en cuenta la información que se publica habitualmente en el Boletín Estadístico de la Dirección General de Programación Económica y Presupuestaria del Ministerio de Fomento, en esta sección consideramos el total nacional con las desagregaciones que detallamos a continuación, que definen a su vez los correspondientes submercados. El período muestral se extiende desde 1987/I a 1997/IV, y en lo que sigue hemos eliminado todas las series de precios con datos faltantes en ese intervalo.

1) Por comunidades autónomas: hemos considerado las seis series completas de CC.AA. con más de dos millones de habitantes (Andalucía, Castilla y León, Cataluña, Comunidad Valenciana, Galicia y Madrid) y el agregado que representa a las comunidades que no llegan a los dos millones de habitantes.

2) Por antigüedad de la vivienda: se distinguen viviendas de menos de un año, entre uno y diez, entre once y veinte y más de veinte.

3) Por tamaño de municipio, controlando por antigüedad de la vivienda: en las viviendas de más de un año se estudian las siete series que aparecen en el Boletín; en las de menos de un año la falta de datos para el principio de la muestra en tres de ellas nos obligó a centrarnos en Barcelona y su área de influencia, municipios entre 499.999 y 100.000 habitantes, municipios entre 49.999 y 20.000, y municipios de menos de 20.000.

4) Por antigüedad de la vivienda controlando por tamaño del municipio: aquí se comparan los precios de la vivienda de menos de un año y de más de un año; dada la disponibilidad de datos comentada en el punto anterior el análisis se hace para Barcelona y su área de influencia, municipios entre 499.999 y 100.000 habitantes, municipios entre 49.999 y 20.000, y municipios de menos de 20.000.

5) Por situación geográfica del municipio controlando por tamaño: se comparan los precios en los municipios interiores y costeros; esta comparación se hace de forma separada

para municipios entre 999.999 y 250.000 habitantes, municipios entre 249.999 y 100.000, municipios entre 99.999 y 50.000, y municipios de menos de 50.000.

El análisis de la heterogeneidad tendencial para todos los pares de precios relevantes se recoge en los cuadros 3 a 7: el cuadro 3 estudia la existencia de heterogeneidad en el espacio (por CCAA), el 4 por antigüedad de la vivienda, el 5 por tamaño del municipio controlando por la antigüedad, el 6 por la antigüedad controlando por el tamaño del municipio y el 7 por la situación geográfica del municipio controlando por su tamaño.

No resulta fácil extraer de aquí un marco general coherente. Tal y como señalan MacDonald y Taylor (1993), la homogeneidad en tendencia es transitiva en la población, en el sentido de que si X e Y están cointegradas e Y y Z también lo están, entonces X ha de estar cointegrada con Z; pero en la práctica la existencia de "primos lejanos" no asegura la transitividad en la muestra, dificultando así la interpretación de los resultados. A grandes rasgos, parece que si se divide el mercado global en distintos submercados atendiendo a la antigüedad de la vivienda estos mercados son heterogéneos a largo plazo, especialmente cuando se compara la vivienda nueva (menos de un año) con la de cualquier tipo de vivienda de más de un año (cuadro 4). Hay muchos factores que podrían explicar este resultado, ya que si por una parte cabe esperar que la vivienda vieja sea de peor calidad, por otra tiende a estar mejor situada dentro de las ciudades: por lo tanto el precio de la vivienda vieja variará en la medida en que en las viviendas que salen al mercado en un momento dado domine una característica u otra, y esta variación explicaría la ausencia de una relación de equilibrio con la vivienda nueva, en principio más estable en su composición. En el cuadro 6 parece detectarse que esta heterogeneidad por antigüedad se concentra sobre todo en los municipios más grandes, ya que en los más pequeños (por debajo de 20.000 habitantes) podría existir una relación estable en el largo plazo entre la vivienda de menos de un año y la de más de un año.

Si se consideran submercados regionales también hay alguna evidencia de heterogeneidad, especialmente por el comportamiento de los precios en Castilla y León y en Galicia, que parecen no guardar una relación estable de largo plazo con los del resto de

comunidades consideradas. Tal y como muestra el cuadro 3, de los 21 pares posibles hay heterogeneidad de largo plazo en 10, y en 8 de esos pares intervienen Castilla y León o Galicia. En este punto también habría que tener en cuenta el submercado catalán.

Cuando se consideran por separado los mercados de vivienda de menos de un año y de más de un año y se compara la evolución de los precios en municipios de distinto tamaño, en general los submercados que se obtienen son bastante homogéneos. Las excepciones afectan básicamente a los dos mercados más extremos, Madrid y su área de influencia por un lado y los municipios muy pequeños (menos de 20.000 habitantes) por otro, véase el cuadro 5. Por último el cuadro 7 indica que hay homogeneidad a largo plazo entre los municipios interiores y los costeros cuando comparamos precios en municipios de tamaño equivalente: la excepción son los municipios más pequeños, lo que se puede explicar por el amplio abanico de situaciones distintas que se engloban aquí.

Un resultado a destacar es que la homogeneidad tendencial estricta, entendida como la estacionariedad del precio relativo, se rechaza en casi todos los pares de precios analizados: como se puede comprobar en los cuadros 3 a 7, la hipótesis de que el coeficiente de regresión es la unidad se rechaza sistemáticamente, e incluso cuando no se rechaza se tiende a observar ausencia de cointegración y por lo tanto la elasticidad de largo plazo estimada es espuria. Esto indica que el análisis de los precios relativos definidos de la forma habitual como P_{1t}/P_{2t} no tiene demasiado sentido incluso si realmente los dos precios comparten una misma evolución en el largo plazo.

Pasando al estudio de la heterogeneidad transitoria los cuadros 8 a 12 muestran los estadísticos de heterogeneidad contemporánea y heterogeneidad dinámica. Comenzando con la heterogeneidad contemporánea, la mayor parte de los coeficientes de correlación entre pares de tasas de crecimiento en el mismo momento de tiempo están entre 0.7 y 0.9, lo que implica que entre el 50% y el 80% de la varianza de las variaciones del precio en un mercado se puede explicar por shocks que afectan de forma simultánea a otro mercado. Este resultado aporta evidencia de que los mercados están interconectados, ya que las variaciones en precios

responden en parte a factores comunes; pero por otra parte los porcentajes de varianza no explicada son lo suficientemente elevados como para indicar que en los movimientos de precios de un mercado también intervienen factores específicos y/o componentes dinámicos que no se pueden despreciar.

Si se estudia con detenimiento los cuadros 8 a 12 se observa que de los 62 pares de crecimientos considerados sólo 9 tienen una correlación superior a 0.9 y 4 por debajo de 0.7. Entre aquéllos destacan: las correlaciones del trío Madrid - Cataluña - Galicia, donde la inclusión de la comunidad gallega resulta difícil de explicar; los crecimientos de la vivienda de más de un año en Madrid y área de influencia, Barcelona y área de influencia y los municipios de más de 500.000 habitantes; y la correlación entre las variaciones del precio en vivienda nueva y en vivienda vieja en los municipios más pequeños. Entre los pares de precios con menor relación contemporánea llama la atención la correlación negativa entre municipios interiores y costeros entre 99.999 y 50.000 habitantes, que posiblemente se deba a la forma concreta en que el programa SCA ha tratado las anomalías de una y otra serie.

Los cuadros 8 a 12 recogen también los contrastes de causalidad de Granger para detectar heterogeneidad dinámica; después de tantear diversas combinaciones optamos por incluir dos retardos de la variable endógena y otros dos de la variable causal.

Se observa que con carácter general la predicción de las tasas de crecimiento en t no mejora significativamente por incorporar crecimientos anteriores a t de otros precios aparentemente relacionados. Las relaciones de causalidad que se detectan se pueden resumir en que Madrid, Cataluña y Galicia tienden a anticipar los crecimientos que se observarán en Andalucía, Castilla y León y el agregado de comunidades de menos de dos millones de habitantes; las variaciones en los precios de la vivienda entre 11 y 20 años tienden a estar causadas por el resto; cuando controlamos por antigüedad de la vivienda los municipios mayores parecen causar a los menores si excluimos a los más pequeños (menos de 20.000 habitantes), mientras que si controlamos por el tamaño del municipio la vivienda de menos de un año parece causar a la de más de un año; y por último la causalidad parece ir de los

municipios costeros a los del interior para todos los tamaños de municipio salvo los que tienen entre 99.999 y 50.000 habitantes, sin descartar que esta excepción se deba al distinto tratamiento de las anomalías comentado anteriormente.

En definitiva, en la medida en que quepa hablar de un mecanismo de propagación dinámico entre submercados, este mecanismo se caracterizaría por causalidad desde los municipios grandes -fundamentalmente Madrid y Barcelona- a los municipios intermedios -excluyendo los más pequeños, que tendrían su propia idiosincrasia- y desde la vivienda de menos de un año a la de más de un año.

6.2 EFECTOS DE LA VARIABILIDAD EN LA COMPOSICION DEL AGREGADO

Para evaluar en qué medida el cálculo de precios agregados usando ponderaciones variables puede distorsionar su capacidad para reflejar la evolución de submercados concretos hemos llevado a cabo el siguiente ejercicio. Sea P_{1t} el precio de la vivienda de menos de un año, P_{2t} el precio de la vivienda de más de un año y P_t el precio total, controlando por tamaño de municipio; llamando α_t a la ponderación de la vivienda de menos de un año en el precio global, se tiene que $\alpha_t = (P_t - P_{2t}) / (P_{1t} - P_{2t})$ y por lo tanto se puede calcular fácilmente su evolución en el período 1987/I a 1997/IV para Barcelona y área de influencia, municipios entre 499.999 y 100.000 habitantes, municipios entre 49.999 y 20.000 habitantes y municipios con menos de 20.000 habitantes, a partir de la información sobre precios que se publica en el Boletín Estadístico de la DGPEP.

A continuación hemos construido el correspondiente modelo univariante para cada serie de ponderaciones. Estos modelos, que se recogen en el cuadro 13, muestran una gran variabilidad en el tiempo y entre municipios, lo que confirma la sospecha inicial de que con ponderaciones variables la capacidad del agregado de representar la evolución de submercados concretos se deteriora. En concreto: hay tres modelos estacionarios y uno que no lo es; la ponderación tiene también un componente estacional en un caso; en dos casos se detectan rupturas respecto al patrón de comportamiento normal; y la volatilidad intrínseca, medida por la desviación típica de la innovación, va desde el 3.1% para los municipios más pequeños al 6.1%

de Barcelona y su área de influencia. Nótese que esta volatilidad intrínseca es alta, ya que tomando por ejemplo Barcelona y su área el intervalo de confianza al 80% para la predicción a un trimestre tiene una amplitud igual al 15.6%; esto significa que si la predicción puntual que hacemos para el próximo trimestre es el 16% (es decir, la vivienda de menos de un año ponderará el 16% del precio total y el de la vivienda de más de un año el 84% restante), el correspondiente intervalo de confianza al 80% se extendería desde el 8.2% al 23.8%.

También hemos estudiado en qué medida las ponderaciones de la vivienda nueva para distintos tamaños de municipio están relacionadas entre sí, para lo cual calculamos los coeficientes de correlación contemporáneos y llevamos a cabo contrastes de causalidad de Granger entre todos los posibles pares de ponderaciones. En sentido estricto, y dados los modelos recogidos en el cuadro 13, no es correcto incluir Barcelona y su área de influencia en este análisis, ya que la ponderación de la vivienda nueva en este caso es $I(1)$ mientras que en los demás es $I(0)$; sin embargo, al igual que ocurre en otros puntos de este trabajo la evidencia acerca del distinto orden de estacionariedad no es concluyente y hemos preferido no excluir Barcelona y alrededores.

El cuadro 14 muestra que en general las ponderaciones de la vivienda nueva en municipios de distinto tamaño no están relacionadas ni en el mismo momento del tiempo ni dinámicamente. En particular, los contrastes de causalidad de Granger únicamente detectan causalidad desde la ponderación en los municipios más pequeños hacia las ponderaciones de los municipios intermedios, un resultado difícil de explicar y que es más probable que se deba a variabilidad muestral. Tomados en conjunto, en lo que a la composición del agregado respecta nuestro análisis implica que los cuatro mercados son estructuralmente diferentes y tienen evoluciones independientes.

7. CONCLUSIONES

En las páginas anteriores hemos discutido las principales características del mercado de la vivienda en España a partir de cómo éstas se reflejan en la evolución observada de los

precios. Comenzamos discutiendo cómo los datos disponibles limitan las conclusiones que se pueden extraer de un estudio de este tipo: a pesar del enorme avance que para el conocimiento del mercado supuso la estadística de precios de la vivienda del Ministerio de Fomento, las características de su proceso de recogida y tratamiento de la información de base aconsejan ser muy prudentes a la hora de interpretar la variación observada de los precios en términos de cambios en los fundamentos del mercado. Tal y como se comprobó en la sección 5 los precios observados presentan rupturas en su patrón de comportamiento regular, cambios estacionales y elevada volatilidad; y hay razones para creer que estas características no son explicables en exclusiva por el proceso de elaboración de la estadística o por las circunstancias del mercado de la vivienda, sino que posiblemente estén causadas por ambos factores en un porcentaje variable.

Considérense por ejemplo los resultados sobre la volatilidad. La teoría económica afirma que los precios de la vivienda son más volátiles que los precios al consumo. Por otra parte, la teoría estadística también señala que un índice con ponderaciones variables es más volátil que un índice con ponderaciones fijas, y que un proceso de recogida de datos en el que la población y la fracción de muestreo varían generará series temporales más heterogéneas que un proceso sobre una población y con una fracción de muestreo constantes. De ahí que no es extraño que en el cuadro 2 el precio total nacional de la vivienda sea mucho más volátil que el IPC general; pero ¿cuánta de esa volatilidad adicional se explica por teoría económica y cuánta por teoría estadística? Esta es una pregunta que, con la información actualmente disponible, por el momento no tiene respuesta.

De ahí que en nuestro análisis hayamos optado por un planteamiento estrictamente exploratorio, tratando de averiguar cuáles son los hechos desnudos y procurando no encajarlos por la fuerza en un marco teórico cuya adecuación real a los datos es difícilmente controlable.

En todo caso, y con las inconsistencias propias de todo análisis puramente empírico, hemos detectado lo que a nuestro juicio serían las características más destacadas del mercado de la vivienda en España:

1) Las variaciones en los precios son mucho más persistentes que lo esperado a partir de los modelos teóricos.

2) Hay evidencia de segmentación en los mercados, es decir, de ausencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre pares de precios. Como cabría esperar esta segmentación se observa para mercados extremos: Castilla y León y Galicia frente a Madrid y Barcelona, vivienda nueva (de menos de un año, cabe suponer que a estrenar) frente a vivienda de más de un año (la inmensa mayoría de segunda mano), etc.

3) Las variaciones en los precios que se observan en un momento dado en los distintos mercados se explican en su mayor parte por shocks comunes, ya que los coeficientes de determinación entre tasas de crecimiento contemporáneas oscilan entre el 50% y el 80%. Ahora bien:

a) El porcentaje de varianza no explicada, que estaría aproximando la contribución de los factores estrictamente propios de cada mercado a la variación observada de su precio, no es despreciable, ya que se situaría entre el 20% y el 50%.

b) No se puede asegurar que estos shocks comunes sean interpretables únicamente en términos de los determinantes económicos básicos del precio de la vivienda, ya que también podrían estar reflejando modificaciones generales en el diseño y cobertura de la estadística.

4) La predicción de la tasa de crecimiento del precio de un mercado en t no mejora significativamente al tener en cuenta crecimientos anteriores a t registrados en otros mercados. De forma muy genérica se podría hablar de un patrón de comportamiento dinámico en el que la causalidad va de Madrid y Barcelona al resto del país, de la vivienda nueva a la vieja, de los municipios grandes a los pequeños y de los municipios costeros a los del interior. Pero se observan demasiadas excepciones para que esta impresión se puede elevar al rango de regla general de comportamiento.

5) El uso de ponderaciones variables en el cálculo de los agregados condiciona completamente la información que se puede extraer de éstos para el análisis del mercado de la vivienda. En este trabajo no planteamos una discusión general sobre los índices con

ponderaciones variables y sus ventajas e inconvenientes respecto a los índices de ponderaciones fijas; sin embargo, nuestros resultados son inequívocos al señalar que las ponderaciones tienen una estructura aleatoria muy compleja, de manera que la forma en que un submercado influye en el agregado es muy cambiante y difícil de predecir. Además los mercados son mucho más heterogéneos en ponderaciones que en precios: nuestro análisis sobre la ponderación de la vivienda nueva en cuatro tipos distintos de municipios reveló que estos cuatro mercados se comportaban como estructuralmente diferentes y con evoluciones independientes entre sí.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Ashworth, J. y Parker, S. (1997): "Modelling regional house prices in the UK", *Scottish Journal of Political Economy*, 44, 225-246.
- Cancelo, J.R. y Espasa, A. (1999): "La estadística de precios de la vivienda: estudio descriptivo e implicaciones para el análisis de la coyuntura", *Boletín Inflación y Análisis Económico de la Universidad Carlos III de Madrid*, septiembre, 78-92.
- Dirección General de Programación Económica y Presupuestaria (1995): *Boletín Estadístico: notas metodológicas*, Madrid: Ministerio de Fomento.
- Dirección General de Programación Económica y Presupuestaria (1999): *Índice de precios de las viviendas: estadística de precio medio del m²*, Madrid: Ministerio de Fomento.
- Drake, L. (1993): "Modelling UK house prices using cointegration: an application of the Johansen technique", *Applied Economics*, 25, 1225-1228.
- Drake, L. (1995): "Testing for convergence between UK regional house prices", *Regional Studies*, 29, 357-366.
- Englund, P. y Ioannides, Y. (1997): "House price dynamics: an international empirical perspective", *Journal of Housing Economics*, 6, 119-136.
- Gómez, V. y Maravall, A. (1996): "Programs TRAMO and SEATS", *Documento de trabajo 9628*, Servicio de Estudios del Banco de España.

- Hendry, D. (1995): *Dynamic Econometrics*, Oxford: Oxford U.P.
- MacDonald, R. y Taylor, M. (1993): "Regional house prices in Britain: long-run relationships and short-run dynamics", *Scottish Journal of Political Economy*, 40, 43-55.
- Meen, G. (1996): "Spatial aggregation, spatial dependence and predictability in the UK housing market", *Housing Studies*, 11, 345-372.
- Pollakowski, H. y Ray, T. (1997): "Housing price diffusion patterns at different aggregation levels: an examination of housing market", *Journal of Housing Research*, 8, 107-124.
- Scientific Computing Associates (1997): *Forecasting and time series analysis using the SCA statistical system*, volume 2, Oak Brook (Illinois): SCA.
- Sims, C. (1980): "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48, 1-48.
- Zellner, A. y Palm, F. (1974): "Time series analysis and simultaneous equation econometric models", *Journal of Econometrics*, 2, 17-54.

Cuadro 1.- Modelos univariantes de las cinco series de precios seleccionadas

Precio	Modelo Propuesto	Parámetros	Intervenciones			σ_a (%)	
			tipo	fecha	coeficiente		t-ratio
Total nacional	(1,1,0)	$\phi_1 = 0.96$	LS	89/I	0.0283	3.6	
			TC	90/I	0.0363	5.4	
			AO	90/IV	-0.0158	-3.5	
			AO	91/IV	0.0367	8.1	
Total, CCAA de Madrid	(0,2,1)	$\theta_1 = 0.43$	AO	87/III	-0.0375	-6.1	
			TC	89/I	0.0496	5.6	
			LS	91/I	0.0494	4.7	
			AO	91/II	0.0245	3.9	
Menos un año, Barcelona y área	(0,2,1)	$\theta_1 = 0.75$	LS	92/I	-0.1094	-9.8	
			LS	92/II	-0.0448	-4.0	
			LS	92/II	-0.2264	-6.3	
			LS	92/II	-0.2264	-6.3	
Más un año, Barcelona y área	(0,2,1)x(0,1,1) ₄	$\theta_1 = 0.82$ $\theta_4 = 0.42$	LS	92/I	-0.1231	-6.7	
			TC	87/II	-0.0859	-3.0	
Costeros, 249.999 a 100.000	(0,1,0)x(0,1,1) ₄	$\theta_4 = 0.17$	TC	87/II	-0.0859	-3.0	3.23

Notas: En el modelo propuesto y en los parámetros se usa la notación habitual en series temporales; cte indica media no nula. En las intervenciones LS denota cambio de nivel, AO anómalo aditivo y TC un cambio transitorio (con factor de amortiguamiento 0.7); σ_a (%) es la desviación típica residual en porcentaje.

Cuadro 2.- Medidas de volatilidad para distintas series de precios

	$\sigma(T_4)$	CV(T_4) %	σ_a	$\sigma(e_{t+4}/t)$	σ_b	$\sigma(\text{EFE})$	$\sigma(\text{ERC})$	todas interv.	interv. perman.
VIVIENDA	total nacional	0.0894	115.92	0.0109	0.0566	0.0061	0.0020	0.0014	104.9
	total CCAA Madrid	0.1153	129.17	0.0131	0.0606	0.0067	0.0028	0.0022	114.7
	menos 1 año, BCN y área	0.1463	160.76	0.0384	0.1072	0.0191	0.0118	0.0091	136.5
	más 1 año, BCN y área	0.1225	109.67	0.0234	0.0601	0.0087	0.0059	0.0073	107.8
	costeros, 249.999 a 100.000	0.1049	105.26	0.0323	0.0646	0.0096	0.0077	0.0107	108.0
PRECIOS									
CONSUMO	general	0.0138	28.47	0.0047	0.0095	0.0016	0.0012	0.0016	100
	alimentos elaborados	0.0208	44.53	0.0060	0.0189	0.0049	0.0011	0.0008	100
	alimentos sin elaborar	0.0358	111.81	0.0221	0.0441	0.0088	0.0064	0.0069	100
	energía	0.0348	79.39	0.0167	0.0391	0.0097	0.0053	0.0035	100
	bienes no energéticos	0.0097	25.17	0.0029	0.0092	0.0011	0.0006	0.0007	100
servicios	0.0227	32.95	0.0057	0.0125	0.0014	0.0013	0.0020	100	
PRECIOS									
INDUSTRIALES	general	0.0162	59.21	0.0053	0.0143	0.0037	0.0013	0.0008	100
	bienes consumo	0.0114	33.25	0.0043	0.0105	0.0026	0.0012	0.0009	100
	bienes intermedios	0.0277	132.24	0.0094	0.0258	0.0066	0.0024	0.0013	100
	bienes inversion	0.0127	42.78	0.0036	0.0106	0.0026	0.0009	0.0008	100
AGRICOLAS									
IVU	precios percibidos, general	0.0737	294.35	0.0480	0.0749	0.0180	0.0146	0.0166	100
	exportaciones, total	0.0299	108.91	0.0180	0.0360	0.0076	0.0055	0.0055	100
	importaciones, total	0.0386	340.42	0.0239	0.0389	0.0089	0.0092	0.0073	100

Notas: $\sigma(\cdot)$ denota la desviación típica; $\sigma(T_4)$ corresponde a la tasa de crecimiento interanual (aproximada por la transformación $\Delta_4 \ln$), σ_a al residuo del modelo univariante, $\sigma(e_{t+4}/t)$ al error de predicción a un año, $\sigma(\text{EFE})$ al error en el estimador final de la tendencia estocástica y $\sigma(\text{ERC})$ al error de revisión del estimador concurrente de la tendencia estocástica; CV(T_4) es el coeficiente de variación del crecimiento interanual multiplicado por 100; *todas interv.* es el cociente de desviaciones típicas de las tasas interanuales de la serie observada y de la corregida de todas las intervenciones; e *interv. perman.* es el cociente para las dos series corregidas (véase texto principal).

Cuadro 3.- Heterogeneidad tendencial: análisis por comunidades autónomas

Dependiente	Independiente	Regresiones de cointegración			Modelo de los residuos	
		elasticidad	t-ratio	R ²	Intervenciones	Parte estocástica
Andalucía	Cast. y León	0.95	-1.0	0.90	LS 92/I TC 92/II LS 94/II	(0,1,1)
Andalucía	Cataluña	0.61	-29.3	0.98	TC 92/II	(1,0,0)
Andalucía	C. Valenciana	0.72	-32.7	0.99	--	(1,0,0)
Andalucía	Galicia	1.02	0.5	0.92	--	(0,1,0)
Andalucía	Madrid	0.56	-46.5	0.99	--	(0,0,2)x(0,0,1) ₄
Andalucía	Resto	0.86	-7.4	0.98	--	(1,0,0)
Cast. y León	Cataluña	0.60	-20.0	0.95	LS 89/III AO 92/I LS 94/II	(1,0,0)+cte
Cast. y León	C. Valenciana	0.68	-9.0	0.89	LS 89/III TC 92/II LS 94/II	(0,1,1)
Cast. y León	Galicia	1.04	1.5	0.97	--	(1,0,0)
Cast. y León	Madrid	0.54	-20.3	0.93	LS 89/III AO 92/I	(0,1,0)
Cast. y León	Resto	0.83	-5.2	0.94	TC 92/II	(0,1,0)
Cataluña	C. Valenciana	1.15	5.6	0.98	--	(3,0,0)x(1,0,0) ₄
Cataluña	Galicia	1.69	15.1	0.97	--	(1,1,1)
Cataluña	Madrid	0.91	-5.7	0.99	--	(0,1,1)
Cataluña	Resto	1.39	16.3	0.99	TC 92/II TC 92/IV	(0,1,0)
C. Valenciana	Galicia	1.41	6.2	0.91	--	(0,1,0)
C. Valenciana	Madrid	0.78	-12.9	0.98	--	(0,0,2)
C. Valenciana	Resto	1.19	8.0	0.98	--	(1,0,0)x(0,0,1) ₄
Galicia	Madrid	0.52	-26.9	0.95	--	(0,1,0)
Galicia	Resto	0.79	-7.5	0.95	--	(1,0,0)
Madrid	Resto	1.52	16.8	0.98	--	(1,0,0)

Notas: dependiente e independiente hacen referencia a cómo se plantea la regresión bivalente a efectos de interpretar el coeficiente de regresión; los modelos de los residuos se expresan con la terminología definida en el cuadro 1.

Cuadro 4.- Heterogeneidad tendencial: análisis por antigüedad

Dependiente	Independiente	Regresiones de cointegración			Modelo de los residuos	
		elasticidad	t-ratio	R ²	Intervenciones	Parte estocástica
Menos 1 año nos 1 año	1 a 10 años	0.85	-4.7	0.94	--	(0,1,3)x(0,0,1) ₄
	11 a 20 años	0.68	-8.8	0.89	LS 93/I	(0,1,0)x(1,0,0) ₄
Menos 1 año 1 a 10 años	Más 20 años	0.82	-5.3	0.93	LS 93/II	(0,1,0)x(0,0,1) ₄
	11 a 20 años	0.82	-10.8	0.98	--	(0,1,1)x(1,0,0) ₄
1 a 10 años	Más 20 años	0.97	-2.5	0.99	TC 89/III	--
11 a 20 años	Más 20 años	1.17	9.1	0.99	--	(1,0,0)

Notas: véase el cuadro 3.

Cuadro 5.- Heterogeneidad tendencial: análisis por tamaño del municipio controlando por la antigüedad de la vivienda

Dependiente	Independiente	Regresiones de cointegración		Modelo de los residuos		Parte estocástica
		elasticidad	t-ratio	R ²	Intervenciones	
PANEL A.- VIVIENDA DE MENOS DE UN AÑO						
Barcelona y área	499.999-100.000	1.28	7.7	0.97	--	(1,0,1)x(0,0,1) ₄
Barcelona y área	49.999-20.000	1.41	8.2	0.95	--	(0,0,1)x(1,0,0) ₄
Barcelona y área	Menos 20.000	1.36	7.6	0.95	TC 93/III	(1,0,0)x(1,0,0) ₄
499.999-100.000	49.999-20.000	1.09	2.4	0.95	AO 93/IV	(1,0,0)
499.999-100.000	Menos 20.000	1.05	1.2	0.94	--	(0,1,0)
49.999-20.000	Menos 20.000	0.96	-2.1	0.98	--	(1,0,0)
PANEL B.- VIVIENDA DE MAS DE UN AÑO						
Madrid y área	Barcelona y área	0.79	-14.4	0.98	--	(0,1,0)
Madrid y área	Más 500.000	0.99	-0.5	0.97	TC 90/III	(1,0,1)
Madrid y área	499.999-100.000	1.02	0.9	0.98	--	(1,0,1)
Madrid y área	99.999-50.000	1.15	6.1	0.98	--	(0,0,2)x(0,0,1) ₄
Madrid y área	49.999-20.000	1.16	4.1	0.95	--	(1,1,1)
Madrid y área	Menos 20.000	1.24	8.2	0.98	--	(0,1,0)
Barcelona y área	Más 500.000	1.24	8.7	0.98	TC 89/I	(0,0,2)
Barcelona y área	499.999-100.000	1.29	18.9	0.99	--	(1,0,0)
Barcelona y área	99.999-50.000	1.46	20.7	0.99	--	(0,0,2)
Barcelona y área	49.999-20.000	1.47	14.4	0.98	--	(1,0,0)
Barcelona y área	Menos 20.000	1.57	23.7	0.99	--	(4,0,0)x(0,0,1) ₄
Más 500.000	499.999-100.000	1.02	1.4	0.99	--	(1,0,0)
Más 500.000	99.999-50.000	1.16	8.8	0.99	--	(0,0,1)
Más 500.000	49.999-20.000	1.17	7.2	0.98	--	(0,0,1)
Más 500.000	Menos 20.000	1.24	9.0	0.98	--	(0,1,2)
499.999-100.000	99.999-50.000	1.13	8.9	0.99	--	(0,0,1)
499.999-100.000	49.999-20.000	1.14	7.1	0.99	--	(1,0,1)
499.999-100.000	Menos 20.000	1.21	11.3	0.99	--	(0,0,2)
99.999-50.000	49.999-20.000	1.01	0.4	0.99	--	(0,0,1)
99.999-50.000	Menos 20.000	1.07	4.7	0.99	--	(0,0,2)
49.999-20.000	Menos 20.000	1.05	2.3	0.98	TC 90/IV	(0,0,3)
					TC 92/I	
					AO 93/IV	

Notas: véase el cuadro 3.

Cuadro 6.- Heterogeneidad tendencial: análisis por antigüedad controlando por el tamaño del municipio

Dependiente Menos 1 año	Independiente Más 1 año	Regresiones de cointegración			Modelo de los residuos	
		elasticidad	t-ratio	R ²	Intervenciones	Parte estocástica
Barcelona y área		0.78	-6.6	0.93	LS 91/III	(0,1,0)
499.999 a 100.000 habitantes		0.78	-6.2	0.91	--	(1,1,0)
49.999 a 20.000 habitantes		0.82	-7.1	0.96	--	(0,0,2)
Menos 20.000 habitantes		0.90	-4.1	0.97	TC 90/IV LS 92/II LS 94/I	(1,0,0)

Notas: véase el cuadro 3.

Cuadro 7.- Heterogeneidad tendencial: análisis por la situación geográfica del municipio controlando por su tamaño

Dependiente Interior	Independiente Costero	Regresiones de cointegración			Modelo de los residuos	
		elasticidad	t-ratio	R ²	Intervenciones	Parte estocástica
De 999.999 a 250.000 habitantes		1.05	2.3	0.98	--	(1,0,0)
De 249.999 a 100.000 habitantes		0.97	-2.0	0.99	--	(1,0,0)
De 99.999 a 50.000 habitantes		1.29	6.1	0.94	--	(1,0,0)x(0,0,1) ₄
Menos de 50.000		1.15	5.3	0.98	--	(0,1,0)

Notas: véase el cuadro 3.

Cuadro 8.- Heterogeneidad transitoria: análisis por comunidades autónomas

Dependiente	Independiente								
	Andalucía	Cast. y León	Cataluña	C. Valenciana	Galicia	Madrid	Resto		
Andalucía	--	2.21	5.16(*)	7.58(*)	9.34(*)	4.62(*)	2.90		
Cast. y León	2.28 0.72	--	12.25(*)	2.18	6.71(*)	4.03(*)	0.73		
Cataluña	1.55 0.89	0.46 0.83	--	0.82	4.39 (*)	1.32	0.16		
C. Valenciana	0.80 0.93	1.12 0.64	1.66 0.87	--	6.01(*)	2.78	0.05		
Galicia	0.79 0.76	0.27 0.73	1.51 0.93	0.66 0.79	--	2.53	0.17		
Madrid	0.92 0.72	0.71 0.72	0.46 0.90	0.02 0.78	1.98 0.92	--	1.09		
Resto	2.92 0.88	1.59 0.78	13.54(*) 0.84	3.90(*) 0.89	18.56(*) 0.75	10.14(*) 0.74	--		

Notas: En la heterogeneidad dinámica se contrasta si la variable independiente causa a la dependiente. Los números que aparecen por encima de la diagonal principal son el contraste de causalidad; por debajo de la diagonal principal en cada celda hay dos números: el primero es el contraste de causalidad y el segundo el coeficiente de correlación contemporáneo. En los contrastes de causalidad se han incluido dos retardos de cada variable. (*) denota que el contraste es significativo al 5%.

Cuadro 9.- Heterogeneidad transitoria: análisis por antigüedad

Dependiente	Independiente			
	Menos 1 año	De 1 a 10 años	De 11 a 20 años	Más 20 años
Menos 1 año	--	1.19	2.40	0.72
De 1 a 10 años	2.09 0.76	--	5.27(*)	2.67
De 11 a 20 años	3.67(*) 0.86	7.72(*) 0.88	--	3.68(*)
Más 20 años	0.92 0.76	0.10 0.77	1.32 0.80	--

Notas: véase el cuadro 8.

Cuadro 10.- Heterogeneidad transitoria: análisis por tamaño del municipio controlando por la antigüedad de la vivienda

Panel A.- Vivienda de menos de un año

Dependiente	Independiente				
	Barcelona y área	499.999 a 100.000	49.999 a 20.000	Menos 20.000	
Barcelona y área	--	0.21	0.96	0.49	
499.999 a 100.000	3.28	--	0.49	0.61	
49.999 a 20.000	4.22(*)	8.31(*)	--	5.68(*)	
Menos 20.000	0.73	0.84			
	3.48(*)	2.71	0.32	--	
	0.81	0.93	0.88		

Panel B.- Vivienda de más de un año

Dependiente	Independiente						
	Madrid y área	Barcelona y área	Más de 500.000	499.999 a 100.000	99.999 a 50.000	49.999 a 20.000	Menos 20.000
Madrid y área	--	2.83	0.54	1.42	0.01	1.44	0.84
Barcelona y área	7.26(*)	--	1.21	0.97	1.27	2.04	4.69(*)
0.90							
Más de 500.000	4.78(*)	0.75	--	3.15	4.12(*)	0.51	0.30
0.73							
499.999 a 100.000	4.69(*)	0.62	0.39	--	7.63(*)	4.92(*)	4.63(*)
0.84							
99.999 a 50.000	2.41	4.67(*)	4.01(*)	2.82	--	1.15	3.62(*)
0.66							
49.999 a 20.000	5.89(*)	1.65	3.63(*)	3.39(*)	3.23	--	0.07
0.79							
Menos 20.000	17.40(*)	2.28	3.71(*)	2.19	2.29	8.53 (*)	--
0.81							
		0.83	0.78	0.83	0.78	0.86	

Notas: véase el cuadro 8.

Cuadro 11.- Heterogeneidad transitoria: análisis por antigüedad controlando por el tamaño del municipio

Tamaño	Correlación contemporánea	Causalidad de Granger	
		Más 1 año -> Menos 1 año	Menos 1 año -> Más 1 año
Barcelona y área	0.86	1.18	5.89(*)
499.999 a 100.000	0.85	2.30	11.08(*)
49.999 a 20.000	0.73	3.70(*)	4.87(*)
Menos 20.000	0.92	2.69	2.70

Notas: En los contrastes de causalidad se han incluido dos retardos de cada variable. (*) denota que el contraste es significativo al 5%.

Cuadro 12.- Heterogeneidad transitoria: análisis por la situación geográfica del municipio controlando por su tamaño

Tamaño	Correlación contemporánea	Causalidad de Granger	
		Costero -> Interior	Interior -> Costero
999.999 a 250.000	0.78	6.08(*)	0.76
249.999 a 100.000	0.81	5.36(*)	1.36
99.999 a 50.000	-0.32	0.11	1.01
Menos 50.000	0.86	15.02(*)	0.36

Notas: véase el cuadro 11.

Cuadro 13.- Modelos univariantes para la ponderación de vivienda nueva

Municipio	Modelo Propuesto	Parámetros	Intervenciones	σ_a
Barcelona y área	(1,1,0)+cte	$\phi_1 = 0.56$	--	0.061
499.999 a 100.000	(0,0,1)+cte	$\theta_1 = -0.40$	--	0.043
49.999 a 20.000	(1,0,0)+cte	$\phi_1 = 0.39$	TC 96/I	0.046
Menos 20.000	(1,0,0)x(1,0,0) ₄ +cte	$\phi_1 = 0.60$ $\phi_4 = 0.32$	TC 92/II	0.031

Notas: los modelos se expresan con la terminología definida en el cuadro 1.

Cuadro 14.- Relación dinámica entre las ponderaciones de vivienda nueva correspondientes a municipios de distinto tamaño

Dependiente	Independiente			
	Barcelona y área	499.999 a 100.000	49.999 a 20.000	Menos 20.000
Barcelona y área	--	0.43	1.75	1.34
499.999 a 100.000	0.73 0.33	--	0.11	3.59(*)
49.999 a 20.000	0.55 0.11	2.44 0.47	--	4.06(*)
Menos 20.000	0.61 -0.26	0.75 -0.06	0.26 0.26	--

Notas: véase el cuadro 8.