

un análisis empírico del
precio de la vivienda
en Aragón y su relación
con la renta

Antonio Montañés
Jesús Clemente

Departamento de Análisis Económico
Universidad de Zaragoza



autores: Antonio Montañés y Jesús Clemente

fecha: Octubre, 2005

edita: CONSEJO ECONÓMICO Y SOCIAL DE ARAGÓN

Avda. César Augusto, 30. Ed. Verdi, 1º H
Teléfono: 976 21 05 50 - Fax: 976 21 58 44
50004 Zaragoza

Correo electrónico: cesa@aragon.es

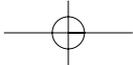
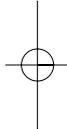
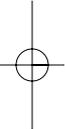
Web: www.portal.aragon.es

d.l.: Z-2875-2005

diseño, preimpresión e impresión: INO Reproducciones, S.A.

índice





Índice general

INTRODUCCIÓN	7
CONTEXTO Y CUESTIONES PREVIAS	15
1. Introducción	17
2. El contexto	17
2.1. Contexto internacional reciente	18
2.2. Contexto autonómico y urbano	19
2.3. Contexto aragonés	21
2.4. Resumen del contexto.....	23
3. Relación del precio de la vivienda con algunas variables de interés	24
3.1. Factores relacionados con la demanda	24
3.2. Factores relacionados con la oferta.....	26
4. Modelo teórico y especificación empírica	29
4.1. Introducción	29
4.2. Un modelo intertemporal de la vivienda.....	29
4.3. Un modelo estático de la vivienda, especificación empírica e interpretación de los coeficientes.....	33
5. Análisis descriptivo de las principales variables utilizadas	36
6. Una mirada al precio del suelo	38
7. Cuadros.....	45
8. Gráficos.....	46
ANÁLISIS UNIVARIANTE DE LAS SERIES	59
1. Introducción	61
2. Metodología Econométrica	62
3. Aplicación al caso de Aragón	65
3.1. Introducción	65
3.2. Precio real de la vivienda	66
3.3. Producto Interior Bruto per cápita en términos reales	69
3.4. Tipo de interés real de los créditos hipotecarios.....	71
3.5. Tasa de paro	73
3.6. Coste de uso de la vivienda.....	74
3.7. Rendimiento bursátil.....	75

4. Conclusiones	76
5. Cuadros.....	78
6. Gráficos.....	89

ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN DE PRECIOS DE LA VIVIENDA EN ARAGÓN..... 91

1. Introducción	93
2. Modelo Econométrico.....	94
3. Resultados obtenidos.....	97
3.1. Introducción	97
3.2. Modelización del precio de la vivienda en Aragón	99
3.3. Modelización del precio de la vivienda en Zaragoza.....	101
3.4. Modelización del precio de la vivienda en Huesca.....	103
3.5. Modelización del precio de la vivienda en Teruel.....	105
4. Interpretación económica de los resultados obtenidos.....	107
5. Conclusiones	113
6. Cuadros.....	117
7. Gráficos.....	121

CONCLUSIONES..... 127

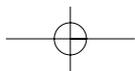
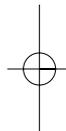
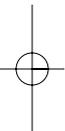
BIBLIOGRAFÍA..... 137

ANEXO I. FUENTES DE DATOS Y CONSTRUCCIÓN DE LAS VARIABLES..... 143

ANEXO II. CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA Y DE ESTACIONARIEDAD..... 149

introducción





Introducción

Es un hecho bien conocido que el precio de la vivienda ha experimentado un considerable incremento desde finales de los años 80 hasta la actualidad. Este efecto no es exclusivo de un país o de un territorio geográfico concreto, sino que es un fenómeno generalizado para la mayoría de las economías occidentales, dentro de las que indudablemente se encuentra España y, por extensión, la comunidad autónoma de Aragón. Aunque este proceso de apreciación no está vinculado a un área geográfica concreta, es cierto que ni la intensidad con la que aparece, ni los periodos en los que se produce coinciden. De ahí el interés de abordar el estudio de la evolución del precio de la vivienda centrándose en un territorio concreto, que probablemente tendrá características propias, en lugar de realizar un análisis para una extensión geográfica más amplia. Este último tipo de estudios tiene sentido en el caso de variables como el tipo de interés real o el tipo de cambio real, que pueden compartir patrones de comportamiento comunes entre países pero no es el caso del el precio de la vivienda, y mucho menos si estamos interesados en su comportamiento en Aragón.

Desde un primer momento, hay que reconocer que la vivienda es un bien complejo de estudiar por sus especiales características. Su naturaleza difiere notablemente del resto de bienes. En el caso español, la máxima expresión de la particularidad de la vivienda es el hecho de que la propia Constitución española reconoce el derecho a disponer de una vivienda digna, distinción que no posee ningún otro bien.

Desde un punto de vista agregado, el interés en el estudio del mercado de la vivienda se ha visto acentuado por la importancia que está adquiriendo el sector de la construcción en las macromagnitudes agregadas básicas de los países occidentales. Así, en Martínez y Maza (2003) se comenta que la inversión residencial de los países de OECD se sitúa alrededor del 5% del PIB en el conjunto de estos países. Para hacernos una idea de esta magnitud basta recordar que supone el 25% de la inversión total de la economía, de ahí que la literatura haya dado prioridad al estudio agregado de la inversión productiva de los países occidentales, que es mucho más voluminosa que la inversión en vivienda.

Buscando sectores que tengan una repercusión similar en la evolución de la economía, podemos establecer ciertas similitudes con el gasto sanitario, que representa en

España un 7'8% del PIB. Pero, a diferencia que lo que ocurre con el caso de la vivienda, el volumen de trabajos aplicados al estudio del gasto sanitario es cuantitativamente muy superior al que podemos encontrar para el estudio del mercado de la vivienda. Este hecho es relativamente sorprendente, aunque es de esperar que se corrija y que, en un futuro cercano, aparezca un elevado número de informes y trabajos sobre el mercado inmobiliario desde la repercusión que puede tener sobre la evolución agregada de la economía.

Una de las posibles razones para esta ausencia de estudios puede deberse a que el mercado de la vivienda plantea a los economistas un reto importante, tanto teórico como aplicado, relacionado con el hecho de que el bien vivienda tiene características tanto de un bien de consumo como de un bien de inversión. Por tanto, para explicar su comportamiento no está clara cuál es la línea metodológica más adecuada, por cuanto cabe adoptar tanto una postura restringida a uno de los dos aspectos, como incorporar elementos de ambos tipos de aproximaciones teóricas en la elaboración del modelo explicativo. Un ejemplo muy claro de este problema lo tenemos en el caso de la influencia de la renta, ya que resulta complicado delimitar el componente atribuible a su característica de bien consumo (relacionado con las preferencias de los compradores) y del componente de inversión (que estaría mucho más relacionado con, por ejemplo, las inversiones en cartera y las expectativas de revalorización).

Por otro lado, cabe señalar la dificultad de cuantificar factores de oferta como la disponibilidad de suelo urbanizable, la intervención de las Administraciones Públicas, la accesibilidad al crédito o las preferencias de la población por la propiedad frente al alquiler, entre otros aspectos. Para superar estas limitaciones sería necesario contar con información adecuada tanto de todas las variables que pueden influir, como con de un tamaño suficientemente largo de la muestra de datos disponibles de cada una de ellas. Sin embargo, no es posible disponer de este tipo de información cuando el objetivo es estudiar el comportamiento del mercado de la vivienda en una parte concreta del territorio español, como ocurre si queremos analizar el caso de Aragón y sus provincias.

Con estos antecedentes, nuestra aproximación metodológica al estudio del precio de la vivienda en Aragón parte de dos premisas. En primer lugar, vamos a plantear un modelo teórico que sea capaz de captar la evolución del precio de la vivienda como función de un conjunto de factores o variables explicativas relativamente reducido. No pre-

tendemos diseñar, pues, un macromodelo con elevado número de parámetros y variables. Al contrario, buscamos un modelo sencillo pero que, a la vez, sea lo suficientemente flexible como para que pueda ser contrastado con los datos públicamente disponibles, aspecto que también condiciona el tipo de estudio a realizar. Nos gustaría señalar también que, a nuestro juicio, el gran número de variables incorporadas en algunos trabajos precedentes, así como su incorrecto tratamiento estadístico, ha podido distorsionar el enfoque seguido en el estudio del mercado de la vivienda. De hecho, es difícil separar los condicionantes del comportamiento de los precios de la vivienda de las consecuencias que su propia evolución tiene sobre algunas variables económicas, no haciéndose habitualmente el esfuerzo necesario para delimitar la naturaleza de esa causalidad circular.

En segundo lugar, nuestra intención es dejar hablar a los datos. Para ello, se hace imprescindible un análisis exhaustivo y riguroso de las propiedades temporales de las variables que vamos a utilizar. Este primer estudio, de cada variable por separado (a nivel univariante), nos va a permitir, de un lado, comprender mejor su evolución. De otro lado, va a hacer posible identificar las características estocásticas de las series que las generan, lo que indicará las herramientas más adecuadas para el trabajo empírico que es necesario para relacionar las variables que influyen en la evolución del precio de la vivienda en Aragón (modelo multivariante). Por tanto, nos alejamos de las prácticas habituales en las que se aplica una técnica econométrica concreta, como puede ser el análisis de cointegración, al margen de que las variables sobre las que se construye el modelo teórico admitan o no el uso de dicha técnica.

En resumen, partiendo de los supuestos de sencillez y de “dejar hablar a los datos” en este trabajo proponemos un análisis dinámico que permita caracterizar el comportamiento del precio de la vivienda en Aragón, donde prestaremos una especial atención a la detección y estudio de los posibles cambios estructurales que ha podido sufrir en el mercado.

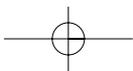
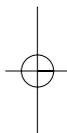
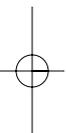
Los pasos que vamos a dar para alcanzar este objetivo son los siguientes. El trabajo comienza con un análisis descriptivo, capítulo 2, que sitúa la evolución de los precios de la vivienda en Aragón desde una quintuple perspectiva. La primera se centra en el estudio de la evolución de los precios de la vivienda sucesivamente en el contexto internacional, nacional, autonómico y provincial. Su principal objetivo es detectar las posibles particula-

ridades del fenómeno en nuestra Comunidad. En segundo lugar, nos planteamos explorar inicialmente la influencia de variables que deberían ser relevantes en la explicación del comportamiento de los precios de la vivienda. En este apartado tratamos de justificar por qué algunas variables, que en principio parecen importantes, no van a ser incluidas en la especificación final del modelo utilizado. En tercer lugar, presentamos algunos modelos teóricos que permiten sistematizar y explicar los condicionantes de la evolución de los precios de la vivienda. En cuarto lugar, se analiza descriptivamente el comportamiento bivalente (*vis à vis* con el precio de la vivienda) de algunas de las variables reseñadas como relevantes desde un punto de vista teórico. Por último, dado el permanente debate acerca de la influencia del coste y la disponibilidad de suelo en el precio final de la vivienda, se dedica una sección a discutir esta cuestión. En este apartado se aporta evidencia tanto teórica como empírica de la relación entre el precio del suelo y el precio de la vivienda, a partir de la cuál demostramos que existe una causalidad inversa entre ambas variables, en el sentido de que es la situación del mercado, caracterizado por una determinada presión de la demanda, la que origina las variaciones del precio del suelo. En consecuencia, para explicar la evolución del precio del suelo es necesario tener en cuenta el comportamiento de los precios de la vivienda. Por el contrario, los precios del suelo no son un elemento a incluir necesariamente en la de la especificación del modelo que explica los precios de la vivienda.

En el capítulo 3 adquieren todo el protagonismo los datos. Estos empiezan a hablar de forma individual. Se trata de determinar las características estocásticas de las series consideradas en el modelo teórico, puesto que estas propiedades condicionan en gran medida el tratamiento econométrico necesario. Para ello se adopta la perspectiva que proporcionan los contrastes de raíz unitaria y los de estacionariedad, que permiten identificar con claridad dos cuestiones que resultan claves para la modelización multivariante posterior. La primera se refiere al orden de integración de las variables consideradas, puesto que la presencia de una raíz unitaria en las series implicaría la presencia de un elevado componente de inercia en el comportamiento de las mismas (velocidad constante en promedio). Esto significa que una variación puntual originada por algún fenómeno aislado permanece para siempre en el comportamiento de la serie. Frente a este resultado, aparece la posibilidad de que no exista una raíz unitaria, con lo que los efectos de esa perturbación serían puramente transitorios. La segunda de las cuestiones se refiere a la presencia en las series de rupturas estructurales o cambios en el comportamiento de las

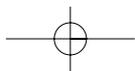
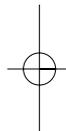
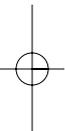
mismas de unos intervalos de tiempo a otros. Este hecho resulta especialmente relevante en nuestro contexto, dada la previsible aparición de dichos cambios, originados por circunstancias externas al mercado de la vivienda.

Una vez determinadas las propiedades univariantes de las series, en el capítulo 4 se presenta la metodología que ha de aplicarse en el análisis multivariante. El objetivo de este capítulo es determinar la influencia de las distintas variables explicativas sobre el precio de la vivienda en Aragón. El procedimiento utilizado permite encontrar cuáles son los factores relevantes por medio de los contrastes estadísticos de hipótesis. Una vez identificados estos factores, podemos cuantificar la importancia de cada uno de ellos por medio de los coeficientes estimados. A continuación se realiza un estudio del grado de ajuste de la relación observada por medio del tamaño del error cometido, que se determina comparando los precios reales con los estimados y se cuantifica el porcentaje explicado de la serie analizada. Por último, se ofrece una aproximación de la sobrevaloración de la vivienda comparando la situación real del mercado y la que se hubiese dado en el caso de que el mercado no hubiese presentado cambios a finales de los 90, obteniendo una sobrevaloración para el caso de Aragón cercana, pero ligeramente inferior, al 20%. No creemos que se pueda afirmar que este valor es el componente especulativo del activo vivienda, aunque de hacerlo así la cifra proporcionada en este estudio estaría muy próxima a la presentada en otros trabajos para el caso español.



contexto y
cuestiones previas





1. INTRODUCCIÓN

Este capítulo se dedica al estudio de una serie de cuestiones previas al análisis de la evolución del precio de la vivienda en Aragón, que servirán para establecer el marco de referencia en el que se deben interpretar los resultados de capítulos posteriores. Este marco de referencia engloba fundamentalmente cinco cuestiones. La primera se refiere al propio comportamiento de la variable de interés, el precio de la vivienda, tratando de delimitar en qué medida presenta características propias en Aragón y nos encontramos ante un fenómeno específico a nuestra comunidad autónoma o, por el contrario, qué parte es el reflejo de una situación generalizada en el contexto internacional, nacional, autonómico o local. En segundo lugar, se presentan algunas de las consecuencias de la evolución de este precio y se discute la conveniencia de incluir determinadas variables como explicativas de su evolución. En tercer lugar, se presentan dos modelos teóricos habitualmente considerados a la hora de explicar el comportamiento de los precios en el mercado de la vivienda. Se trata de fundamentar teóricamente el uso conjunto de variables tradicionalmente asociadas a bienes de consumo y a bienes de inversión. Como se comprueba, no resulta complicado reunir ambos tipos de determinantes en un modelo que explique la evolución del precio de equilibrio en este mercado. En cuarto lugar, realizamos un breve análisis descriptivo en el que se estudian las relaciones bivariantes de cada una de las variables necesarias para explicar el modelo teórico con el precio de la vivienda. Este estudio descriptivo se circunscribe al caso de Aragón y está determinado por el conjunto de información disponible, factor éste que determina, al menos en parte, el presente estudio. Por último, se discute la influencia del precio del suelo en la evolución del precio de la vivienda. En conjunto, este capítulo sitúa de una forma integrada todos los elementos que permiten interpretar los resultados anteriores del trabajo empírico.

2. EL CONTEXTO

Como se ha comentado previamente, en este apartado se estudia el comportamiento de los precios de la vivienda en Aragón. Un aspecto en el que vamos a poner un énfasis especial es determinar si el comportamiento de los precios de la vivienda en Aragón tienen características propias y exclusivas de este mercado o, por el contrario, presenta rasgos comunes a otros mercados nacionales o internacionales.

Esta pregunta es pertinente puesto que una perspectiva que vaya desde lo general a lo particular sirve para situar la cuestión analizada en este informe, la evolución de los precios de la vivienda en Aragón, dentro de un contexto más amplio que permita intuir la presencia o no de aspectos diferenciales del fenómeno.

2.1. Contexto internacional reciente

En cuanto al contexto internacional, es conocido que antes de la última subida casi generalizada en los años recientes, el mercado de la vivienda internacional presenta un máximo local en el precio real de la vivienda a principios de los años 90. A este máximo, le sigue un periodo de estancamiento e incluso de retroceso, como puede verse en Martínez y Maza (2003). Se identifica entonces una desviación, a nivel internacional, de ahorro desde activos financieros y/o reales a otro activo real, como es la vivienda o la inversión residencial, que podría estar reflejando un proceso global en las economías occidentales.

Para comprobar si ese movimiento simultáneo de carácter internacional se mantiene podemos analizar la evolución de los precios reales de la vivienda a partir de los datos que proporciona el Banco de España. En el gráfico 2.1¹ se observa que tras el boom global de principios de los años 90 y el posterior estancamiento, el comportamiento de las series difiere sustancialmente a partir de 1995. De hecho, podemos agrupar los distintos países en tres bloques. El primero, compuesto por España, Reino Unido y Países Bajos, presenta un importante crecimiento anual medio en el nivel de precios del 12%, 13% y 9% respectivamente. En el segundo, Francia, Estado Unidos y Italia, la variación es moderada con tasas de crecimiento del 2%, 4% y 5%, respectivamente. Por último, en Japón y Alemania continúa el retroceso en el precio de la vivienda iniciado en el 92, con disminuciones anuales del 2% y del 0,8% respectivamente².

En resumen, podemos afirmar que ha habido un cambio estructural en el ámbito internacional, puesto que tras un periodo donde la evolución del precio de la vivienda pre-

¹ En este gráfico se ha seleccionado un pequeño grupo de países, puesto que únicamente pretendemos ilustrar el contexto internacional.

² Este agrupamiento se mantiene si se incluyen más países. Por ejemplo, Luxemburgo e Irlanda pertenecerían al primer grupo, Suecia, Dinamarca, Canadá, Bélgica, Portugal y Finlandia al segundo, y Austria al tercero.

sentó características comunes en la mayoría de los países analizados, ha surgido una clara divergencia que permite agrupar a los países en tres bloques, donde el comportamiento más habitual es el de un crecimiento moderado de los precios. Por tanto, este sencillo análisis nos lleva a pensar que los determinantes de la evolución de los precios de la vivienda pueden ser distintos y, por tanto, se concluye que en el marco en el que nos movemos es fundamental realizar estudios parciales que informen sobre las variables que influyen en cada situación concreta. Podemos afirmar que España es uno de los países que destaca por el fuerte incremento del precio de la vivienda y que no ocurre lo mismo en todos los países.

2.2. Contexto autonómico y urbano

Otra cuestión relevante, una vez reconocido el marco específico de algunos países en los últimos 15 años, es la cuestión de la territorialidad. Si nuestro objetivo es analizar el comportamiento del precio de la vivienda en Aragón, y admitiendo la existencia de un proceso alcista en dichos precios, puede resultar muy informativo comprobar si nos encontramos ante un fenómeno de carácter local o nacional.

En el gráfico 2.2, con datos procedentes del Ministerio de Fomento, se representa la evolución del precio de la vivienda por Comunidad Autónoma. En primer lugar, cabe destacar que el perfil que exhiben los precios coincide para todas ellas. Por tanto, podemos concluir que el crecimiento en los precios de la vivienda observado desde finales de los 90 es un fenómeno que aparece en todo el territorio nacional. Ahora bien, como se deduce del gráfico anterior, y como se comprueba en el gráfico 2.3 en el que se presenta la evolución de la dispersión de los precios en todas las Comunidades Autónomas para cada año por medio de la desviación típica³, cabe concluir que la brecha entre los precios se ha ampliado a nivel regional. Por tanto, la intensidad de los factores que intervienen en el proceso de alza en los precios podría ser distinta y si se tratase de un estudio nacional deberían tenerse en cuenta variables geográficas y específicas de los territorios considerados, además de las económicas.

³ Esta medida se suele denominar sigma-convergencia. Si su evolución fuese decreciente mostraría un mercado de la vivienda que va integrándose a nivel nacional, mientras que su carácter creciente indicaría lo contrario.

Otra medida de dispersión que conviene tener en cuenta es la denominada beta-convergencia. Esta medida consiste en calcular la correlación entre el precio inicial y el crecimiento experimentado por la variable en el periodo determinado. Si este valor es negativo debemos concluir que las comunidades con menor precio inicial han experimentado crecimientos mayores y, por tanto, se admite que ha habido un proceso de convergencia. En el caso de una correlación positiva, la tendencia se invierte, incrementándose la distancia entre comunidades. En el gráfico 2.4, se muestra esta relación, encontrado que el ajuste entre precio inicial y crecimiento es creciente, por lo que la brecha entre Comunidades Autónomas se ha ampliado considerablemente. En lugar de haber convergencia habría divergencia, esto es, los precios suben más donde más altos eran con anterioridad.

Además, si se analiza el crecimiento total del periodo considerado, podemos ver que las comunidades de Baleares, Cantabria, Navarra, Rioja, Cataluña, Madrid y País Vasco han multiplicado por más de tres el precio del periodo inicial. En el polo opuesto, se encuentran las comunidades de Extremadura, Castilla la Mancha y Galicia cuyo precio se ha multiplicado por menos de dos. El resto de comunidades, Aragón entre ellas, se encuentran en el intervalo medio. En concreto, en la comunidad autónoma de Aragón el factor a aplicar fue de 2'65, muy cercano al valor medio del país que se situó en 2'43. Por tanto, nos encontramos ante un incremento generalizado de los precios de la vivienda, aunque éste ha sido claramente más intenso en algunas regiones, mientras que la comunidad autónoma de Aragón se ha situado, aproximadamente, en el comportamiento promedio.

Por último, el gráfico 2.5 nos ofrece la información relativa al crecimiento anual medio para los periodos 87-91, 92-98 y 99-02 desglosado por comunidades autónomas. Esta información nos permite comprobar que el fenómeno actual de alza de precios de la vivienda es menos intenso que el experimentado a finales de los 80, hecho que aparece en 14 de las 17 Comunidades Autónomas que se han considerado. En este caso la correlación de los crecimientos en ambos periodos se sitúa cerca de cero, por lo que no podemos afirmar que la intensidad de los movimientos al alza se mantenga por comunidades autónomas.

El hecho de que aparezcan tres periodos claramente diferenciados puede ser indicativo de la presencia de cambios estructurales en el mercado, entendidos éstos como modificaciones de la respuesta del precio de la vivienda ante variaciones de algunas de las variables

que lo explican. De hecho, puede estar significando una modificación relativa de la importancia de determinados factores a la hora de determinar el precio del bien vivienda, cuestión a la que volveremos más detenidamente cuando tratemos la especificación empírica.

Para terminar esta presentación geográfica nos gustaría señalar que, aunque el incremento es más intenso en las grandes ciudades, las pequeñas no han sido ajenas al fenómeno, lo que se puede apreciar en el gráfico 2.6. No obstante, la propia morfología de la distribución territorial en Aragón, caracterizada por la existencia de una gran urbe que supone un alto porcentaje de la población de la provincia, nos alerta acerca de la presencia de diferencias importantes a la hora de modelizar los mercados de vivienda provinciales. Aunque en el caso de la comunidad autónoma aragonesa, donde se presenta una elevada concentración urbana alrededor de las tres capitales de provincia, un análisis de este mercado proporciona una idea bastante certera de lo que sucede en el mercado provincial. De hecho, la población de Zaragoza prácticamente condiciona el comportamiento agregado de Aragón. Algo similar sucede con el de las ciudades de Huesca y Teruel respecto de las provincias correspondientes.

2.3. Contexto aragonés

Para determinar el comportamiento de los precios en el contexto de Aragón, hemos acudido a dos fuentes de datos. En primer lugar, los datos referidos a las capitales de provincias han sido tomados del Ministerio de Fomento. Dado que estos datos sólo nos ofrecen una visión agregada de la evolución de los precios nos ha parecido apropiado utilizar, de forma complementaria, datos que ofrezcan información más detallada. Dichos datos los hemos obtenido de TINSA, una sociedad de tasación nacional que elabora series de precios de vivienda tasada con un elevado nivel de detalle⁴. Esta empresa nos ha pro-

⁴ Los datos empleados para realizar el estudio proceden de la Base de Datos de TINSA, producto del desarrollo de su actividad principal, que consiste en la valoración de inmuebles para diversos fines y principalmente, para la concesión de créditos hipotecarios.

Para obtener los datos correspondientes se realiza, en primer lugar, un filtro de atípicos, extrayendo de la población el 5% de las tasaciones de valor máximo y el 5% de las de valor mínimo. Asimismo, no se toman en consideración aquellos inmuebles que no lleguen a 450'76 y 390'66 €/ m² construido para la capital, y 330'56 y 240'40 €/ m² construido para zonas de "resto de provincia", correspondiendo el primer valor a viviendas nuevas y el segundo a viviendas usadas. El precio medio por metro cuadrado construido es la media aritmética del valor de tasación de las valoraciones de vivienda libre realizadas por TINSA. El precio medio unitario para la Provincia,

porcionado datos referidos a las tres capitales aragonesas desglosando los resultados por códigos postales y diferenciando si se trata de vivienda nueva o usada. Adicionalmente, para el caso de la provincia de Zaragoza, separa los resultados de la capital respecto del resto de la provincia.

Como primera aproximación al estudio de estos datos, nos centramos en el de los precios medios en términos reales (en logaritmos) de las tres capitales de provincias. El gráfico 2.7 recoge esta información, donde observamos que el perfil es idéntico para las tres, replicando de forma exacta la evolución del precio medio de la vivienda en España. Como único hecho reseñable, podemos destacar que la evolución en la ciudad de Teruel muestra cierto retraso en los cambios de tendencia puesto que, tanto su valor máximo a inicio de los 90 como el momento de la nueva expansión a finales de los 90, son posteriores a los observados para la ciudad de Zaragoza. Sin duda este hecho se ve influido por la presión demográfica que experimenta esta ciudad, cuestión no comparable con la existente en las otras dos capitales de provincia.

En cuanto al diferencial entre capitales cabe destacar, ver gráfico 2.8, que el incremento en precios ha sido más intenso en Zaragoza. Esto ha supuesto una separación mayor de los precios con respecto al de las otras capitales. Por tanto, en el periodo considerado se acentúan las diferencias, indicando el proceso de concentración de la población en la ciudad de Zaragoza que origina una mayor presión de la demanda de viviendas.

A continuación, vamos a analizar los datos correspondientes a precios nominales de viviendas nuevas y usadas, proporcionados por TINSA, en las tres capitales. En el cuadro 2.1, se presentan las tasas medias de crecimiento para los dos periodos detectados: el de estabi-

las Comunidades Autónomas y el Total Nacional, es la media ponderada por la población de cada uno de los ámbitos geográficos englobados. Queremos reseñar que no se utiliza ninguna técnica de muestreo y que la única depuración que se aplica es la de atípicos anteriormente mencionada. En algunas ocasiones los precios medios de vivienda usada resultan mayores que los de vivienda nueva. La razón hay que buscarla en el hecho de que, dada la escasez de suelo en el casco urbano de los grandes municipios, las promociones de vivienda nueva deben situarse en la periferia de los mismos. Como consecuencia, la vivienda de segunda mano tasada se sitúa en zonas con un precio metro cuadrado muy alto, que compensa e incluso supera el valor unitario de inmuebles nuevos localizados en el extrarradio. Los datos de este informe pretenden ayudar a seguir los precios medios del mercado de vivienda. En ningún momento puede derivarse de ellos el cálculo directo del precio de una vivienda concreta. Cada inmueble tiene unas circunstancias propias diferenciales que han de ser tenidas en cuenta a la hora de estimar su valor de mercado.

lidad del precio, que llega hasta 1999, y el de crecimiento continuado, hasta el final de la muestra. Un primer resultado destacable es que el crecimiento de la segunda etapa se debe en mayor medida a la evolución de los precios de la vivienda usada. El caso de Teruel es claro, puesto que el crecimiento del precio de la vivienda usada supera en un 3% al precio de la vivienda nueva. En Zaragoza, aunque se mantiene la misma tendencia, ésta es menor. Como conclusión, podemos afirmar que aún teniendo en cuenta que el mercado de vivienda usada es, en términos relativos, menos importante que el de vivienda nueva, una parte importante de la evolución final en los precios viene explicada por este mercado secundario.

Si analizamos la información disponible referida al crecimiento acumulado en distintas zonas marcadas por su código postal de la ciudad de Zaragoza, gráfico 2.9, destaca la circunstancia de que en el periodo 1995-2003 el crecimiento de la vivienda usada ha sido bastante más homogéneo, como lo demuestra el hecho de que el rango de variación de ese crecimiento es menor que en el caso de vivienda nueva. Al mismo tiempo, aparecen sectores en los que la diferencia a favor de la vivienda usada es marcada. Se trata de las zonas correspondientes a los códigos postales 50001 (que engloba sectores como el de San Miguel hasta el barrio de la Magdalena), 50009 (Ciudad Universitaria), 50010 (barrio de las Delicias) y 50016 (barrio de Santa Isabel). Este resultado podría indicar la escasez de vivienda nueva en estas zonas, así como la existencia de elementos no cuantificables que inciden sobre las preferencias de los agentes individuales. Este sería el caso de, por ejemplo, la antigüedad de los inmuebles disponibles.

Por último, cabe destacar que a pesar de la elevada estabilidad de a la ordenación de los códigos postales en cuanto al precio de la vivienda nueva, es cierto que aparece algún cambio significativo. Por ejemplo, como se muestra en el gráfico 2.10, la zona 50008 (sector alrededor del parque de Miraflores) ha pasado de tener uno de los precios más bajos a situarse en el tramo superior, mientras que la 50001, del que ya hemos hablado, muestra una tendencia a la baja puesto que se ha visto superada por el precio de otras zonas.

2.4. Resumen del contexto

La evolución de los precios de la vivienda muestra una aceleración desde finales de los años 90, periodo a partir del cual las tasas de variación se incrementan notablemente.

En cuanto al contexto internacional, cabe señalar que tras un periodo en el que todos los mercados presentan evoluciones similares, a partir de esta fecha se entra en un proceso de divergencia que permite distinguir tres grupos diferenciados. En cuanto al contexto autonómico, destaca la distinta intensidad en el crecimiento de los precios según Comunidades y el hecho de que las diferencias se ha incrementado en el periodo considerado. Por último, para el total de Aragón, sorprende la elevada contribución de la vivienda usada (especialmente en Teruel) en el alza de los precios, lo cual podría estar indicando una escasez de oferta de vivienda de nueva construcción, así como la constatación de que el comportamiento difiere entre las provincias, especialmente en el caso de Teruel.

3. RELACIÓN DEL PRECIO DE LA VIVIENDA CON ALGUNAS VARIABLES DE INTERÉS

Antes de comenzar con el modelo teórico que sustenta la especificación empírica de este trabajo, dedicamos este apartado a analizar la relación de los precios de vivienda con algunas variables que no aparecen en la especificación teórica y que, sin embargo, son habitualmente citados en estudios similares al que aquí nos ocupa. Antes de realizar este tipo de análisis nos gustaría destacar que en la literatura aparece cierta confusión acerca de las variables que condicionan dicha evolución y cuáles son consecuencia del proceso que sigue el mercado. Nuestra intención es señalar aquí algunas de dichas imprecisiones para, primero, enmarcar claramente el problema a analizar y pasar, con posterioridad, a centrar el debate sobre la evolución de los precios de la vivienda en términos de hechos observados.

Para ello hemos dividido la sección entre elementos relacionados con la demanda y lo que lo están con la oferta, aunque en algunos casos ambos aspectos del mercado aparecen entrelazados.

3.1. Factores relacionados con la demanda

Una de las variables habitualmente asociada al comportamiento del mercado de la vivienda es el endeudamiento de las familias. Según los datos que oferta el Banco de España, el porcentaje del endeudamiento de las familias en España que tiene su origen en

la inversión en vivienda ha pasado del 47% en 1993 al 67% en 2001. Esto demuestra la fuerte influencia de este mercado en el endeudamiento, pero teniendo en cuenta que la causalidad es la inversa. Por tanto, aún reconociendo la influencia de la vivienda en la evolución del endeudamiento de las familias, no se incorpora como variable explicativa. Otra perspectiva que permite analizar la influencia de la vivienda en el endeudamiento familiar lo proporciona del Río (2002). Esta autora indica que aunque el endeudamiento total de las familias se ha incrementado considerablemente, la ratio endeudamiento-riqueza inmobiliaria apenas ha variado un 5% en los últimos veinte años, pasando de un 14% a finales de los 80 al 19% en el 2001. Esto indica que el endeudamiento por compra de vivienda a nivel agregado indica una serie de cambios relacionados con las preferencias de este tipo de activos frente a otros por parte de las familias españolas. Adicionalmente, el incremento del precio de la vivienda, y por tanto del valor de este activo, permite concluir que aunque el endeudamiento crece, los agentes no perciben el riesgo de este proceso ante la idea de que la revalorización del activo supera a los costes del capital financiero necesario para adquirirlo.

Sin duda, la vivienda se ha convertido en el refugio del ahorro de los españoles, y la consecuencia más importante es que no se trata del ahorro corriente sino del futuro, es decir se compromete un porcentaje elevado de las rentas futuras (en algunos casos de más de 30 años), con lo que un cambio en las condiciones del mercado puede originar importantes disfunciones al respecto.

Por otro lado, como ya se ha comentado con anterioridad, un cambio en la composición de los usos de las viviendas puede indicar un cambio estructural en las preferencias de los agentes. Por ejemplo, el incremento de hogares con un menor número de miembros o de personas que viven solas, combinado con un incremento de la preferencia por la propiedad, conduciría a un menor volumen de vivienda comprada para alquiler. Este hecho viene indicado por los datos del último Censo de Población y Viviendas del año 2001, en el que se comprueba que el volumen de viviendas desocupadas ha crecido (un 17%) a un ritmo inferior al de viviendas totales (un 21%) o el de viviendas principales (21,6%) en los últimos 10 años. Si tenemos en cuenta que la población en el periodo considerado solo ha aumentado un 5% llegamos a la conclusión de que el número de hogares aumenta y su tamaño es claramente menor, al mismo tiempo que el porcentaje de vivienda desocupada ha descendido levemente. Por último, aunque el volumen de vivienda desocupada sigue siendo importan-

te, cerca de tres millones, el descenso de su importancia relativa indicaría una menor dependencia de variables financieras, tanto por un cambio en el coeficiente que marca su influencia o por la estabilización de los tipos de interés.

Si analizamos la evolución del porcentaje de vivienda alquilada, se observa una marcada tendencia a su disminución, puesto que pasa del 21% en el censo de 1981, al 15'1% en el del 91 y al 11'5% en el del 2001. Este descenso es generalizado, se produce en todas las comunidades autónomas, aunque aquéllas con precios superiores en la vivienda (Madrid, Cataluña, Baleares especialmente), suelen presentar porcentajes de vivienda alquilada por encima de la media del país. El caso de Aragón no es una excepción, presentando valores cercanos a la media nacional.

Una vez examinados los datos anteriores, cabe preguntarse por la evolución de los precios de los alquileres comparados con los de los precios de la vivienda. En el gráfico 2.11 se presenta la evolución de esos precios, tomando como base 100 el precio del año 2001. Como puede comprobarse, la evolución de ambos es similar. Por tanto, podemos concluir que los determinantes de la evolución de los precios de la vivienda pueden ser los mismos que afectan a los precios de los alquileres y que, ante el encarecimiento de éstos, los agentes optan por la compra, generándose una espiral que afecta tanto a los precios de la vivienda como a los alquileres de la misma. Lo que resulta evidente es que ambos se mueven al unísono, por lo que si conseguimos explicar uno de ellos, el otro queda perfectamente caracterizado.

3.2. Factores relacionados con la oferta

Otro elemento tradicionalmente asociado al mercado de la vivienda es el porcentaje de viviendas en alquiler como indicador de la imposibilidad del acceso a la compra de la vivienda o el de viviendas vacías como conjunto de bienes producidos que no se incorporan al mercado (restricciones de oferta). Sin poner en duda la importancia de ambos fenómenos, nos gustaría señalar que, de nuevo, no vemos una causalidad directa entre la evolución de estas variables y el precio de la vivienda. Nuestra postura se basa en el hecho de que la decisión acerca del uso final de la vivienda ya se ha tomado en el momento de adquirirla y, por tanto, ésta se compra de acuerdo a unos criterios de rentabilidad marcados por la evolución de la renta y de los tipos de interés, entre otras posibilidades.

En todo caso, el volumen de vivienda alquilada indica cuáles son las preferencias de las familias por la propiedad o no del lugar de residencia, mientras que la vivienda vacía señala las preferencias por un tipo de activo frente a otros por la diferencia en las rentabilidades. No obstante, cambios estructurales en la pauta que venían mostrando estas variables determinarían cambios en la influencia del resto de variables explicativas de los modelos teóricos planteados en el apartado siguiente. Por ejemplo, un incremento en el porcentaje de viviendas vacías puede indicar que el tipo de interés de los activos financieros influye con mayor fuerza en la demanda de vivienda, puesto que el rendimiento de estos activos alternativos se sitúa en un nivel tan bajo que una mayor proporción del ahorro se destina a otros fines.

Otra cuestión relevante en este contexto se refiere a la heterogeneidad de las viviendas en el mercado, heterogeneidad que no surge del tamaño de las viviendas, puesto que el precio de referencia es el del metro cuadrado, sino en la edad del inmueble. Para ilustrar esta afirmación podemos estudiar la evolución de los precios según la antigüedad de las viviendas consideradas, ver gráfico 2.12, tomando para ello la información suministrada por el Banco de España.

Un primer resultado a destacar es que podemos observar como, en los inicios de los 90, las viviendas más antiguas se encarecen en términos relativos más que las nuevas. Este encarecimiento de la vivienda usada hace que su precio llegue a situarse por encima de la de nueva construcción⁵. Este hecho, aparentemente contraintuitivo, indica la importancia de la localización en barrios o zonas en las ciudades sobre el precio de la vivienda. Esto implica que el precio de áreas urbanas en las que los individuos prefieren vivir presenta una serie de características que los presentan como más "apetecibles" a la hora de considerar el lugar de residencia y que repercuten en el precio final de la vivienda. Posteriormente, desde finales de los 90, la situación se normaliza en parte puesto que la ratio de precios se sitúa por debajo de la unidad.

Un análisis de la evolución del crecimiento del stock de viviendas, según datos del Banco de España, que aparece en el gráfico 2.13, indica que el sector de la construcción

⁵ Por ejemplo, en el periodo comprendido entre 1993 y 1997 para la vivienda con menos de 10 años de antigüedad.

se mueve con cierta simultaneidad con respecto a la evolución de los precios de la vivienda nueva. De hecho, el frenazo en el volumen de vivienda construida coincide con la estabilización del precio de la vivienda nueva en los 90. A partir de 1997, se inicia un nuevo periodo de expansión del sector asociado con el nuevo auge en los precios. Para el caso de Aragón, como aproximación, se han tomado las viviendas visadas por el Consejo Superior de los Colegios de Arquitectos de España, gráfico 2.14. Con estos datos se comprueba que la trayectoria ha sido similar a la nacional. En definitiva, tanto en el total nacional, como en la comunidad autónoma aragonesa, se observa una evolución similar de los precios y el sector de la construcción que sugiere que la influencia de la demanda es más importante que la de la oferta, a no ser que consideremos la escasez de vivienda construida de mediados de los 90 como la responsable de la subida de los precios a partir de 1998.

Otro elemento a tener en cuenta es la evolución de los costes de construcción. Habitualmente se citan los costes del suelo como un importante componente del precio final de la vivienda. Lamentablemente no existen datos acerca de este coste, aunque el Banco de España sí ofrece datos acerca de los costes de edificación. En el gráfico 2.15 se presenta la evolución de los índices con base 1995 que representan el precio de la vivienda y el de los costes de edificación, comprobándose que mientras los costes evolucionan de forma constante, el precio de la vivienda no. De hecho, como se ve en el gráfico 2.16, los instantes en los que los costes se hacen relativamente mayores, años 1997 y 1998, los precios de la vivienda son los menores en términos reales. Este hecho pone en duda las interpretaciones centradas en cuestiones de oferta, en concreto la referida a los costes, como explicación de la evolución de los precios de la vivienda. En todo caso, ver gráfico 2.17, si hay unos costes responsables del incremento de los precios de la vivienda serían los salariales, aunque desde nuestro punto de vista la evolución de estos parece ser independiente del comportamiento de los precios en el periodo muestral considerado, puesto que éstos crecen más deprisa que cualquiera de los costes asociados.

Por último, las cuestiones relacionadas con el precio o las restricciones del suelo urbanizable, dado el importante debate que suscita, se traslada al apartado 6 de este capítulo.

4. MODELO TEÓRICO Y ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA

4.1. Introducción

El planteamiento de un modelo teórico concreto para el análisis del precio de la vivienda presenta diversas dificultades. La más relevante se refiere a la doble consideración de este bien como bien de consumo o como de bien de inversión. A este respecto, cabe destacar la opción habitual al respecto que consiste en considerar elementos de ambos enfoques para determinar el comportamiento final.

Un segundo debate se centra en la definición de la variable que debe ser explicada. Desde esta perspectiva podemos distinguir entre los modelos que se centran en la explicación del precio de la vivienda como el resultado de un mercado en que interactúan la oferta y la demanda de aquellos que parten del carácter de bien de inversión de la vivienda y que intentan explicar dicha inversión.

Nuestro punto de partida va ser el primero, donde se considera un mercado y unos agentes individuales que toman sus decisiones en un contexto intertemporal y racional. Para ello, presentamos en primer lugar, el modelo basado en el trabajo de Meen (1990), utilizado en Bover (1993), cuya explicación sirve de base para nuestra presentación. Posteriormente adaptaremos el modelo anterior a un esquema oferta-demanda que pueda servirnos como punto de partida para la especificación empírica.

4.2. Un modelo intertemporal de la vivienda

La elección de un modelo teórico de estas características resulta indicada puesto que permite combinar diversos elementos en el análisis. En primer lugar permite que los agentes tomen sus decisiones en un contexto intertemporal, lo que supone que sus decisiones afectan a su bienestar futuro. En segundo lugar, es posible introducir en la función de utilidad dos bienes: uno de consumo típico y otro que sean los servicios que presta la vivienda, que son los que reportan utilidad al usuario y que tienen un coste determinado. Adicionalmente, permite introducir la restricción presupuestaria donde el bien vivienda, las nuevas adquisiciones, tiene un papel relevante. Asimismo, es posible incorporar el coste derivado del préstamo hipotecario por medio del correspondiente tipo de interés,

distinto al de oportunidad que viene de los usos alternativos de los recursos utilizados para la adquisición de este activo frente a otros activos financieros, que puede estar determinado por la evolución de los índices de la bolsa. Por último, y aunque no vamos a considerarlos en este trabajo, en este modelo es posible discutir los efectos de la fiscalidad y de la presencia de dinero negro.

El punto de partida consiste en definir los servicios de la vivienda que demanda un agente representativo (H^d) y que depende, simplificando, del precio real que los consumidores pagan por esos servicios (R) y de la renta de que disponen (Y). Por otro lado, la oferta de servicios (H^s) es función del stock de viviendas del país o región (H). Resulta obvio que la modelización de la oferta no es completa, puesto que debería incorporar cuestiones relacionadas con el grado de monopolio del sector e incluso de la propia renta que puede influir en la decisión de construir más o menos viviendas. No obstante, debido a la inexistencia de datos referidos a la primera de las cuestiones y al hecho de que la influencia positiva de la renta viene recogida por la expresión de la demanda, no se suelen incorporar estos elementos.

Si hay equilibrio, la oferta y la demanda se igualan y se obtiene que el precio de esos servicios, o valor marginal de los servicios de la vivienda, es función de la renta y el stock de viviendas.

$$R = \theta(H, Y) \quad (2.1)$$

Todo lo anterior hace referencia al funcionamiento del mercado de la vivienda. Pero, adicionalmente, el consumidor se plantea la maximización de su función de utilidad intertemporal donde aparecen dos bienes: los servicios que le proporciona la vivienda, que se suponen proporcionales al número de viviendas, y el consumo (C), con lo que si r es la tasa de descuento intertemporal que determina la mayor o menor preferencia por consumo actual frente a consumo futuro, se trata de seleccionar sus sendas temporales de consumo de bienes y servicios de vivienda que maximizan la siguiente función de utilidad:

$$\text{Max} \int_0^{\infty} e^{-rt} \mu(H, C) dt \quad (2.2)$$

Sujeto a la correspondiente restricción presupuestaria:

$$C + S + P_v X = (1 - \tau)Y + (1 - \tau)iA \quad (2.3)$$

donde S es el ahorro, τ es la tasa impositiva, X es la nueva adquisición de vivienda, P_v es el precio relativo de la vivienda (en términos de bienes de consumo a los que se le supone un precio unitario, por lo que se trata de una aproximación del precio real de la vivienda), i es el tipo de interés nominal y A representa los activos reales de que dispone el agente representativo. En definitiva, la parte derecha de la igualdad determina los ingresos netos de impuestos (renta disponible) y la izquierda los distintos usos que pueden hacerse: se puede gastar en bienes de consumo, en vivienda o se ahorra para acumular otros tipos de activos que permitan un mayor consumo futuro o el acceso a una vivienda mejor en el futuro.

En este modelo aparecen dos variables stock, la de viviendas construidas y la de otros activos. Su variación podemos definir como:

$$\begin{aligned}\dot{H} &= X - \delta H \\ \dot{A} &= S - \pi AP\end{aligned}\tag{2.4}$$

donde δ es la tasa de depreciación de las viviendas, mientras que π es la tasa de inflación que recoge la depreciación de los activos financieros.

Por tanto, si se plantea la decisión que se desprende de (2.2), que supone la maximización de la utilidad sujeta a la restricción presupuestaria y a la forma de acumular activos, obtenemos como condición de primer orden que la tasa de sustitución entre vivienda y bien consumo, o lo que es lo mismo, la relación entre la utilidad que proporcionan la última unidad de ambos bienes que adquiere el agente representativo que asegura que está maximizando su utilidad, o coste marginal de uso del capital, es:

$$\frac{\mu_h}{\mu_c} = P_v[(1 - \tau)i - \pi_{NV} + \delta]\tag{2.5}$$

Donde π_{NV} es la inflación nominal de la vivienda, que podemos descomponer en dos inflaciones: por un lado el componente de la inflación nominal de los bienes de consumo y por otro el del precio real de la vivienda.

A partir de la expresión (2.5) surge una primera cuestión relacionada con la variable tipo de interés. Como estamos considerando el mercado de la vivienda, el tipo de interés relevante será una media ponderada entre el hipotecario (i_p), que marca el coste del uso del préstamo, y el de otros activos financieros (i_o), que determina el coste de opor-

tunidad. El motivo para considerar esta media ponderada es porque el mercado de capitales no es perfecto y, por tanto, el coste del préstamo y el de oportunidad no coinciden. Bajo esta perspectiva la condición (2.5) queda como:

$$\frac{\mu_h}{\mu_c} = P_v [\alpha_1(1-\tau)i_p + \alpha_2(1-\tau)i_0 - \pi_{NV} + \delta] \quad (2.5')$$

$$\text{con } \alpha_1 + \alpha_2 = 1$$

Otra cuestión relevante tiene que ver con el racionamiento del crédito. Esta cuestión ha podido ser importante en otras épocas, pero en el intervalo de tiempo analizado en este trabajo no creemos que sea un factor relevante. Al contrario, las recientes "guerras" por captar préstamos hipotecarios de las entidades financieras indican que ese racionamiento ha desaparecido.

En cuanto a la influencia del rendimiento de otros activos, en la literatura se introducen dos tipos de variables. La primera se refiere al rendimiento de la bolsa y la segunda al denominado coste de uso, que contabiliza tanto el rendimiento alternativo de la inversión realizada como la pérdida esperada originada por las expectativas de la evolución del propio precio de la vivienda. Esta última variable es la que utilizaremos en la especificación empírica y en el Anexo I se explica más detenidamente cómo se ha construido.

Por último, es posible incorporar en el análisis teórico la importancia de la introducción de dinero negro en el mercado de la vivienda por la entrada en vigor del euro como moneda única. Este elemento afectaría a la influencia de los tipos de interés, puesto que en este caso dejarían de influir en el precio de la vivienda ya que esa compra obedece a elementos externos. Este hecho es difícil de cuantificar e introducir, por lo que nos centraremos en comprobar la influencia de los tipos de interés como indicadores de la posible existencia de este elemento.

Una vez determinado el comportamiento óptimo de los agentes representativos, (2.5'), así como el precio marginal de los servicios vivienda en el mercado, (2.1), la condición de equilibrio en el mercado de activos determina que ambos rendimientos coincidan puesto que, de lo contrario, el mercado estaría en desequilibrio. Por ejemplo, si el precio de mercado de los servicios de la vivienda fuese superior a la valoración subjetiva que establecen los consumidores, éstos no estarían dispuestos a adquirir ese bien, se daría un

exceso de oferta y los precios caerían hasta igualar valoración de mercado y valoración subjetiva. El argumento contrario también se sostiene puesto que no existe ninguna razón para admitir que el precio de mercado sea inferior al que estarían dispuestos a pagar los compradores del bien intercambiado. Por tanto la condición de arbitraje queda como:

$$\theta(H, Y) = P_v [\alpha_1(1 - \tau)i_p + \alpha_2(1 - \tau)i_0 - \pi_{NV} + \delta] \quad (2.6)$$

Con lo que, tomando logaritmos, y adoptando una especificación lineal se llega al siguiente modelo empírico:

$$\ln P_v = \beta_0 + \beta_1 \ln Y + \beta_2 \ln H + \beta_3 i_p + \beta_4 i_0 + \beta_5 \pi_{NV} \quad (2.6')$$

donde los efectos esperados de la renta y la inflación son positivos y los de los tipos de interés y el stock de viviendas negativos.

A esta especificación básica suele incorporarse otras variables que no han sido recogidas en la especificación teórica. Una primera variable hace referencia a cuestiones de demanda y consiste en considerar la proporción de la población que se encuentra en edad de adquirir una vivienda (población comprendida entre 20 y 34 años). El lugar de esta variable, también puede emplearse la tasa de desempleo. Ambas variables recogen la influencia de boom de natalidad o la influencia de la actividad económica en este mercado. Otra variable habitualmente considerada son los costes de construcción, dado que su evolución determina en gran medida la de los precios del bien final. Por último, se considera el número de viviendas en construcción o el volumen de viviendas construidas por año con la intención de medir el grado de respuesta del sector a la demanda de vivienda. Relativo a esta última consideración, debemos recordar que los efectos sobre el precio de un exceso de demanda es el mismo que el de una restricción de la oferta.

4.3. Un modelo estático de la vivienda, especificación empírica e interpretación de los coeficientes

Aunque el modelo anterior es muy ilustrativo acerca del funcionamiento del mercado de la vivienda, tradicionalmente los investigadores se han basado en desarrollos más sencillos que parten de la especificación de una demanda y de una oferta del bien vivienda.

Desde esta perspectiva, se asume que la demanda de vivienda en términos reales viene determinada por la renta de las familias (Y), precios de la vivienda (PNH) y de los bienes de consumo (PC), factores demográficos (POP), coste y disponibilidad de financiación hipotecaria (i_p), coste de oportunidad de otros activos financieros (i_f) y por las preferencias de los consumidores. Esto conduce a la siguiente expresión de demanda para cada instante de tiempo:

$$\text{Ln}H_t^d = a_0 + a_1 \text{Ln}Y_t + a_2 \text{LnPNH}_t + a_3 \text{POP}_t + a_4 i_{pt} + a_5 \text{PC}_t + a_6 i_{ft}$$

donde los parámetros asociados a la renta (elasticidad renta⁶ que mide la respuesta proporcional de la demanda ante variaciones en la renta) y a la población tienen signos positivos, los de los precios (elasticidad precio, que mide su respuesta proporcional ante variaciones en el precio) y el tipo de interés del crédito hipotecario negativos y el correspondiente a los bienes de consumo puede ser positivo o negativo, dependiendo de si se considera que es complementario o sustitutivo neto del bien vivienda.

Desde el lado de la oferta se plantea un modelo aún más sencillo, puesto que se hace depender del precio, de la renta y del stock de viviendas del periodo anterior, con lo que ésta queda como:

$$\text{Ln}H_t^s = b_0 + b_1 \text{Ln}Y_t + b_2 \text{LnPNH}_t + b_3 \text{Ln}H_{t-1}$$

siendo positivos los coeficientes correspondientes a la renta (elasticidad renta de la oferta) y al precio (elasticidad precio de la oferta).

Con lo que igualando oferta y demanda del mercado obtenemos la especificación empírica:

$$\text{LnPNH}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln}Y_t + \beta_2 \text{POP}_t + \beta_3 i_{pt} + \beta_4 \text{PC}_t + \beta_5 H_{t-1} + \beta_6 i_{ft}$$

⁶ El concepto de elasticidad se utiliza habitualmente en economía e indica la sensibilidad de, en este caso, de la demanda a las variaciones de la renta y es la variación porcentual de la demanda dividida por la variación porcentual de la renta.

$$\text{donde } \beta_0 = \frac{a_0}{b_2 - a_2}, \quad \beta_1 = \frac{a_1 - b_1}{b_2 - a_2}, \quad \beta_2 = \frac{a_3}{b_2 - a_2}, \quad \beta_3 = \frac{a_4}{b_2 - a_2},$$

$$\beta_4 = \frac{a_5}{b_2 - a_2}, \quad \beta_5 = \frac{-b_3}{b_2 - a_2}, \quad \text{y } \beta_6 = \frac{a_6}{b_2 - a_2}$$

Esta simple estructura permite plantearse un sencillo ejercicio. Así, si los datos nos dicen que la influencia de la renta sobre el precio de la vivienda (parámetro β_1) es elevada, este hecho puede estar originado por cuatro motivos distintos. El primer candidato sería que el bien vivienda fuese de lujo, es decir que la demanda de este bien aumentase más de un 1% cuando la renta se incrementase un 1% ($a_1 > 1$). Esta interpretación debe ser hacerse con cautela puesto que hay ejemplos, como los servicios sanitarios, de bienes de lujo a nivel agregado y de primera necesidad a nivel individual debido a la cuestión de la agregación. Otro candidato sería la elasticidad de la oferta a la renta. En este caso, el resultado es el contrario, puesto que un valor de esta elasticidad cercano a cero ($b_1 = 0$) significa que el sector no responde a un incremento de la demanda aumentando su producción por lo que el ajuste se lleva a cabo vía precios. En tercer lugar, aparece la sensibilidad de la demanda al precio de la vivienda, dado que si es grande, un pequeño incremento de los precios reduce considerablemente la propia demanda, lo que contribuye a suavizar las presiones inflacionistas en el mercado. En caso contrario, una escasa sensibilidad, el incremento del precio no afecta a la demanda total, por lo que no aparecen los mecanismos que suavizan el comportamiento de los precios. Por último, aparece la sensibilidad de la oferta a los precios del mercado con un efecto contrario al anterior, puesto que el sector de la construcción no aumenta su actividad ante incrementos, con lo que no aparecen los mecanismos habituales que tienden a controlar los precios.

Por último, cabe señalar que cualquier otra restricción de la oferta haría incrementar la sensibilidad del precio respecto de la renta. En este sentido, la existencia de un sector saturado que está utilizando completamente todos los recursos de que dispone haría que los impulsos de demanda se trasladasen a precios, puesto que no puede incrementarse la producción.

En definitiva, una demanda en un contexto donde los agentes tengan cubiertas todas sus necesidades básicas origina un cambio en la composición de la cesta de bienes que desea adquirir con los sucesivos incrementos de renta. En nuestro caso podría ser la

adquisición de vivienda propia, con lo que el porcentaje de renta destinado a este menester se incrementa con el paso de los años según las preferencias de los individuos y contribuye al aumento de los precios. Por otro lado, un sector donde se controle la oferta, consiguiendo que no atienda a factores de demanda, como es la renta de los individuos, sino a criterios asociados exclusivamente con el beneficio en un contexto donde el mercado es oligopolístico, existiendo barreras a la entrada de nuevas empresas, originaría presiones al alza desde el lado de la oferta.

Esta relación es a largo plazo, por lo que deben analizarse las propiedades estocásticas de las series para comprobar la necesidad de utilizar un método de estimación u otro. En cualquier caso, tanto la especificación del intertemporal como la estática contienen los principales factores que pueden influir en el precio de la vivienda, siendo los habitualmente utilizados en los trabajos empíricos al respecto.

5. ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LAS PRINCIPALES VARIABLES UTILIZADAS

En este apartado, se realiza un sencillo análisis de los comovimientos de cada una de las variables fundamentales de la especificación del modelo anterior respecto del precio de la vivienda. Nos centraremos en la correlación con dicho precio. Antes de comenzar el análisis nos gustaría destacar las limitaciones de este tipo de planteamiento. La principal de todas ellas es que un estudio bivariante podría enmascarar la influencia en un contexto multivariante⁷, puesto que una elevada correlación podría indicar una correlación espúrea, cuyo significado se explica más detenidamente en el capítulo empírico. No obstante, sirve como primera aproximación de las relaciones estructurales entre las variables.

En el cuadro 2.2 se presenta la correlación lineal del PIB real, el tipo de interés hipotecario real, el coste de uso de la vivienda, los rendimientos de la Bolsa de Madrid y la tasa de paro con el precio real de la vivienda. Se incorpora la información de las tres capi-

⁷ Un ejemplo que ilustra este problema podría ser el precio del aceite. Hace poco menos de dos años su precio se incrementó considerablemente debido a una escasez de oferta. Bien, si se hubiese realizado un análisis bivariante referido a la relación entre ese precio y la renta el resultado habría sido un aumento notable de la influencia de esta variable puesto que la renta continuó creciendo al mismo ritmo y el precio lo hizo más deprisa.

tales de provincia, así como la del total de la comunidad autónoma de Aragón, y consideramos tres periodos muestrales diferenciados: 87-92, 93-98 y 99-03. El total de la muestra abarca datos trimestrales desde septiembre del 89 para Zaragoza y Aragón, desde marzo del 92 para Huesca y desde septiembre del 92 para Teruel. En todos los casos la última información disponible es la referente a junio del 2003.

La primera conclusión que podemos extraer es la elevada relación del precio de la vivienda con una variable de renta como es el PIB. No obstante, esta relación no es homogénea puesto que en el primer y el tercer periodos la relación es positiva e importante, mientras que el periodo intermedio se reduce considerablemente dado que la producción continua con su tendencia alcista y los precios de la vivienda se estancan. Desde un punto de vista estadístico, esto indicaría que la renta como factor determinante de los precios de la vivienda pierde importancia en periodo intermedio, siempre y cuando no haya otras variables cuya influencia negativa compense la positiva de la renta. En cualquier caso, a priori sería esperable un cambio en los distintos intervalos de tiempo considerados en la influencia de esta variable en los precios de la vivienda.

Si atendemos a los espacios geográficos seleccionados destaca la notable diferencia para el caso de Teruel en el último periodo considerado. De hecho la correlación se sitúa en la mitad de la correspondiente al resto de casos, con lo que cabe esperar una menor influencia de la variable renta en los precios turolenses. Sin duda la pirámide poblacional de esta provincia podría aclarar en gran medida estos resultados.

En cuanto al resto de variables, la tónica general es que los signos esperados solo se mantienen en el tercer periodo, mientras que en los anteriores no aparecen signos que corroboren las predicciones teóricas. Estas diferencias confirman la sospecha de que se ha producido una ruptura estructural o cambio en las relaciones estructurales entre las variables que han modificado la influencia de estas sobre el precio de la vivienda.

Si nos centramos en el caso de Zaragoza, el gráfico 2.19 nos permite hacernos una idea de la influencia de las variables consideradas en el largo plazo. Así resulta claro que la renta se mueve de forma paralela al precio de la vivienda, mientras que la tasa de paro (como indicador del acceso al crédito para la adquisición de una vivienda), el tipo de interés hipotecario (como indicador del coste financiero de la compra) y el coste de uso

(como medida del uso alternativo del montante correspondiente) se mueven en la dirección opuesta.

Los gráficos correspondientes a Huesca son similares a los de Zaragoza, por lo que no se incluyen en el informe. Para Teruel los resultados son distintos en el caso del PIB real puesto que, como se comprueba en el gráfico 2.19, la relación positiva entre esta variable y el precio de la vivienda es bastante menos pronunciada. Esto supone que la influencia será menor, con lo que cobran mayor relevancia las otras variables consideradas. La explicación de este fenómeno puede estar en la estructura poblacional de esta provincia o en el problema de la despoblación. Si atendemos al mercado de trabajo, ver gráfico 2.20, se observa que la tasa de inactividad de esta provincia se sitúa alrededor del 55%, la mayor de la región aragonesa. Si tenemos en cuenta que es la provincia con mayor índice de envejecimiento resulta evidente que esa tasa viene originada por el incremento del volumen de la población jubilada, que podría representar el conjunto de la ciudadanía con menores incentivos para la adquisición de vivienda, por lo que no es de extrañar que un incremento de la renta afecte en menor medida al precio de la vivienda. Otro factor potencialmente importante para explicar esta situación, pero del que no se dispone de datos, es el lugar donde se realiza la compra de vivienda por parte de los habitantes de Teruel. En este sentido, una Universidad centralizada que capta un importante volumen de jóvenes turolenses podría estar enmascarando la compra de vivienda por parte de los habitantes de esta provincia en Zaragoza, con lo que la evolución de la renta en Teruel no afecta apenas a sus propios precios.

6. UNA MIRADA AL PRECIO DEL SUELO

En las secciones anteriores hemos descrito el comportamiento de diversas variables que son susceptibles de ayudarnos a explicar la evolución de los precios de la vivienda. Como hemos visto, algunas de ellas sí que parecen jugar un papel importante, mientras que otras que, al menos a priori, podrían ser importantes, no revelan una relación clara con respecto a la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. Dentro de este conjunto de variables hemos omitido, de forma deliberada, el precio del suelo. Con ello no queremos dar la impresión de que no tenemos en cuenta esta variable. Al contrario, dada su importancia, como lo demuestra el dudoso honor de ser el sospechoso habitual

en todas las crisis de alza de precios de la vivienda, hemos preferido dedicarle una sección exclusiva para debatir hasta qué punto esta variable está siendo responsable de la subida de precios de la vivienda, un debate que está presente en los círculos económicos tanto nacionales como locales.

Para comenzar, debemos señalar que el debate acerca de la influencia del coste y la disponibilidad de suelo urbanizable se encuentra lejos de estar cerrado. Sin duda, este coste es una de los más citados como responsable máximo del incremento final del precio de la vivienda. Debemos manifestar desde este momento que dicha opinión, muy arraigada en el mercado inmobiliario, no coincide con nuestra visión de la evolución de los precios de la vivienda. De hecho, en esta sección se presenta justificación tanto teórica como empírica para excluir a este elemento como explicativo de la evolución del precio final de la vivienda. Obviamente, esto no quiere decir que no ha subido el precio del suelo. Es sencillo demostrar que sus precios han aumentado de forma notable en los últimos años. Pero en nuestra opinión, y en esto reside la diferencia con la visión general de las empresas del sector, el incremento de los precios el suelo no es la causa del incremento de los precios de la vivienda, sino que es la consecuencia de la situación de un mercado como el inmobiliario caracterizado, en estos momentos, por un alto nivel de demanda. Por tanto, vemos que existe una causación, digamos, circular entre la relación entre las alzas del precio del suelo y de la vivienda, por cuanto los incrementos del primero no son sino consecuencias de una mayor demanda de viviendas a una mayor precio.

Para apoyar nuestra visión, vamos a ofrecer varias explicaciones. Por ejemplo, desde el punto de vista teórico se puede aportar diversas argumentaciones. La primera se refiere a que la demanda del suelo es similar a la demanda de trabajo, al tratarse de una demanda derivada. Desde esta perspectiva, el precio del suelo traduce en gran medida la evolución de la demanda del bien final producido, en este caso la demanda de vivienda. Obviamente, la estructura productiva y la abundancia o escasez de determinados factores productivos origina que un incremento en la demanda derivada se traduzca en mayor o menor medida en un aumento de los precios de los factores. En el caso del sector de la construcción, dado que la oferta de suelo es inelástica a corto plazo, parece evidente que una expansión de la demanda se traslade en gran medida al precio de este factor, con lo que los trabajos que analizan la evolución del precio de la vivienda están analizando, implícitamente, la de los precios del suelo.

Un ejemplo claro de este resultado lo encontramos en la Comunidad de Madrid. En el gráfico 2.21, datos aportados por el grupo i⁸, se comprueba cómo los costes del suelo han pasado de suponer un 35% del precio final de la vivienda a principios de los 90, hasta el 50% en el año 2003. Este incremento, según esta asociación, ha sido a costa de los gastos financieros y del margen bruto de los constructores. Por tanto, podemos concluir que la modelización del precio de la vivienda es, en gran medida concretar el comportamiento del precio del suelo. En el gráfico 2.22 se presenta la relación lineal entre ambas variables, y se comprueba como en la especificación doble logarítmica el coeficiente se sitúa cerca de la unidad, es decir para el periodo muestral considerado 1996-2002, se acepta un comportamiento paralelo de ambos precios, con lo que aportamos evidencia a favor de que la evolución de ambos precios es similar para el caso de la Comunidad de Madrid.

Otro tipo de evidencia tanto teórica como empírica tiene que ver con el mecanismo por medio del cual se transmiten los precios de la vivienda. Parece admisible pensar que esta transmisión se produce desde el centro de las ciudades a la periferia, nunca al contrario. Bajo esta perspectiva es el precio de las zonas más saturadas, el centro, el que determina el comportamiento global de los precios en la ciudad. Este hecho debemos tenerlo en cuenta por cuanto nos ayuda a cuestionar otro posicionamiento muy habitual dentro del mercado de la vivienda y según el cuál una mayor oferta de suelo ayudaría a contener los precios de la vivienda. Si admitimos que los precios del centro se trasladan a la periferia, entonces una mayor oferta de suelo urbanizable, que necesariamente ha de producirse en zonas periféricas, no conduce a una moderación relevante de los precios de la vivienda. Al contrario, lo que va a ocurrir es que las nuevas viviendas se van a contagiar del precio de las construidas en su proximidad. Sobre este aspecto, y como primera evidencia empírica, basta recordar que recientemente en la Comunidad de Madrid se ha recalificado suelo urbanizable que permite la construcción de unas 800.000 nuevas viviendas, sin que esto haya supuesto ningún tipo de moderación en el mercado de la vivienda. Por tanto, al menos en este caso, no parece que una mayor oferta del suelo sirva para controlar los precios de la vivienda.

Otra argumentación utilizada por quienes defienden que es el precio del suelo el responsable del incremento de los precios de la vivienda es que la escasez de este factor

⁸ <http://sapiens.ya.com/jrcuadra/grupoi/rue2003/pren2003.htm>.

originaría de forma inmediata un incremento en los costes totales de construcción que se trasladaría al precio final de la vivienda en las zonas donde exista mayor escasez de suelo. Para verificar si la afirmación anterior es cierta necesitaríamos datos relacionados con el precio del suelo, algo de lo que carecemos. No obstante, podemos acudir a vías indirectas que nos ayuden a medir la posible influencia del precio del suelo sobre el de la vivienda. Por ejemplo, si nos limitamos al análisis de la ciudad de Zaragoza, no cabe duda de que las zonas en las que existe una mayor disposición de suelo urbanizable, y por tanto más barato, son en las que se han construido un número de viviendas más elevado. Por tanto, si consideramos que esa disposición de suelo indica un precio inferior en estas zonas, debería observarse una relación negativa entre el volumen de vivienda construida y el crecimiento de los precios.

Para analizar esta argumentación se dispone de la información elaborada por TINSA en la que se detallan tanto el número de viviendas tasadas según código postal, como el precio tasado en términos nominales. Como TINSA es una de las sociedades de tasación más importantes en la ciudad de Zaragoza, consideramos que el número de tasaciones que realiza es un buen indicador del grado de viviendas construidas en los distintos códigos postales. Un breve repaso a la tabla 2.3, referida al periodo muestral 1996-2003, donde se establece la variación del precio y el volumen de viviendas tasadas por esta Sociedad nos confirma esta afirmación. Así las zonas con un mayor volumen de vivienda tasada son el ACTUR y la zona alrededor de la Avenida Cataluña, precisamente las que más han contribuido a la expansión de la ciudad de Zaragoza. En el lado opuesto se encuentran la zona comprendida entre Gómez Laguna y el Paseo de Cuéllar, y la situada alrededor del Camino las Torres, donde existe escasez de suelo urbanizable, por lo que las nuevas viviendas se corresponden en su mayoría con demoliciones de construcciones previas.

Si asociamos escasez de suelo con mayores incrementos en el precio de la vivienda, deberíamos observar que aquéllas zonas en las que el suelo es más escaso presentaría crecimientos de los precios finales de la vivienda superiores. Al contrario, en aquellas zonas con un elevado volumen de vivienda construida, la restricción del suelo no sería tan fuerte y, en consecuencia, deberíamos esperar menores crecimientos en los precios de la vivienda. El gráfico 2.23 relaciona, precisamente, el volumen de vivienda nueva tasada en el periodo 1995-2003 y el crecimiento de los precios para cada código postal considera-

do (se han excluido algunas de las zonas porque presentaban discontinuidades en las series). Si la escasez de suelo fuese el gran determinante de los incrementos de los precios de la vivienda, la línea que representa la relación entre ambas variables debería ser decreciente indicando la relación negativa entre disposición del suelo, que mide el volumen de vivienda nueva construida, y el crecimiento de los precios. Pues bien, es evidente que en el caso de la ciudad de Zaragoza no se comprueba esta relación. Al contrario, la línea que ajusta el comportamiento bivariante tiende a ser creciente, aunque el coeficiente de correlación se sitúa prácticamente en cero. Como simple indicador, basta comprobar que la zona donde más se ha construido, el ACTUR, presenta un incremento que se aproxima al valor medio de toda la ciudad.

Por tanto, desde esta perspectiva, tampoco parece ser la escasez de suelo y, por consiguiente su precio, el factor determinante de los incrementos de los precios finales de la vivienda nueva en Zaragoza. De nuevo, parece adecuado pensar que la explicación de la evolución de los precios de la vivienda debe buscarse en aspectos diferentes a la escasez de suelo, mucho más próximos a cuestiones relacionadas con la demanda.

Por último, nos gustaría añadir aquí un nuevo argumento teórico utilizado en García-Montalvo (2000), con el que coincidimos plenamente. Según este autor, y expresándonos en términos muy generales, el precio del suelo depende de lo que se puede realizar con él. Si se nos permite utilizar el siguiente argumento, es obvio que no es lo mismo el precio de un solar sobre el que solamente se pueden cultivar tomates que si, por el contrario, se puede construir sobre él.

Si precisamos un poco más la argumentación, el precio del suelo urbanizable depende, entre otras cosas, del precio esperado de las viviendas que pueden construirse sobre él y del número de viviendas que se pueden construir. Desde este punto de vista, el precio del suelo es un indicador del futuro de los precios de la vivienda y, por ello, no es difícil entender que se haya considerado como el responsable de la subida final de los precios de la vivienda, puesto que anticipa su evolución y es sencillo confundir comportamiento anticipado con causa.

Pero, debemos tener en cuenta que la retención de suelo no es más que el resultado de una gestión de un activo que pertenece a una cartera (similar a las acciones) y la decisión de venderlo o no obedece a los beneficios esperados en el futuro y a los costes

de oportunidad por no venderlos. Es fácil imaginar que en una situación de expansión del mercado de la vivienda unido a una fase expansiva de la economía, una bajada de los tipos de interés y un comportamiento inestable de los mercados de valores, origina un refugio de los ahorradores en activos reales como la vivienda. Ante esta situación, el comportamiento racional de los propietarios del suelo se asemeja al de los inversores en bolsa, con lo que ante las expectativas de subidas en el precio tienden a retenerlo con la intención de apropiarse de la revalorización esperada. Este hecho se complementa con el bajo coste directo que supone mantener el suelo en propiedad, con lo que se produce un movimiento especulativo que conseguiría apropiarse de los incrementos de valor futuros de las viviendas, por lo que la situación no difiere del comportamiento observado en el mercado de valores y que permite un funcionamiento más eficiente del mismo. De hecho, la compra-venta de suelo se determina en gran medida por medio de un mecanismo de subasta (recalificación de suelo como urbanizable de los Ayuntamientos), mecanismo que se asemeja bastante al comportamiento teórico de un mercado competitivo.

Este fenómeno, viene matizado por distintos elementos. El primero hace referencia al riesgo inherente a este tipo de actividades de mercado, con lo que si consideramos que se trata del comportamiento de agentes racionales en la gestión de una determinada cartera de activos, pone en evidencia que sólo aquéllos agentes con suficiente capacidad financiera pueden dedicar parte de su ahorro a este menester. En segundo lugar, comentar que el resto de factores de producción no son capaces de apropiarse de esa futura revalorización, con lo que los márgenes de la explotación de las empresas constructoras, medidos como porcentaje del precio final de la vivienda ha disminuido.

Las argumentaciones anteriores nos conducen a afirmar que el incremento del precio del suelo no es la causa del incremento del precio de la vivienda, sino su consecuencia. Las causas del incremento de los precios de la vivienda habrán de buscarse, por tanto, en otros factores, probablemente de demanda. Desde este punto de vista, encontramos cierto paralelismo entre la evolución del mercado inmobiliario con lo que está ocurriendo en otros mercados como el de los productos que utilizan acero, madera o cobre como materia prima. En estos mercados, se observa un incremento notable de los precios del producto final, que no hacen sino transmitir la evolución de los precios de estas materias primas. La razón es la existencia de ciertas rigideces en la oferta. Ahora bien, la ausencia de suministros se debe de forma principal a que el mercado chino está acaparando la

práctica totalidad de estas materias para satisfacer su demanda interna de productos elaborados. Por tanto, tal y como ocurre en el mercado inmobiliario, el incremento del precio de la materia prima (el suelo) no es la causa de los precios de los productos elaborados (vivienda), sino la consecuencia del incremento de la demanda que están experimentando estos productos manufacturados.

Para terminar este apartado, nos gustaría señalar que también es cierto que la Administración puede adoptar medidas que contribuyan a contener ese incremento del precio del suelo. En primer lugar, sería conveniente mantener elevado el volumen de suelo urbanizable, dado que aunque no es una condición suficiente para desacelerar los precios del suelo sí que es necesaria. En segundo lugar, dotar de nuevas fuentes de financiación a los ayuntamientos haría que los impuestos relacionados con el sector de la construcción se redujesen y se posibilitase una disminución del precio final de la vivienda. En tercer lugar, y más relevante, se trata de incrementar la elasticidad de la oferta de suelo ante variaciones en el precio del mismo. Para llevar a cabo este aumento de la elasticidad se tienen que adoptar medidas como incrementar el coste de mantener el suelo sin vender, o establecer límites en el periodo durante el cual un suelo puede ser urbanizable, o que el sector público adopte un papel más relevante en la oferta de suelo urbanizable. Por último, si el precio del suelo viene determinado por el precio de la vivienda, se puede intentar contenerlo por medio de acciones que afecten al coste de mantener una vivienda. Como ejemplos de medidas al respecto podríamos citar una reducción de la deducción por adquisición de viviendas para las familias con rentas medias y altas, o la aproximación del valor catastral al valor de mercado que incremente el Impuesto de Bienes Inmuebles y, por último, dado que existe la sensación de que la inversión en vivienda es "segura" en el sentido de que su precio no puede bajar, alertar a los agentes que actúan en el mercado acerca de que la posibilidad de una bajada o un estancamiento de los precios existe, como ya ha ocurrido en otros países de nuestro entorno económico como Alemania o Japón.

7. CUADROS

cuadro 2.1

CRECIMIENTO PROMEDIO DE LAS CAPITALES DE PROVINCIA					
Vivienda Nueva					
95-99			99-03		
Huesca	Teruel	Zaragoza	Huesca	Teruel	Zaragoza
8,38%	10,81%	5,39%	13,91%	11,24%	15,86%
Vivienda Usada					
95-99			99-03		
Huesca	Teruel	Zaragoza	Huesca	Teruel	Zaragoza
5,63%	0,00%	3,17%	14,37%	14,76%	17,80%

cuadro 2.2

CORRELACIÓN DEL PRECIO REAL DE LA VIVIENDA RESPECTO DE LAS VARIABLES EXPLICATIVAS				
87-92				
	Aragon	Huesca	Teruel	Zaragoza
Corr.PIB.	0,922	#N/A	#N/A	0,973
Corr.tir.	0,195	#N/A	#N/A	0,044
Corr.bolsa	0,411	#N/A	#N/A	0,298
Corr.paro	0,506	#N/A	#N/A	0,602
Corr.c.uso	0,217	#N/A	#N/A	0,074
93-98				
	Aragon	Huesca	Teruel	Zaragoza
Corr.PIB.	-0,881	-0,273	-0,487	-0,645
Corr.tir.	0,843	-0,134	0,112	0,557
Corr.bolsa	-0,064	0,009	-0,099	0,021
Corr.paro	0,705	0,304	0,027	0,514
Corr.c.uso	0,845	-0,107	0,170	0,563
99-03				
	Aragon	Huesca	Teruel	Zaragoza
Corr.PIB.	0,979	0,931	0,495	0,978
Corr.tir.	-0,558	-0,596	-0,630	-0,546
Corr.bolsa	0,020	0,025	0,042	-0,024
Corr.paro	-0,545	-0,793	-0,650	-0,364
Corr.c.uso	-0,486	-0,544	-0,628	-0,461

cuadro 2.3

CRECIMIENTO DE LOS PRECIOS Y VIVIENDAS TASADAS EN ZARAGOZA POR DISTRITOS POSTALES

Código postal	Zona	Crec. Precios vivienda nueva	Viviendas nuevas tasadas
C.p.50001	Paseo Independencia	104%	941
C.p.50002	Las Fuentes	189%	952
C.p.50003	Avda Cesar Augusto-Conde Aranda	170%	2755
C.p.50006	Gomez Laguna-Cuellar	125%	223
C.p.50007	Torre-San José	152%	2791
C.p.50008	Camino las Torres	196%	393
C.p.50009	Universidad-Casablanca	100%	1041
C.p.50010	Delicias	83%	1527
C.p.50011	Miralbueno	160%	1908
C.p.50012	Valdefierro	133%	2105
C.p.50013	Miguel Servet	176%	830
C.p.50014	Avda. Cataluña	183%	3254
C.p.50015	ACTUR	143%	4533
C.p.50058	Santa Isabel	98%	1593
Total		146%	24846

8. GRÁFICOS

gráfico 2.1

ÍNDICES DE PRECIOS REALES DE LA VIVIENDA. BASE 1995 = 100

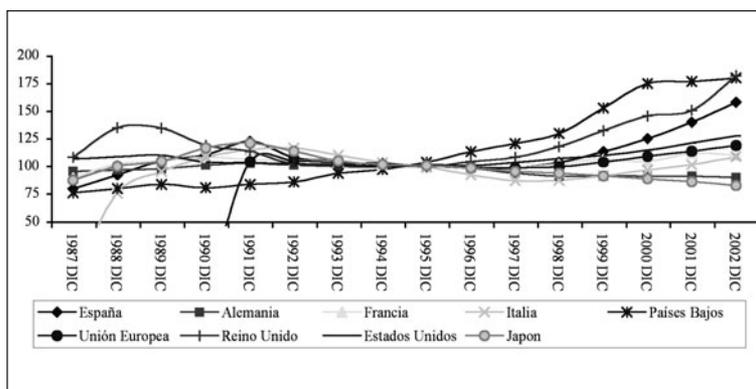


gráfico 2.2

PRECIO DE LA VIVIENDA POR CC.AA.

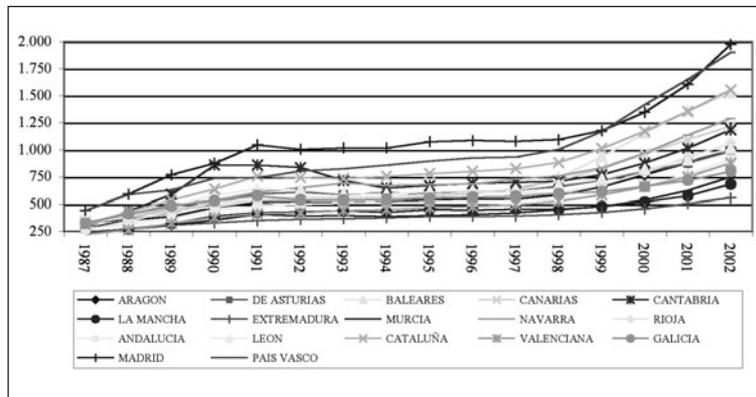
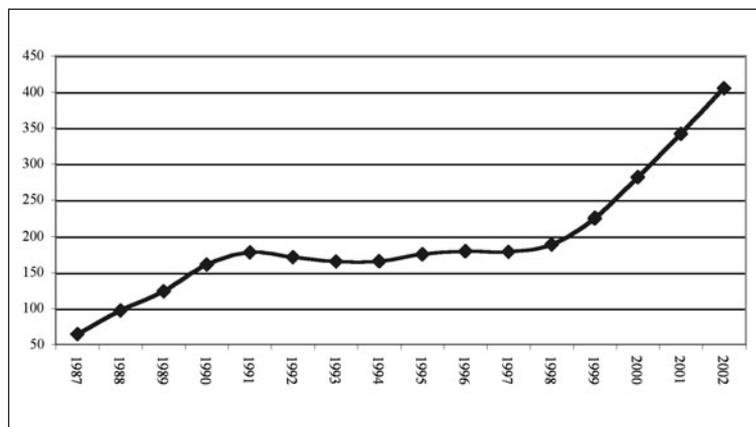


gráfico 2.3

DESVIACIÓN TÍPICA DEL PRECIO POR CC.AA.



Un análisis empírico del precio de la vivienda en Aragón y su relación con la renta

gráfico 2.4

BETA CONVERGENCIA EN LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS

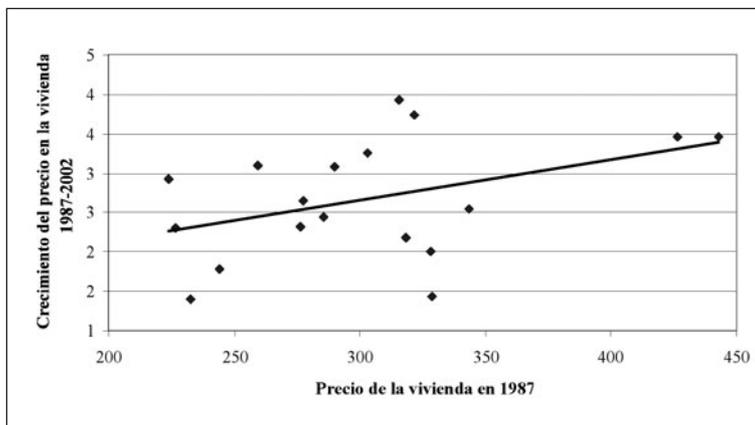


gráfico 2.5

CRECIMIENTO ANUAL DEL PRECIO DE LA VIVIENDA POR PERIODOS

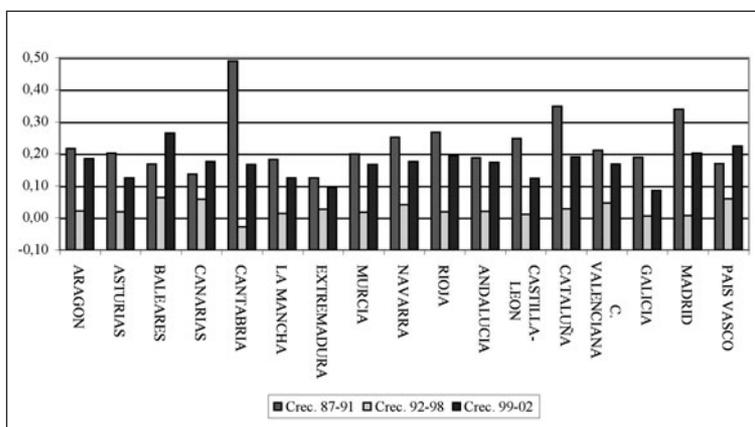


gráfico 2.6

EVOLUCIÓN DEL PRECIO EN MUNICIPIOS INTERIORES POR NÚMERO DE HABITANTES

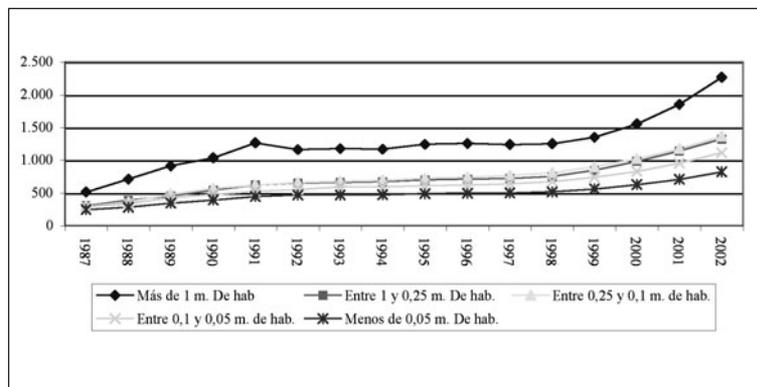


gráfico 2.7

PRECIOS REALES DE LA VIVIENDA EN LAS TRES CAPITALES ARAGONESAS

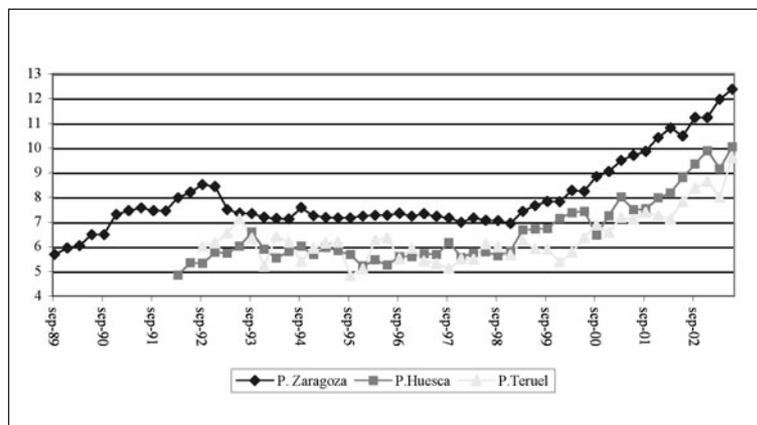


gráfico 2.8

DIFERENCIAL DEL PRECIO DE HUESCA Y TERUEL RESPECTO DE ZARAGOZA

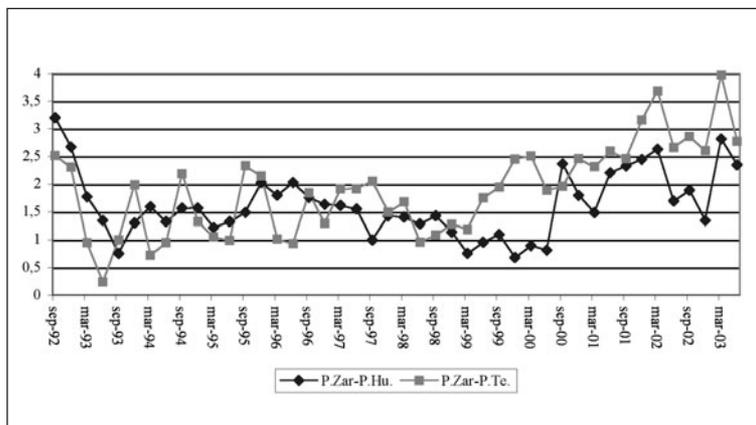


gráfico 2.9

CRECIMIENTO ACUMULADO DEL PRECIO DE LA VIVIENDA EN ZARAGOZA SEGÚN CÓDIGO POSTAL

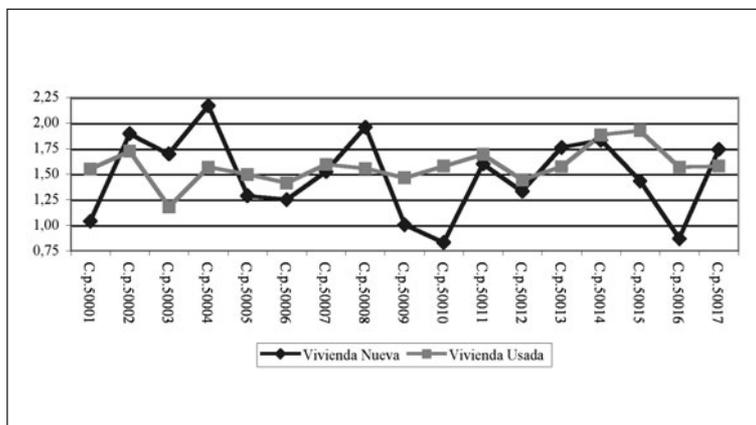


gráfico 2.10

PRECIOS VIVIENDA NUEVA POR CÓDIGO POSTAL: ZARAGOZA

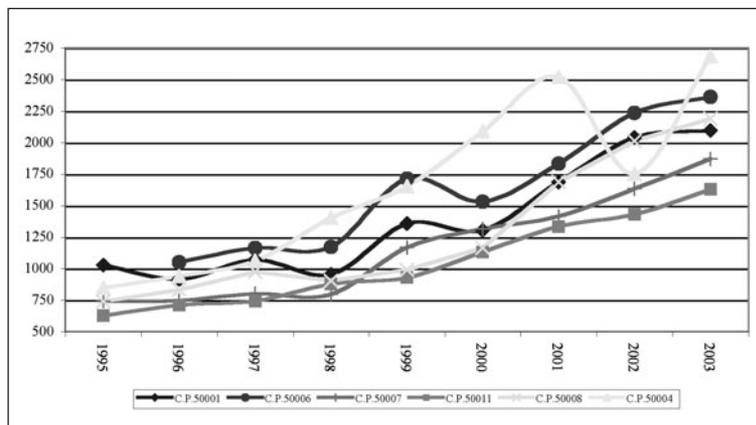


gráfico 2.11

IPC VIVIENDA: BASE 2001=100

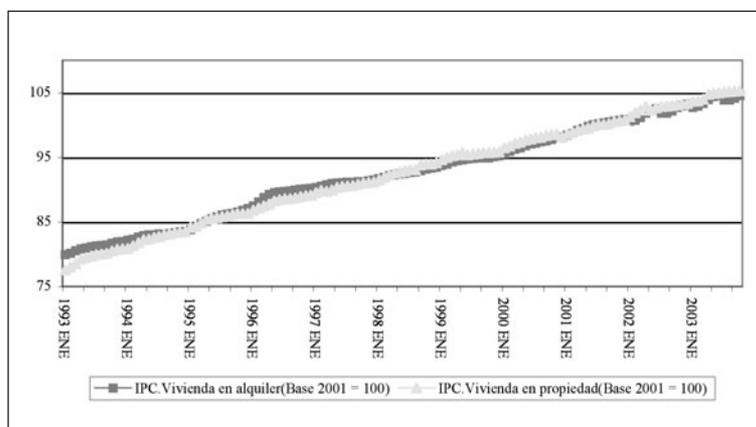


gráfico 2.12

PRECIO RELATIVO DE LA VIVIENDA SEGÚN ANTIGÜEDAD

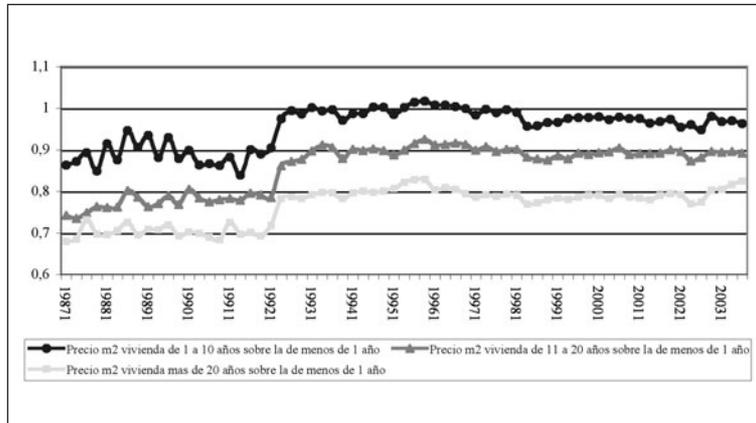


gráfico 2.13

VIVIENDA NUEVA EN ESPAÑA

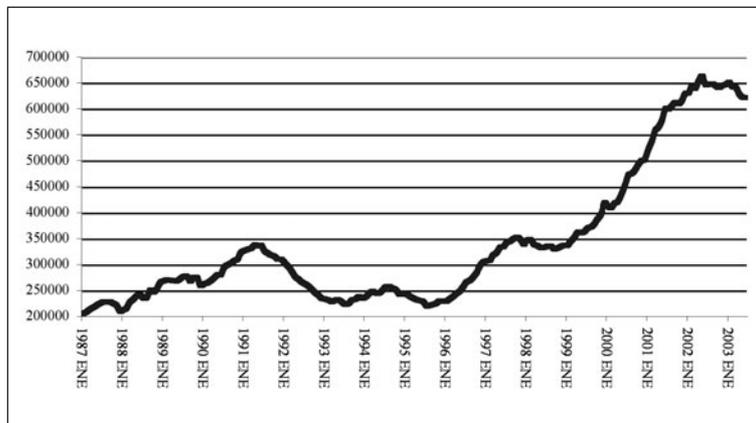


gráfico 2.14

VIVIENDAS VISADAS POR EL CONSEJO SUPERIOR DE LOS COLEGIOS DE ARQUITECTOS DE ESPAÑA EN ARAGÓN

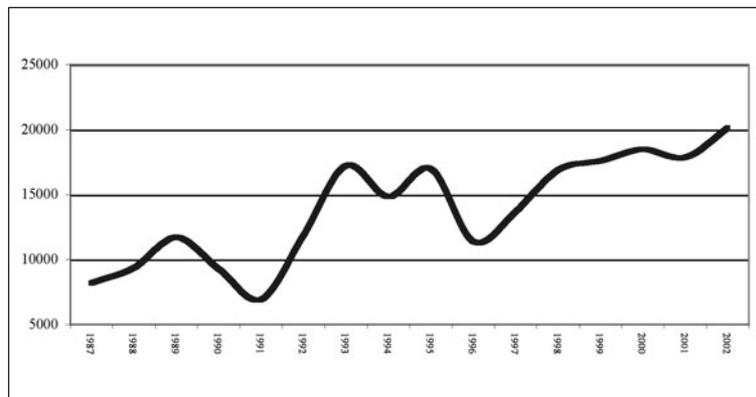
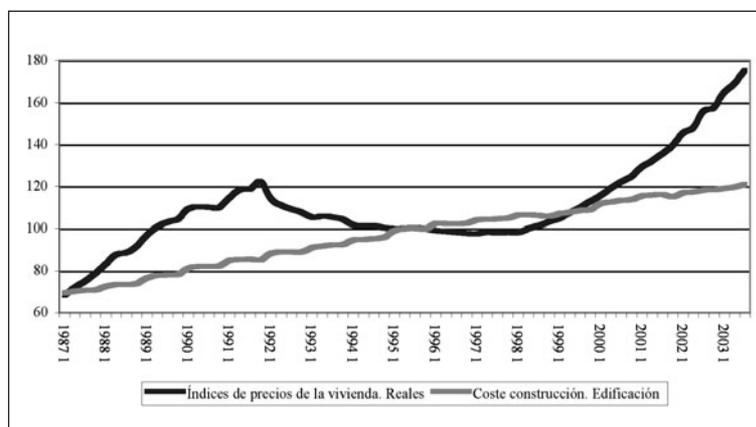


gráfico 2.15

COMPARACIÓN PRECIOS VERSUS COSTES DE EDIFICACIÓN



Un análisis empírico del precio de la vivienda en Aragón y su relación con la renta

gráfico 2.16

COCIENTE COSTES EDIFICACIÓN-PRECIOS VIVIENDA. BASE 1995=100

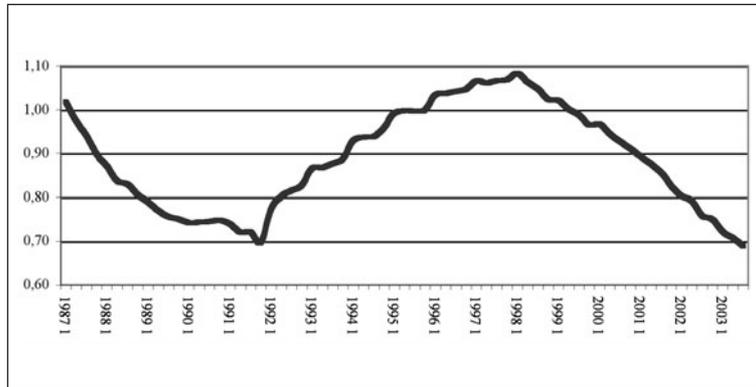


gráfico 2.17

EVOLUCIÓN DE LOS COSTES DE CONSTRUCCIÓN: BASE 1990=100

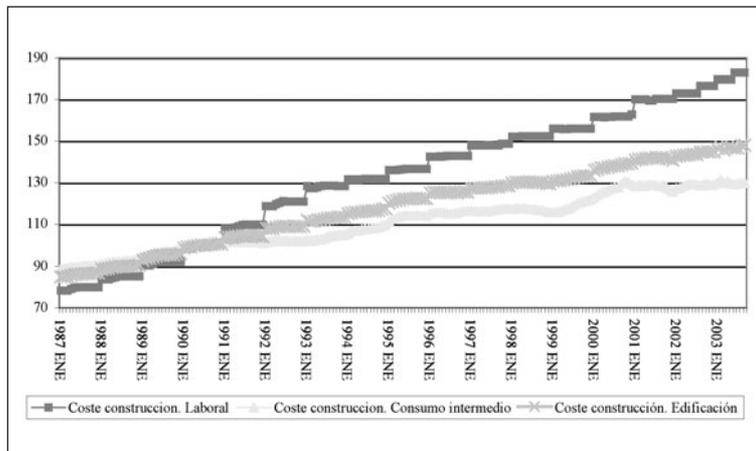


gráfico 2.18

RELACIÓN DE ALGUNAS VARIABLES CONSIDERADAS Y EL PRECIO DE LA VIVIENDA EN ZARAGOZA

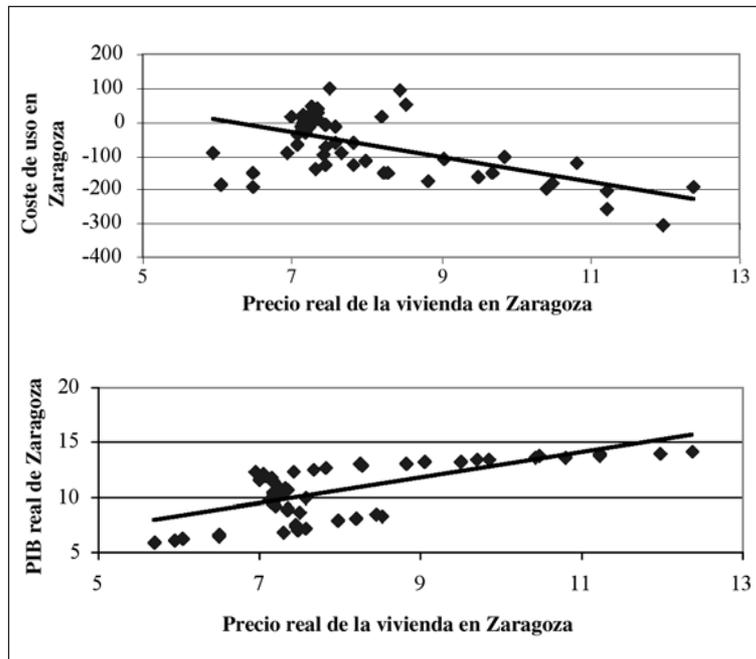


gráfico 2.19

RELACIÓN PIB Y EL PRECIO DE LA VIVIENDA EN TERUEL

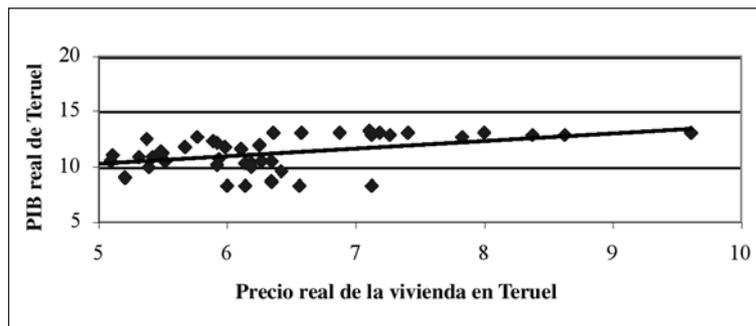


gráfico 2.20

TASA DE INACTIVIDAD EN LAS PROVINCIAS ARAGONESAS

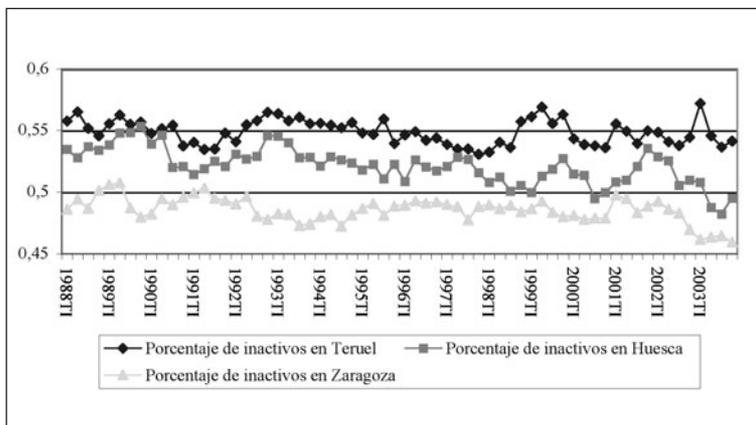


gráfico 2.21

PARTICIPACIÓN DEL COSTE DEL SUELO EN EL PRECIO FINAL DE LA VIVIENDA EN LA COMUNIDAD DE MADRID

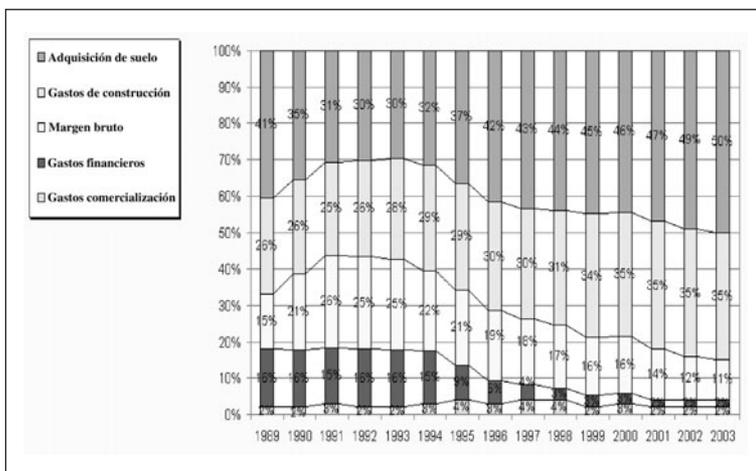


gráfico 2.22

PRECIO DE LA VIVIENDA VERSUS PRECIO DEL SUELO EN LA COMUNIDAD DE MADRID: 1996-2002

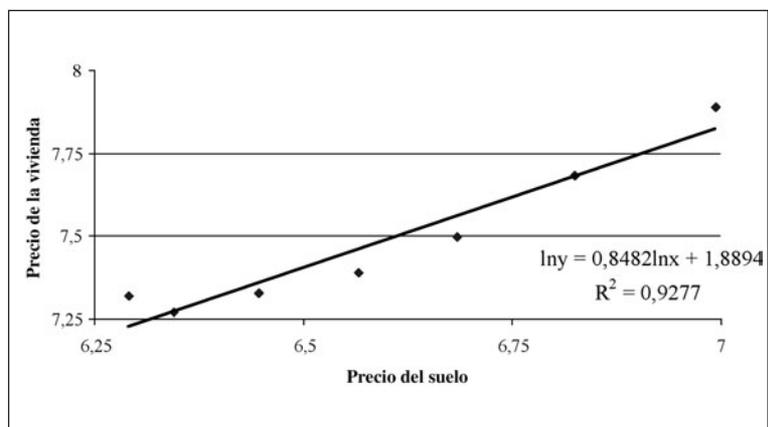
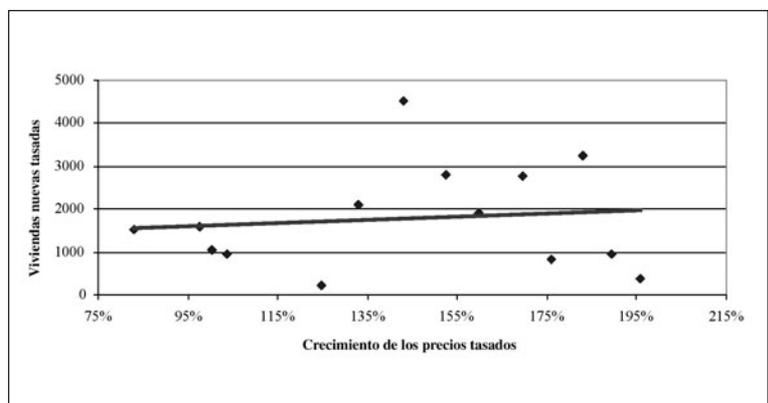
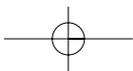
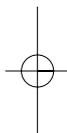
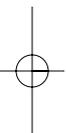


gráfico 2.23

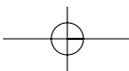
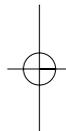
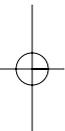
RELACIÓN ENTRE NÚMERO DE VIVIENDAS NUEVAS TASADAS Y CRECIMIENTO DE LOS PRECIOS EN EL PERÍODO 1995-2003





análisis
univariante
de las
variables





1. INTRODUCCIÓN

En la actualidad, el estudio de las propiedades temporales de las variables tiene una importancia capital en el análisis econométrico de datos con naturaleza de serie temporal. La distinción entre el caso en el que las variables que estamos estudiando tienen una o varias raíces unitarias y aquel en el que son estacionarias es la piedra angular sobre la que se edifica la actual modelización econométrica cuando los datos representan comportamientos a lo largo del tiempo. Teniendo en cuenta esta importancia, no es de extrañar que el aumento de las investigaciones dentro de este campo desde finales de los años 70 haya sido verdaderamente vertiginoso.

Los motivos por los que se ha producido este cambio de paradigma residen en el importante significado que desde el punto de vista económico tiene la presencia de una raíz unitaria en el comportamiento individual de una serie o, en caso contrario, su caracterización como estacionaria. En este sentido, una variable estacionaria se caracteriza por presentar un comportamiento alrededor de un valor de equilibrio a largo plazo de forma que los shocks (también denominados perturbaciones) que recibe tienen un carácter transitorio. Esto supone que dichos shocks originan únicamente desvíos también temporales de su senda de equilibrio. Por tanto, en caso de que seamos capaces de determinar ese comportamiento tendencial estaremos en disposición de efectuar predicciones que desde un punto de vista estadístico se acerquen al comportamiento real de las variables. Por el contrario, si la serie analizada presenta una raíz unitaria, las sorpresas temporales son capaces de condicionar todo el comportamiento futuro de la variable, con lo que nos encontramos con una serie que no muestra tendencia alguna hacia un equilibrio y la predicción se complica.

Para determinar si la variable es estacionaria o, por el contrario, tiene raíces unitarias se emplean bien los contrastes de raíz unitaria o bien los contrastes de estacionariedad. En condiciones ideales, que pasan por disponer de una abundante información muestral, ambos tipos de estadísticos son capaces de caracterizar correctamente las propiedades temporales de las variables. Sin embargo, para muestras pequeñas, el uso conjunto de estos estadísticos puede no ser conclusivo. Existe, además, una circunstancia que complica aún más el análisis de las propiedades temporales de las variables: la existencia de cambios estructurales. Como ya hemos visto en el capítulo anterior, las variables sobre las que vamos a construir nuestro modelo presentan cambios notables en sus tasas de

crecimiento, por lo que la presencia de cambios estructurales es una hipótesis más que verosímil. Por ello, debemos adaptar las especificaciones que permiten el cálculo de los contrastes de raíz unitaria/estacionariedad a la presencia de dichos cambios.

Por último, una razón adicional para realizar un cuidadoso y exhaustivo análisis de las propiedades temporales de las series es que los resultados de este análisis son básicos de cara a determinar la metodología que debemos emplear cuando abordemos la especificación multivariante. Si concluimos que las variables no tienen raíces unitarias, entonces podemos aplicar métodos tradicionales. Si, por el contrario, aceptamos la presencia de estas raíces unitarias, entonces el estudio debe basarse en el uso del análisis de cointegración como elemento clave.

En este capítulo vamos a caracterizar las propiedades temporales de las variables que utilizaremos en nuestra modelización de los precios de la vivienda en Aragón. Para ello, este capítulo está organizado de la siguiente manera. Primero, presentamos de forma esquemática algunos de los métodos que se utilizan habitualmente en la determinación de las propiedades temporales de las series económicas. Para una mayor agilidad en la lectura de este capítulo, el lector que esté interesado en los aspectos técnicos queda emplazado al Anexo II. En la sección 3 se presentan los resultados obtenidos tras aplicar los contrastes presentados a las variables relevantes en el contexto aragonés para explicar según los modelos el precio de la vivienda. Adicionalmente, se analizan con detenimiento los posibles cambios en el comportamiento tendencial o de largo plazo de estas variables encontrando diferencias significativas atendiendo a los diferentes espacios geográficos.

2. METODOLOGÍA ECONOMETRICA

Uno de los bastiones en los que se sustenta la econometría basada en el uso de datos de series temporales lo encontramos en el influyente trabajo de Nelson y Plosser (1982). Este trabajo confirmó algo que ya se sospechaba anteriormente, pero sobre lo que no había pruebas concluyentes: la mayor parte de las variables macroeconómicas empleadas en los modelos econométricos siguen esquemas de comportamiento íntimamente relacionados con la presencia de raíces unitarias. El segundo impulso a este tipo de análisis viene dado por los trabajos de Clive Granger que tienen su arranque en los 70 y desembocan en su aportación seminal de 1987 realizada conjuntamente con Robert

Engle⁹. En estos trabajos se demuestra que el uso de variables integradas en modelos de regresión puede conducirnos a extraer conclusiones falaces, denominadas espúreas, en las que variables generadas de forma independiente muestran un elevado grado de correlación. Para combatir este problema es necesario acudir a técnicas conocidas como análisis de cointegración. Hoy en día, una vez que han pasado más dos décadas desde la aparición de los trabajos pioneros en este campo, resulta impensable que antes de trabajar con un grupo de variables, el investigador no examine sus propiedades temporales, principalmente en lo que se refiere al estudio de su orden de integración.

A la hora de determinar las propiedades temporales podemos considerar que son dos los interrogantes a los que debemos dar cumplida respuesta. El primero, que es el que venimos comentando hasta el momento, es el de determinar si la variable que estamos estudiando es integrada, tiene tendencia determinista o, simplemente, es estacionaria. Al margen de las interpretaciones que se pueden hacer desde el punto de vista univariante, esta diferenciación condiciona las técnicas de estimación multivariante que podemos emplear. Si la variable es integrada, la estimación mínimo cuadrática no es óptima, debiendo recurrir a técnicas como el análisis de cointegración. Si la variable es estacionaria en varianza, entonces podemos utilizar la estimación mínimo cuadrático ordinaria.

Para determinar correctamente el orden de integración de las variables es conveniente el uso de dos tipos de estadísticos. El primero de ellos estudia la hipótesis nula de raíz unitaria, mientras que el segundo se centra en el estudio de la hipótesis nula de estacionariedad. Ninguno de estos estadísticos sigue distribuciones clásicas que, además, dependen notablemente de los elementos deterministas incluidos en la especificación: tendencias deterministas o cambios estructurales¹⁰.

Precisamente, la segunda cuestión a tener en cuenta es comprobar la posible presencia de cambios estructurales en los elementos deterministas del modelo. Esto nos puede dar información muy relevante sobre la evolución de la variable que estamos analizando, aunque no siempre resulta sencillo de interpretar por qué se han producido dichos cambios. Además, la no consideración de estos cambios puede distorsionar total-

⁹ Rob Engle y Clive J.W. Granger son los premios Nobel de Economía del año 2003.

¹⁰ Una discusión más amplia de los aspectos técnicos de estos contrastes se presenta en el anexo II de este trabajo.

mente los resultados obtenidos acerca del orden de integración de las variables. En consecuencia, el estudio de los posibles cambios estructurales también juega un papel fundamental dentro de la modelización univariante de las series, ofreciendo información de gran interés de cara al posterior análisis multivariante.

En la literatura disponemos de un conjunto de estadísticos que nos permiten determinar la presencia de cambios estructurales tanto en los elementos deterministas, como en los parámetros de la relación que ha de unir dichas variables. Estos estadísticos deben contestar a las preguntas de si existen cambios estructurales en el modelo y de cuál es su número. Esto hace que el uso de estadísticos clásicos como el de Chow pierdan algo de su utilidad, en el sentido de que para su obtención es necesario imponer a priori el número de cambios que existen y dónde aparecen. Por el contrario, los estadísticos recientemente propuestos en Bai y Perron (1998, 2003) resultan totalmente convenientes, ya que endogeneizan tanto el número de cambios como el periodo en el que aparecen.

Muy brevemente, podemos comentar que la metodología de Bai-Perron parte de la siguiente especificación:

$$y_t = \delta_t z_t + \beta x_t + u_t \quad (3.1)$$

donde y es la variable que queremos explicar, mientras que el conjunto de variable explicativas los dividimos en dos tipos. De un lado, el conjunto de variables contenido en z tiene un coeficiente que varía a lo largo del tiempo. De otro, x contiene aquellas variables cuyo coeficiente permanece estable. Por último, u es una perturbación aleatoria.

La metodología de Bai-Perron supone la estimación de la ecuación anterior considerando que el cambio puede aparecer en cualquiera de las observaciones disponibles. Se compara la suma residual obtenida para cada uno de los periodos y la estimación del primer periodo de ruptura coincide con aquella observación que minimiza la suma residual. Este proceso se repite iterativamente, considerando en cada etapa un número superior de periodos de ruptura.

Entonces, para cada una de las etapas anteriores, estos autores sugieren el uso de un estadístico similar al de Chow para poder determinar el número de rupturas óptimo. A partir del mismo, estos autores construyen sendos estadísticos, UD_{max} y WD_{max} , que permiten contrastar la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural frente a la alternativa de

un número desconocido de cambios estructurales. El primero de ellos es simplemente el valor máximo de los estadísticos tipo Chow calculados en cada iteración, mientras que el segundo tiene en cuenta el nivel de significación implícito de cada uno de ellos.

Alternativamente, Bai-Perron sugieren el uso de algunos criterios de información para determinar el número de cambios óptimo. Diversos ejercicios de simulación indican que tanto el estadístico SBIC, propuesto por Schwarz (1978), como el LWZ, definido en Liu et al. (1997), ofrecen buenas propiedades de cara a la selección adecuada del número de cambios estructurales.

Por último debemos indicar que en el caso de que la perturbación del modelo cumpla las hipótesis básicas, la estimación mínimo cuadrático ordinaria ofrece buenas propiedades. Sin embargo, la especificación anterior invita a pensar que la perturbación puede presentar algún tipo de heteroscedasticidad y, sobre todo, de autocorrelación. Su existencia hace que la estimación mínimo cuadrático ordinaria no sea del todo apropiada. Por ello, Bai-Perron sugieren el uso de una estimación HAC, que nos permite realizar contrastes aun en presencia de problemas de los mencionados problemas. En concreto, proponen utilizar el estimador cuadrático espectral de Andrews (1991), combinado con los resultados de Andrews y Monahan (1992) para estimar adecuadamente el parámetro de bandwidth.

3. APLICACIÓN AL CASO DE ARAGÓN

3.1. Introducción

Una vez descrita la metodología que vamos a emplear, en este apartado vamos a aplicar los estadísticos descritos con el fin de estudiar las propiedades temporales de las variables sobre las que vamos a construir nuestro modelo. Como ya ha quedado comentado con anterioridad, de este resultado depende totalmente la metodología que hemos de emplear en nuestro estudio. De un lado, si demostramos que las variables son integradas, la aplicación de métodos tradicionales, como son los mínimos cuadrados ordinarios, es inapropiada, debiendo recurrir a técnicas más novedosas como es el análisis de cointegración. Si, por el contrario, concluimos que las variables son estacionarias, aunque sea alrededor de una tendencia determinista, entonces basaremos la estimación del modelo final en una especificación dinámica, estimándola por medio de los tradicionales mínimos cuadrados ordinarios.

3.2. Precio real de la vivienda

En el cuadro 3.1 presentamos los resultados referidos al análisis de esta variable para las 4 zonas geográficas que vamos a distinguir en el estudio (total de Aragón y las capitales de las tres provincias aragonesas). En primer lugar, el uso de los contrastes de raíz unitaria nos conduce a no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria. Al mismo tiempo, los contrastes de estacionariedad parecerían corroborar esta conclusión, por cuanto el estadístico KPSS nos permite rechazar claramente la hipótesis de estacionariedad. Este resultado coincidiría con el obtenido en Martínez y Maza (2003) para el caso español. Sin embargo, ya hemos comentado que la incorrecta especificación de los elementos deterministas puede condicionar las conclusiones sobre las propiedades temporales de las variables. En consecuencia, y dado que la presencia de cambios estructurales en la tendencia de los precios de la vivienda parece una hipótesis verosímil, resulta adecuado utilizar estadísticos que nos permitan estudiar las propiedades temporales de las variables en presencia de dichos cambios.

Los resultados obtenidos a partir de los estadísticos que admiten la presencia de cambios estructurales arrojan muchas dudas sobre las conclusiones acerca del orden de integración de los precios de vivienda en Aragón, cuando éstas están simplemente basadas en el uso de los contrastes de raíz unitaria sin cambio estructural. En especial, la inclusión de dos cambios en la tendencia determinista del modelo nos conduce a rechazar de forma unánime la hipótesis nula de raíz unitaria. De forma similar, este segundo cambio en la tendencia también imposibilita el rechazo de la hipótesis nula $I(0)$ con los estadísticos tipo KPSS. Por tanto, la conjunción de ambos tipos de resultados nos lleva a concluir que el precio real de la vivienda en Aragón se comporta como una variable estacionaria alrededor de una tendencia segmentada.

Este primer resultado, al margen de condicionar la metodología a aplicar en el resto del estudio, tiene implicaciones adicionales desde el punto de vista económico. La primera es que, al no aceptar la presencia de una raíz unitaria, pero sí admitir la existencia de tendencias deterministas, podemos interpretar que este mercado no es eficiente.

Efectivamente, la existencia de un claro componente tendencial de naturaleza determinista hace que sea posible predecir cuáles van a ser los precios futuros de una variable. Intuitivamente, esto lo podemos observar en el gráfico 3.1. Dicho gráfico contiene, de un lado, la evolución de los precios en Aragón y, de otro, el componente tenden-

cial que controla y dirige el comportamiento de esta variable. Es inmediato comprobar que este componente, que viene a representar la inercia de la variable, es un excelente predictor de los valores reales del precio real de la vivienda en Aragón. Más aún, un agente al observar este gráfico puede fácilmente aproximarse al valor futuro del precio real de la vivienda en Aragón: sólo tiene que atender al componente tendencial, cuya predicción se basa simplemente en proyectar hacia el futuro esta tendencia. El análisis de este tipo de gráficos, que es fundamentalmente el tipo de información que utilizan los agentes para tomar decisiones, invita a pensar que los precios reales de la vivienda pueden proseguir en su escalada, especialmente si sólo tenemos en cuenta las últimas observaciones disponibles. Si a esta percepción de la tendencia de los precios le añadimos el hecho de que los agentes reciben abundante información de que los precios de la vivienda están creciendo en España, no es de extrañar que tanto demandantes como oferentes tomen sus decisiones basadas en unas expectativas de crecimiento de los precios de la vivienda, incluso bajo la creencia de que estos precios nunca van a disminuir¹¹.

Esto no ocurre en mercados como el bursátil donde los precios de un producto no se pueden anticipar, siendo simplemente el fruto de la ley de oferta y de demanda. En el mercado de la vivienda, por el contrario, tanto oferentes como demandantes disponen de información a priori que les permite conocer, con un alto grado de aproximación, cual será el precio futuro de la vivienda. Desde este punto de vista, el mercado de la vivienda es, por tanto, ineficiente. Las razones que pueden justificar esta ineficiencia del mercado de la vivienda son múltiples. En nuestra opinión, las expectativas por parte de los agentes de que el precio futuro de la vivienda pueda ser mayor son las que están jugando aquí un papel determinante en la determinación de los precios de la vivienda. Esta última opción estaría directamente relacionada con el componente de inversión que tiene el bien que estamos estudiando.

Por otro lado, la presencia de cambios estructurales exige determinar cuándo se producen estos cambios y cuál es su magnitud. Como hemos demostrado que los precios reales de vivienda en Aragón no son variables integradas, podemos utilizar la metodología de Bai-Perron anteriormente presentada para contestar a los anteriores interrogantes. Los resultados de aplicar esta metodología los presentamos en el cuadro 3.2.

¹¹ Sin embargo, esta creencia no es del todo cierta. En ciertos países, como Alemania o Japón, dichos precios están en clara recesión. En España, sin embargo, es justo reconocer que la experiencia nos dice que no resulta sencillo encontrar periodos en los que los precios de la vivienda hayan disminuido.

Analizando los resultados de este cuadro para el caso de Aragón confirmamos la presencia de dos cambios en la tendencia de esta variable. El primero se produce en 1993, mientras que el segundo aparece a finales de 1998. Por tanto, tenemos tres tramos claramente diferenciados en la evolución de esta variable. En el primero la estimación de la pendiente es 0.13, mientras que el término independiente es 5.55. El cambio del primer al segundo tramo supone un incremento del término independiente, que ahora es 6.90, mientras que la pendiente toma ahora valores negativos (-0.03), reflejando el estancamiento (o ligero retroceso) en los valores del precio real de la vivienda en Aragón. Finalmente, en el tercer tramo, que sería en el que nos encontramos en la actualidad, se produce una drástica disminución del término independiente, mientras que la pendiente se incrementa hasta 0.21, cifra que casi dobla el valor de la pendiente existente a principios de los 90. En conclusión, es innegable, primero, la presencia de cambios en la tendencia y, segundo, que en la actualidad la tasa de crecimiento de los precios reales de la vivienda en Aragón crece de forma más acelerada.

Como no podía ser de otra forma, los resultados para Zaragoza confirman el patrón de comportamiento observado para Aragón. Se mantiene la presencia de dos cambios en la tendencia, así como la estimación de los periodos en los que se produce en el cambio (1992:4 y 1998:3). En cuanto a la estimación de los parámetros del modelo podemos indicar que la tendencia del primer segmento de la muestra es ligeramente superior al observado para el total de Aragón (0.22 frente a 0.13), algo que también se observa al final de la muestra ya que el crecimiento de los precios en Zaragoza es superior al observado en Aragón (la pendiente es 0.29 por 0.21 en Aragón).

El comportamiento de los precios reales de la vivienda en Huesca es ligeramente diferente. Primero, destacar que no existe información previa al año 1992, por lo que la estimación del primer segmento está condicionada por este hecho. En segundo lugar, el modelo admite la presencia de hasta tres cambios, asociados a los periodos 1993:3, 1998:4 y 2000:2. El primero de estos puntos de ruptura se asocia con el periodo de estancamiento-retroceso de los precios reales de la vivienda en Aragón. El segundo, con un periodo inicial de crecimiento, mientras que a partir de 2000:2 se observa un periodo de rápido crecimiento, también observado en Zaragoza. El análisis de las estimaciones de los parámetros es igualmente interesante. Centrándonos en la estimación de la tendencia, los resultados obtenidos señalan que los precios reales de la vivienda en Huesca crecen

por encima de lo observado en Aragón en el periodo (1992:1-1993:3). En los tramos 1993:4-1998:4 los precios se mantienen casi inalterados, mientras que a partir de este periodo los precios crecen moderadamente (la pendiente es 0.18), para acabar creciendo de forma vertiginosa a partir del año 2000 (la pendiente es casi 0.3).

Por último, los precios en Teruel siguen un comportamiento ligeramente diferenciado de los anteriores. De nuevo, notar que la primera observación disponible es posterior a 1992, lo que imposibilita la comparación con el comportamiento del primer tramo observado en Aragón. Para la muestra disponible, se evidencia la existencia de un único cambio en la tendencia del modelo, asociado al periodo 2000:1. En la primera parte de la muestra los precios reales de la vivienda en Teruel disminuyen, aunque a ritmo muy atenuado. A partir del año 2000, a semejanza del comportamiento general de Aragón, los precios crecen notablemente, aunque la pendiente es 0.21, muy inferior a la Zaragoza o a la de Huesca para el mismo periodo de tiempo.

3.3. Producto Interior Bruto per cápita en términos reales

Ya hemos visto en el diseño de los modelos macroeconómicos que han de sustentar nuestro estudio empírico que una de las variables candidatas a explicar la evolución de los precios de la vivienda en la comunidad autónoma aragonesa es la renta de las familias. En esta sección vamos a estudiar las propiedades temporales de esta variable, tomando como proxy de la misma el PIB per cápita de Aragón y los de cada una de las tres provincias consideradas.

Comenzando por el caso del PIB per cápita para el total de Aragón, cuadro 3.3, vemos que los estadísticos de raíz unitaria aceptan claramente la hipótesis nula de raíz unitaria. De la misma forma, los estadísticos KPSS nos permiten rechazar la hipótesis nula $I(0)$. Por tanto, de este primer análisis se deduciría la existencia de una raíz unitaria en la variable de renta. Sin embargo, al igual que ocurrió con los precios reales de la vivienda, es posible que esta conclusión esté influida por la omisión de cambios en la tendencia determinista. Para considerar este extremos hemos calculado un nuevo conjunto de estadísticos para las distintas variables de renta. A partir de sus resultados, observamos que la consideración de dos posibles cambios en la tendencia determinista nos lleva, de un lado,

a rechazar la presencia de una raíz unitaria en las variables de renta mientras que, de otro lado, no rechazamos que estas variables son $I(0)$ alrededor de tendencias quebradas.

En consecuencia, el conjunto de estadísticos utilizados nos permite concluir que las variables de renta se caracterizan mejor como variables estacionarias (alrededor de tendencias quebradas) que como variables integradas. De la evolución de dichas tendencias podemos extraer información adicional. Para ello aplicamos la metodología Bai-Perron, cuyos resultados se presentan en el cuadro 3.4.

Los casos del total de la comunidad aragonesa y de la provincia de Zaragoza, como era de esperar, son prácticamente idénticos, por lo que los vamos a analizar conjuntamente. Hemos de decir que, en primer lugar, hemos encontrado la existencia de 3 cambios estructurales en su evolución: 1994:3, 1997:3 y 2000:1. Antes de producirse el primer cambio, el término independiente de ambos modelos se sitúa por encima 5.0, mientras que la pendiente es de 0.2. A partir de 1994:3 se produce un retroceso en la pendiente, que disminuye hasta la mitad de su valor inicial. Ambas economías entran en un periodo de crecimiento mucho más moderado. A partir de 1997:3, el crecimiento se acelera, como lo demuestra el hecho de que la tendencia se incrementa hasta 0.15. Por último, desde el primer trimestre de 2000:1 se observa de nuevo un retroceso en el crecimiento económico, con la tendencia cayendo hasta tomar valores ligeramente inferiores a 0.10.

El comportamiento del PIB per cápita para la provincia de Huesca exhibe un solo cambio estructural, cuya estimación puntual es 1999:4. Hasta dicho periodo, el término independiente de la función de tendencias es 5.2 (similar la de la provincia de Zaragoza), mientras que la pendiente es 0.16, ligeramente inferior a la del total de la comunidad autónoma de Aragón. El cambio observado supone una ralentización del crecimiento del PIB per cápita de la provincia de Huesca, por cuanto el nuevo coeficiente asociado a la tendencia es 0.10. Desde dicho periodo, el crecimiento ha sido sostenido, sin presentar cambios significativos.

Por último, llegamos al caso que presenta más diferencias con respecto a los anteriores. Es el caso del PIB per cápita de la provincia de Teruel. Presenta sendos cambios en la función de la tendencia, el primero en 1995:3 y el segundo en el periodo 2000:1. En realidad, esto no supone un gran cambio con lo observado, por ejemplo, en Zaragoza. Pero, al analizar la evolución de los coeficientes estimados, las diferencias son claras, en especial si nos centramos en los del último tramo. Vemos que a partir del periodo 2000:1 el paráme-

tro asociado a la tendencia determinista toma valores negativos, aunque próximos a 0, mientras que el valor del término independiente crece hasta más que duplicarse con respecto a los valores del periodo inmediatamente anterior. Esto supone que, desde 2000:1, el comportamiento del PIB per cápita de la provincia de Teruel presenta un perfil plano, con una pequeña tendencia hacia el retroceso, que le hace mantenerse en niveles constantes.

3.4. Tipo de interés real de los créditos hipotecarios

Otra de las variables clave de un modelo de determinación de los precios de la vivienda es el tipo de interés real de los créditos hipotecarios. En esta sección vamos a analizar las propiedades temporales de esta variable tanto para Aragón, como para cada una de las tres provincias de la comunidad autónoma de Aragón, como una variable *proxy* del tipo de interés real para cada una de las tres capitales aragonesas.

Siguiendo los esquemas anteriores, en primer lugar estudiamos el orden de integración de esta variable mediante el uso de los contrastes de raíz unitaria que no incluyen cambios en la tendencia en su especificación. Desde el punto de vista teórico, debemos reconocer que sería mucho más intuitivo llevar a cabo los contrastes de raíz unitaria/estacionariedad a partir de una especificación que no incluyese tendencia determinista alguna. La razón es que su presencia supone que estos tipos de cambio reales serán siempre indefinidamente crecientes o decrecientes. Como esto no parece tener sentido económico en un entorno como el de la economía española podríamos considerar eliminar dicha tendencia de la especificación. Sin embargo, si observamos la evolución de esta variable, para las diferentes zonas geográficas consideradas en este trabajo, parece clara la existencia de dicha tendencia. Por tanto, adoptando un enfoque totalmente empiricista mantenemos la tendencia determinista en la especificación. Bajo estas consideraciones, los resultados obtenidos se presentan en el cuadro 3.5.

El primer resultado que nos llama la atención es el hecho de que no podamos concluir a favor de la presencia de una raíz unitaria para los tipos de interés reales en Aragón sin necesidad de considerar la presencia de cambios en la tendencia. Así, por ejemplo, los estadísticos MSB y DF-GLS ofrecen cierta evidencia en contra de la hipótesis de raíz unitaria. De forma similar, el estadístico KPSS es capaz de rechazar la hipótesis de

estacionariedad en varianza, aunque dicho rechazo no sea ni, mucho menos, concluyente para las diferentes zonas geográficas consideradas.

La simple inclusión de un cambio en la tendencia despeja totalmente las posibles dudas existentes acerca del orden de integración de esta variable. De un lado, los estadísticos que contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria rechazan claramente dicha hipótesis mientras que, de otro lado, los estadísticos que estudian la hipótesis $I(0)$ no son capaces de rechazarla. La inclusión de una segunda ruptura no hace sino aumentar la evidencia en cada uno de los dos sentidos. Por tanto, la conclusión a la que llegamos es que la variable tipo de interés real es estacionaria alrededor de un cambio en la tendencia para las diferentes zonas geográficas en las que hemos dividido el territorio de la comunidad autónoma aragonesa.

Como complemento de este primer estudio, y al igual que hemos realizado con anterioridad, vamos a aplicar la metodología de Bai-Perron para determinar cuál es el proceso generador de los datos que mejor se adecua a cada uno de los tipos de interés reales incluidos en el estudio, ver cuadro 3.6. Comenzando, como hemos venido haciendo, por el caso del total de la comunidad autónoma de Aragón, la metodología de Bai-Perron nos conduce a admitir la presencia de un solo cambio en la función de la tendencia determinista. El periodo estimado en el que se produce este cambio es 1993:3, muy relacionado, por tanto, con el primer cambio observado en la evolución de los precios reales de la vivienda en Aragón. Si estudiamos la forma que adopta dicho cambio vemos que el término independiente de la función permanece claramente inalterado, mientras que la pendiente experimenta un serio retroceso (de 0.04 a -0.17), lo que no hace sino reflejar la caída del tipo de interés real observada desde principios de los 90.

Los resultados para Zaragoza replican totalmente este patrón de comportamiento, incluso las variaciones en los valores estimados de los parámetros son despreciables. Los casos de Huesca y de Teruel son ligeramente distintos a los anteriores, sin duda debido al distinto patrón de comportamiento mostrado por la inflación en estas dos provincias. Se mantiene la presencia de un único cambio en la tendencia pero, a diferencia de lo comentado para Aragón y Zaragoza, el periodo estimado en el que se produce dicho cambio es 1998:3 y 1998:4, para Huesca y Teruel, respectivamente. También debemos destacar el hecho de que para ambas provincias aragonesas el cambio en la función de la tendencia supuso un descenso de 3 puntos en el término indepen-

diente de la función, dejando prácticamente inalterado el valor de la pendiente del modelo.

Como consecuencia, podemos afirmar que aunque el tipo de interés real en Aragón se ha comportado de una forma estacionaria en varianza a lo largo de la muestra disponible, se observan grandes diferencias en su estructura geográfica. A pesar de ello, un simple análisis visual parece indicar la existencia de un cierto grado de convergencia entre las cuatro variables consideradas.

3.5. Tasa de paro

Otra de las variables candidatas a explicar los precios de la vivienda en Aragón es la tasa de paro. Como ya se ha comentado, esta variable vendría a darnos una medida del acceso al mercado laboral por parte de la sociedad aragonesa. Al igual que hemos efectuado con las variables anteriores, vamos a analizar las propiedades temporales de la tasa de paro tanto para el total de Aragón, como para las provincias de Huesca, Teruel y Zaragoza. Antes de proceder a realizar dicho estudio dejar constancia de que, al igual que en el caso del tipo de interés real, la inclusión de una tendencia determinista no está del todo justificada desde el punto de vista económico. Sin embargo, mantenemos su presencia debido a criterios meramente empiricistas.

Debemos indicar, en primer lugar, que de todas las variables incluidas en este análisis, la tasa de paro es la que presenta menos evidencia en contra de la existencia de una raíz unitaria, cuadro 3.7. De hecho, sólo los estadísticos de LS para el caso de dos rupturas y para las provincias de Huesca y de Teruel son capaces de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria y utilizando un nivel de significación algo superior al 5%. Si bien este resultado es interpretable desde el punto de vista económico, admitiendo la existencia de histéresis en el mercado laboral de la comunidad autónoma de Aragón, la existencia de una raíz unitaria en esta variable haría difícil, por no decir imposible, su uso como explicativa de la evolución del precio de la vivienda en Aragón.

Sin embargo, frente a esta falta de evidencia en contra de la hipótesis de raíz unitaria, tenemos que los contrastes de estacionariedad ofrecen evidencia a favor de que las variables son estacionarias en varianza. Por ejemplo, si consideramos la presencia de dos rupturas en la tendencia, es claro que no rechazamos la hipótesis nula de estacionariedad

para ninguna de las zonas geográficas analizadas. Por tanto, podemos concluir que existe cierta evidencia mixta acerca del orden de integración de estas variables. Una posible explicación de estos resultados se podría dar desde el punto de vista de la integración fraccional, sin embargo, este análisis excede con mucho el objetivo del trabajo.

Si analizamos la metodología Bai-Perron, cuadro 3.8, se observa que hay tres cambios en tasa de desempleo que tienen lugar a inicios de los 80, a mediados, y en los 90. La ubicación de este último cambio varía con las variables analizadas.

3.6. Coste de uso de la vivienda

Desde el punto de vista del rendimiento que ofrece una vivienda, esta variable resulta muy atractiva, puesto que incluye el coste de oportunidad de otros activos financieros descontando la evolución esperada del precio de la vivienda. Por tanto, esta variable nos ofrece una medida del rendimiento del propio activo. Sin embargo, a pesar de este indudable interés, los modelos de determinación de precios estimados con anterioridad para el caso español no incluyen esta variable en su especificación final. Este resultado puede venir explicado tanto por la propia dificultad de la medición de estos costes, como por la posible presencia de colinealidad aproximada grave, al incluir la especificación final del modelo los tipos de interés como variable explicativa. En cualquier caso, parece adecuado tener en cuenta la variable coste de uso de la vivienda dentro de nuestro conjunto de posibles variables candidatas a explicar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. Al igual que en casos anteriores, en este apartado vamos a estudiar sus propiedades temporales.

Si, como viene siendo norma, empezamos el estudio mediante el análisis de la hipótesis nula de raíz unitaria, comprobamos como sin necesidad de incluir cambios estructurales en la especificación del modelo, algunos de los estadísticos utilizados nos ofrecen cierta evidencia en contra de esta hipótesis. Esta evidencia es ciertamente limitada y se circunscribe exclusivamente al uso del estadístico MSB y al DF-GLS y cuando el nivel de significación elegido es superior al tradicional 5%. Sin embargo, esta evidencia coincide con la que obtenemos al usar el estadístico KPSS, ya que éste no nos permite rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en varianza. Por tanto, de este primer análisis se deduce que el orden de integración del coste de uso de la vivienda en Aragón estaría más próximo a ser $I(0)$ que a ser $I(1)$.

Para resolver las posibles dudas, introducimos en la especificación diversos cambios en la tendencia determinista del coste de uso de la vivienda. La simple consideración de un único cambio nos conduce inequívocamente, de un lado, al rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria y, de otro, a no rechazar la hipótesis nula de estacionariedad en varianza. La introducción de un segundo cambio no hace sino confirmar esta conclusión. Por tanto, podemos afirmar que la variable coste de uso de la vivienda, tanto para el global de la economía aragonesa, como para cada una de las provincias que la componen, se comporta como una variable estacionaria alrededor de una tendencia segmentada.

Para mejorar el conocimiento de cada una de estas variables, vamos a proceder a aplicar la metodología Bai-Perron. Los resultados obtenidos al aplicar esta metodología replican de forma muy aproximada los comentados para el caso de los tipos de interés reales, lo que señala un alto grado de colinealidad entre ambos tipos de variables. Para la provincia de Zaragoza, patrón de comportamiento que también rige en Aragón, tenemos un único periodo de cambio. También comprobamos que el cambio en la tendencia aparece en 1993:3, afectando principalmente a la pendiente del modelo, que pasa de 0.13 a -0.18 . Por el contrario, el término independiente de la función se mantiene prácticamente inalterado. Para la provincia de Huesca el modelo estima que existen dos cambios estructurales: el primero en 1995:1 y el segundo en 1998:4. Para Teruel, en cambio, sólo se detecta un cambio, que se estima en el periodo 1998:3.

La forma que adopta el cambio en estas dos últimas provincias difiere. Así, por ejemplo, en Teruel observamos que la tendencia de los costes de uso no varía, aunque sí el término independiente de la función, que disminuye cerca de 2 puntos. En el caso de la provincia de Huesca se observa un escalonado de la estimación del término asociado a la pendiente, que pasa de ser -0.30 en el comienzo de la muestra a ser -0.06 a final de la misma.

3.7. Rendimiento bursátil

Una de las explicaciones que se han dado al incremento de los precios de la vivienda en España ha sido el refugio que los inversores bursátiles han encontrado en el mercado inmobiliario. El comportamiento errático de la bolsa, o mejor su escaso rendimiento, ha llevado a estos inversores a la compra de bienes inmuebles. De hecho, en la especificación final del modelo estimado en Martínez y Maza (2003), la evolución de la bolsa

española desde el año 1995 parece jugar un papel importante a la hora de explicar la evolución de los precios de la vivienda en España. Parece adecuado, pues, incluir algún tipo de información acerca de la evolución del mercado bursátil español dentro de nuestro conjunto de variables explicativas. Siguiendo a Martínez y Maza (2003), nosotros utilizamos los rendimientos reales de la bolsa de Madrid. El objetivo de esta sección es estudiar las propiedades temporales de esta variable.

En este caso, el mero uso de aquellos estadísticos que contrastan bien la hipótesis nula de raíz unitaria o bien la hipótesis nula de estacionariedad en varianza nos lleva a concluir, de forma robusta y unánime, que el rendimiento real de la bolsa de Madrid es una variable estacionaria en varianza. Este resultado no nos debe sorprender. Desde el punto de vista de la eficiencia de los mercados financieros, los índices de bolsas deben ser integrados de primer orden, lo que garantiza que los rendimientos son impredecibles. La consecuencia inmediata de este hecho es que los rendimientos, medidos como primera diferencia del índice, tienen que ser necesariamente estacionarios en varianza.

Podríamos en este caso considerar la presencia de cambio estructurales. Sin embargo, ni su inclusión varía la conclusión sobre las propiedades temporales, ni, sobre todo, la metodología de Bai-Perron es capaz de arrojar evidencia a favor de la presencia de dichos cambios. Esto de alguna forma vendría a cuestionar el uso de la variable rendimientos reales de bolsa como explicativa de los precios de vivienda. La justificación de esta afirmación la tenemos en el hecho de no podemos afirmar que el comportamiento de la bolsa de Madrid, medido por sus rendimientos, se haya visto modificado significativamente a lo largo de la muestra disponible. En cualquier caso, incluiremos esta variable en nuestras especificaciones permitiendo que sea el propio modelo el que nos hable acerca de su idoneidad a la hora de explicar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón.

4. CONCLUSIONES

En esta sección hemos estudiado las propiedades temporales de aquellas variables que, a nuestro juicio y en función de su disponibilidad muestral, son las que vamos a utilizar para explicar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. Este análisis se ha basado tanto en el estudio de los órdenes de integración de las variables como en el análisis de la posible presencia de cambios estructurales en la tendencia de las mismas. En el

primer caso, hemos utilizado contrastes de raíz unitaria de las familias de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron, así como los contrastes de estacionariedad de la familia KPSS. Para detectar la posible presencia de cambios estructurales, su número y cuándo se han producido, hemos hecho uso de la metodología de Bai-Perron.

Uno de los resultados más llamativos de este análisis univariante es que no podemos admitir que las variables en las que vamos a sustentar nuestro estudio sean integradas. Esto condiciona totalmente la metodología que debemos emplear en la modelización econométrica de los precios de la vivienda en Aragón.

De forma paralela, el hecho de que no podamos admitir que los precios reales de la vivienda sean integrados tiene gran transcendencia desde el punto de vista económico. Esto supone que no podemos considerar que este mercado funciona de forma eficiente porque son predecibles sus valores futuros. Esto se opone a la determinación de precios por la mera conjunción de la oferta y la demanda de un bien. No podemos analizar aquí las causas que llevan a este resultado dado que no es el objetivo principal del trabajo, ni se dispone de la información necesaria para poder llevar a cabo dicho estudio. No obstante, sí que podemos afirmar que dado que los agentes del mercado pueden anticipar el valor futuro de los precios, sus expectativas pueden estar condicionando el comportamiento del mercado y, como consecuencia, el proceso de determinación de precios. Este aspecto será estudiado en mayor profundidad en el siguiente capítulo.

Por último, hay que resaltar la presencia de cambios estructurales en la evolución de las variables. Su consideración resulta esencial para determinar correctamente sus propiedades temporales, así como para entender su evolución. Tomando como ejemplo el caso de los precios reales de la vivienda en Aragón, se evidencia la existencia de 3 tramos claramente diferenciados. Un primer segmento de crecimiento notable, que engloba el periodo 1989:3-1992:4. Un segundo periodo en el que los precios se mantienen e incluso retroceden ligeramente, mientras que desde finales de los 90 se entra en un periodo de claro incremento de los precios reales de la vivienda en Aragón, a ritmos muy superiores a los observados a principios de la muestra.

5. CUADROS

cuadro 3.1

CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA. VARIABLE: PRECIO REAL DE LA VIVIENDA				
	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
Panel I. Contrastes de raíz unitaria				
Panel A. No cambio estructural				
Estimación GLS				
Phillips-Perron Z_{α}	-0.67	-9.92	-6.20	-0.55
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-0.66	-8.54	-5.75	-0.54
Modified Phillips-Perron MZ_{τ}	-0.31	-1.76	-1.47	-0.24
Modified Sargan Bhargava	0.47	0.21	0.26	0.44
DF-GLS	-0.31	-2.05	-1.59	-0.24
Estimación MCO				
Phillips-Perron Z_{α}	0.22	-10.26	-5.86	0.59
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	0.30	-8.62	-5.47	0.70
Said-Dickey-Fuller	0.10	-2.00	-1.44	0.24
Panel B. Cambio estructural				
$\text{Min } t_p^C$	-3.8	-5.4	-4.8	-3.4
TB_1	1998:1	1998:2	1997:4	1999:1
$\text{Min } t_p^{CC}$	-5.3	-6.8	-6.3	-7.4
TB_1	1992:4	1996:4	1999:2	1992:4
TB_2	1998:3	1999:1	2000:4	1998:3
LS_I	-4.6	-5.5	-3.7	-4.3
TB_1	1996:2	1998:2	1999:2	1996:4
LS_{II}	-5.3	-6.6	-4.9	-5.8
TB_1	1992:4	1997:1	1994:2	1992:4
TB_2	1999:1	1998:3	1998:2	1999:2
Panel II. Contrastes de estacionariedad				
Panel B. No cambio estructural				
η_{τ}	0.44	0.39	0.40	0.42
Panel B. Cambio estructural				
η_{τ}^C	0.126	0.04	0.06	0.122
TB_1	1997:1	1998:1	1998:4	1997:1
η_{τ}^{CC}	0.036	0.037	0.041	0.028
TB_1	1992:4	1994:4	1995:4	1992:4
TB_2	1998:4	2000:2	2000:1	1999:1

Este cuadro presenta los valores de los diversos estadísticos utilizados para determinar el orden de integración de la variable. El panel I incluye los contrastes de raíz unitaria, calculados bajo la estimación generalizada (GLS) de los parámetros deterministas y por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mientras que el panel II presenta los contrastes de la hipótesis nula de estacionariedad en varianza. Cuando admitimos la presencia de cambios estructurales, TB_i representa el i -ésimo periodo de ruptura y todos los estadísticos se calculan admitiendo que el cambio afecta tanto al término independiente como a la pendiente de la función determinista. En el caso de un cambio utilizamos el superíndice C, y CC para el caso de dos cambios.

cuadro 3.2

CAMBIOS ESTRUCTURALES. METODOLOGÍA BAI-PERRON. PRECIO REAL DE LA VIVIENDA				
	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
α_1	5.55	4.67	6.15	5.58
β_1	0.13	0.25	-0.02	0.22
α_2	6.90	5.73	-0.37	7.51
β_2	-0.03	0.00	0.21	-0.01
α_3	-2.00	1.45		-4.00
β_3	0.21	0.18		0.29
α_4		-3.36		
β_4		0.29		
TB ₁	1992:4	1993:3	2000:1	1992:4
TB ₂	1998:4	1998:4		1998:3
TB ₃		2000:2		
UD _{max}	90416343.8	12502069.9	2276486.9	7964969.3
WD _{max}	124052089	24512605.5	4463470.9	9370071.7
R ² corregido	0.973	0.958	0.791	0.985

Este cuadro presenta los resultados de aplicar la metodología de Bai-Perron. La especificación utilizada es $y_t = \alpha_i + \beta_i t + u_t$, $i=1, \dots, 4$, donde t es una tendencia determinista. TB _{i} ($i=1, 2, 3$) es la estimación del periodo en el que se produce el cambio. UD_{max} y WD_{max} rechazan siempre la hipótesis nula de no cambio estructural para cualquier nivel de significación utilizado. R² corregido mide la bondad del ajuste.

cuadro 3.3

	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
Panel I. Contrastes de raíz unitaria				
Panel A. No cambio estructural				
Estimación GLS				
Phillips-Perron Z_{α}	-3.92	-4.46	-3.67	-3.84
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-1.62	-1.88	-2.08	-1.78
Modified Phillips-Perron MZ_{τ}	-0.90	-0.74	-0.96	-0.93
Modified Sargan Bhargava	0.55	0.39	0.46	0.52
DF-GLS	-2.18	-1.75	-1.68	-2.01
Estimación MCO				
Phillips-Perron Z_{α}	-4.26	-4.66	-3.91	-4.16
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-1.57	-1.81	-2.02	-1.72
Said-Dickey-Fuller	-2.40	-1.84	-1.78	-2.19
Panel B. Cambio estructural				
Min t_p^C	-3.26	-4.67	-3.24	-3.69
TB_1	1993:1	1997:1	1993:1	1993:1
Min t_p^{CC}	-7.25	-5.41	-6.18	-8.08
TB_1	1995:2	1992:2	1993:2	1995:2
TB_2	1999:4	1998:2	2000:4	1999:4
LS_I	-3.97	-4.45	-4.25	-4.32
TB_1	1997:4	1999:2	1993:1	1993:1
LS_{II}	-6.22	-5.82	-5.28	-7.35
TB_1	1995:1	1992:2	1994:3	1995:1
TB_2	1998:3	2000:1	1999:2	1998:3
Panel II. Contrastes de estacionariedad				
Panel B. No cambio estructural				
η_{τ}	0.48	0.41	0.41	0.47
Panel B. Cambio estructural				
η_{τ}^C	0.194	0.096	0.148	0.169
TB_1	1992:2	2000:1	1992:1	1992:1
η_{τ}^{CC}	0.034	0.03	0.028	0.031
TB_1	1993:1	1992:3	1995:3	1993:3
TB_2	2001:1	1997:4	1999:4	1998:1

Este cuadro presenta los valores de los diversos estadísticos utilizados para determinar el orden de integración de la variable. El panel I incluye los contrastes de raíz unitaria, calculados bajo la estimación generalizada (GLS) de los parámetros deterministas y por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mientras que el panel II presenta los contrastes de la hipótesis nula de estacionariedad en varianza. Cuando admitimos la presencia de cambios estructurales, TB_i representa el i -ésimo periodo de ruptura y todos los estadísticos se calculan admitiendo que el cambio afecta tanto al término independiente como a la pendiente de la función determinista. En el caso de un cambio utilizamos el superíndice C, y CC para el caso de dos cambios.

cuadro 3.4

CAMBIOS ESTRUCTURALES. METODOLOGÍA BAI-PERRON. PIB PER CÁPITA				
	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
α_1	5.16	5.21	4.88	5.21
β_1	0.20	0.16	0.21	0.20
α_2	7.64	7.40	6.17	8.01
β_2	0.10	0.10	0.14	0.09
α_3	6.06		15.51	6.22
β_3	0.15		-0.05	0.15
α_4	9.24			8.79
β_4	0.08			0.09
TB ₁	1994:3	1999:4	1995:3	1994:3
TB ₂	1997:2		2000:1	1997:2
TB ₃	2000:1			2000:1
UD _{max}	100814.0	701533.5	342398.1	111047.9
WD _{max}	123267.0	1080342.0	527283.5	135780.1
R ² corregido	0.999	0.997	0.994	0.999

Este cuadro presenta los resultados de aplicar la metodología de Bai-Perron. La especificación utilizada es $y_t = \alpha_i + \beta_i t + u_t$, $i=1, \dots, 4$, donde t es una tendencia determinista. TB _{i} ($i=1, 2, 3$) es la estimación del periodo en el que se produce el cambio. UD_{max} y WD_{max} rechazan siempre la hipótesis nula de no cambio estructural para cualquier nivel significación utilizado. R² corregido mide la bondad del ajuste.

cuadro 3.5

CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA. VARIABLE: TIPO DE INTERÉS REAL				
	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
Panel I. Contrastes de raíz unitaria				
Panel A. No cambio estructural				
Estimación GLS				
Phillips-Perron Z_{α}	-11.34	-12.07	-17.94	-12.46
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-9.89	-10.32	-14.84	-10.77
Modified Phillips-Perron MZ_{τ}	-2.22	-2.25	-2.72	-2.32
Modified Sargan Bhargava	0.22	0.22	0.18	0.22
DF-GLS	-2.55	-2.63	-3.29	-2.68
Estimación MCO				
Phillips-Perron Z_{α}	-14.00	-15.68	-20.01	-15.07
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-10.96	-11.74	-15.67	-11.84
Said-Dickey-Fuller	-2.98	-3.23	-3.57	-3.09
Panel B. Cambio estructural				
Min t_p^C	-5.87	-4.9	-5.15	-5.12
TB_1	1993:1	1998:3	1998:3	1993:2
Min t_p^{CC}	-7.39	-6.46	-5.58	-6.7
TB_1	1993:3	1996:3	1994:3	1993:4
TB_2	1998:4	2001:2	1998:4	1998:4
LS_I	-5.5108	-4.0597	-5.0856	-5.3716
TB_1	1993:3	1998:4	1998:3	1993:3
LS_{II}	-5.9631	-5.5124	-5.8515	-6.3712
TB_1	1992:4	1992:3	1994:2	1993:3
TB_2	1996:1	1996:1	1998:3	2000:4
Panel II. Contrastes de estacionariedad				
Panel B. No cambio estructural				
η_{τ}	0.079	0.177	0.203	0.093
Panel B. Cambio estructural				
η_{τ}^C	0.059	0.051	0.044	0.057
TB_1	1996:1	1999:1	1998:3	1996:1
η_{τ}^{CC}	0.023	0.026	0.025	0.022
TB_1	1993:1	1992:4	1994:1	1993:1
TB_2	1998:2	1998:1	1998:2	2001:1

Este cuadro presenta los valores de los diversos estadísticos utilizados para determinar el orden de integración de la variable. El panel I incluye los contrastes de raíz unitaria, calculados bajo la estimación generalizada (GLS) de los parámetros deterministas y por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mientras que el panel II presenta los contrastes de la hipótesis nula de estacionariedad en varianza. Cuando admitimos la presencia de cambios estructurales, TB_1 representa el i -ésimo periodo de ruptura y todos los estadísticos se calculan admitiendo que el cambio afecta tanto al término independiente como a la pendiente de la función determinista. En el caso de un cambio utilizamos el superíndice C, y CC para el caso de dos cambios.

cuadro 3.6

CAMBIOS ESTRUCTURALES. METODOLOGÍA BAI-PERRON. TIPO DE INTERÉS REAL				
	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
α_1	9.74	7.13	10.51	9.34
β_1	0.04	-0.06	-0.13	0.04
α_2	10.15	4.64	7.54	10.05
β_2	-0.17	-0.06	-0.11	-0.17
α_3				
β_3				
α_4				
β_4				
TB ₁	1993:3	1998:4	1998:3	1993:3
TB ₂				
TB ₃				
UD _{max}	1660203.2	291083.9	154926890	1240.3
WD _{max}	2648474.3	464357.8	303762637	1459.1
R ² corregido	0.938	0.810	0.947	0.933

Este cuadro presenta los resultados de aplicar la metodología de Bai-Perron. La especificación utilizada es $y_t = \alpha_i + \beta_i t + u_t$, $i=1, \dots, 4$, donde t es una tendencia determinista. TB_i ($i=1, 2, 3$) es la estimación del periodo en el que se produce el cambio. UD_{max} y WD_{max} rechazan siempre la hipótesis nula de no cambio estructural para cualquier nivel de significación utilizado. R^2 corregido mide la bondad del ajuste.

cuadro 3.7

CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA. VARIABLE: TASA DE PARO				
	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
Panel I. Contrastes de raíz unitaria				
Panel A. No cambio estructural				
Estimación GLS				
Phillips-Perron Z_{α}	-2.22	-8.32	-5.00	-2.82
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-1.99	-7.84	-4.74	-2.56
Modified Phillips-Perron MZ_{τ}	-0.85	-1.89	-1.34	-1.02
Modified Sargan Bhargava	0.43	0.24	0.28	0.40
DF-GLS	-0.95	-2.00	-1.41	-1.12
Estimación MCO				
Phillips-Perron Z_{α}	-4.72	-10.28	-6.35	-5.82
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-2.91	-8.98	-5.39	-3.76
Said-Dickey-Fuller	-1.77	-2.32	-1.67	-2.00
Panel B. Cambio estructural				
Min t_p^C	-3.87	-3.95	-4.54	-3.69
TB_1	1992:1	1995:1	1992:3	1992:4
Min t_p^{CC}	-5.28	-5.75	-6.06	-5.26
TB_1	1982:4	1985:4	1989:4	1982:4
TB_2	1992:3	1992:2	1995:1	1992:3
LS_I	-3.31	-3.80	-3.85	-3.32
TB_1	1998:4	1998:4	68	1998:4
LS_{II}	-4.26	-5.14	-5.27	-4.27
TB_1	1988:1	1988:2	1989:4	1988:1
TB_2	1994:2	1997:1	1994:1	1994:2
Panel II. Contrastes de estacionariedad				
Panel B. No cambio estructural				
η_{τ}	0.47	0.47	0.58	0.42
Panel B. Cambio estructural				
η_{τ}^C	0.148	0.14	0.12	0.145
TB_1	1998:4	1999:1	1998:4	1998:4
η_{τ}^{CC}	0.043	0.023	0.027	0.043
TB_1	1987:1	1988:2	1989:3	1987:1
TB_2	1993:3	1995:3	1996:3	1992:4

Este cuadro presenta los valores de los diversos estadísticos utilizados para determinar el orden de integración de la variable. El panel I incluye los contrastes de raíz unitaria, calculados bajo la estimación generalizada (GLS) de los parámetros deterministas y por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mientras que el panel II presenta los contrastes de la hipótesis nula de estacionariedad en varianza. Cuando admitimos la presencia de cambios estructurales, TB_1 representa el i -ésimo periodo de ruptura y todos los estadísticos se calculan admitiendo que el cambio afecta tanto al término independiente como a la pendiente de la función determinista. En el caso de un cambio utilizamos el superíndice C, y CC para el caso de dos cambios.

cuadro 3.8

CAMBIOS ESTRUCTURALES. METODOLOGÍA BAI-PERRON. TASA DE PARO				
	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
α_1	13.32	8.14	13.74	14.40
β_1	-0.53	-0.01	-0.99	-0.56
α_2	-0.04	-6.20	8.04	-0.16
β_2	0.90	1.01	0.01	0.99
α_3	28.93	8.15	9.18	32.37
β_3	-0.46	0.11	0.21	-0.53
α_4	-4.54	20.75	22.25	-9.97
β_4	0.19	-0.31	-0.32	0.29
TB ₁	1982:1	1983:1	1981:4	1982:1
TB ₂	1984:4	1985:1	1983:4	1984:4
TB ₃	1991:4	1988:4	1987:3	1991:4
UD _{max}	6624406	181055.2	6569483.84	1030463.7
WD _{max}	9088748.4	212995.2	9013394.6	1212248.1
R ² corregido	0.973	0.919	0.903	0.976

Este cuadro presenta los resultados de aplicar la metodología de Bai-Perron. La especificación utilizada es $y_t = \alpha_i + \beta_i t + u_t$, $i=1, \dots, 4$, donde t es una tendencia determinista. TB _{i} ($i=1, 2, 3$) es la estimación del periodo en el que se produce el cambio. UD_{max} y WD_{max} rechazan siempre la hipótesis nula de no cambio estructural para cualquier nivel de significación utilizado. R² corregido mide la bondad del ajuste.

cuadro 3.9

CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA. VARIABLE: COSTE DE USO DE LA VIVIENDA				
	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
Panel I. Contrastes de raíz unitaria				
Panel A. No cambio estructural				
Estimación GLS				
Phillips-Perron Z_{α}	-11.15	-7.77	-11.89	-10.97
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-9.77	-7.01	-9.29	-9.49
Modified Phillips-Perron MZ_{τ}	-2.20	-1.87	-2.14	-2.17
Modified Sargan Bhargava	0.22	0.27	0.23	0.23
DF-GLS	-2.51	-2.07	-2.74	-2.51
Estimación MCO				
Phillips-Perron Z_{α}	-12.31	-7.77	-15.23	-13.19
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-10.21	-7.01	-9.94	-10.30
Said-Dickey-Fuller	-2.67	-2.07	-3.34	-2.85
Panel B. Cambio estructural				
Min t_p^C	-6.13	-4.16	-4.91	-5.56
TB_1	1993:1	1998:3	1998:3	1993:1
Min t_p^{CC}	-7.4	-5.59	-5.27	-7.17
TB_1	1993:2	1996:1	1995:4	1993:1
TB_2	1998:4	2000:4	1998:3	1998:4
LS_I	-5.50	-3.53	-4.77	-5.71
TB_1	1999:1	1996:1	1998:2	1993:3
LS_{II}	-6.04	-6.80	-5.04	-6.82
TB_1	1993:1	1996:3	1998:2	1993:4
TB_2	1996:1	1999:3	2002:1	1998:4
Panel II. Contrastes de estacionariedad				
Panel B. No cambio estructural				
η_{τ}	0.07	0.17	0.12	0.08
Panel B. Cambio estructural				
η_{τ}^C	0.043	0.046	0.047	0.047
TB_1	1998:2	1998:1	1998:1	1998:1
η_{τ}^{CC}	0.024	0.035	0.03	0.023
TB_1	1993:2	1996:3	1994:2	1993:1
TB_2	1998:3	2000:2	1998:	1998:3

Este cuadro presenta los valores de los diversos estadísticos utilizados para determinar el orden de integración de la variable. El panel I incluye los contrastes de raíz unitaria, calculados bajo la estimación generalizada (GLS) de los parámetros deterministas y por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mientras que el panel II presenta los contrastes de la hipótesis nula de estacionariedad en varianza. Cuando admitimos la presencia de cambios estructurales, TB_i representa el i -ésimo periodo de ruptura y todos los estadísticos se calculan admitiendo que el cambio afecta tanto al término independiente como a la pendiente de la función determinista. En el caso de un cambio utilizamos el superíndice C, y CC para el caso de dos cambios.

cuadro 3.10

CAMBIOS ESTRUCTURALES. METODOLOGÍA BAI-PERRON. COSTE DE USO DE LA VIVIENDA				
	Aragón	Huesca	Teruel	Zaragoza
α_1	9.33	6.60	8.52	8.62
β_1	0.10	-0.33	-0.13	0.13
α_2	9.68	8.78	6.05	9.56
β_2	-0.18	-0.18	-0.13	-0.18
α_3		3.49		
β_3		-0.06		
α_4				
β_4				
TB ₁	1993:3	1995:1	1998:3	1993:3
TB ₂		1998:4		
TB ₃				
UD _{max}	225442.2	2395462.2	37419630.5	3934345.6
WD _{max}	265212.5	3286597.0	59694459.2	7714007.5
R ²	0.929	0.875	0.934	0.924

Este cuadro presenta los resultados de aplicar la metodología de Bai-Perron. La especificación utilizada es $y_t = \alpha_i + \beta_i t + u_t$, $i=1, \dots, 4$, donde t es una tendencia determinista. TB_{*i*} ($i=1, 2, 3$) es la estimación del periodo en el que se produce el cambio. UD_{max} y WD_{max} rechazan siempre la hipótesis nula de no cambio estructural para cualquier nivel significación utilizado. R² corregido mide la bondad del ajuste.

cuadro 3.11

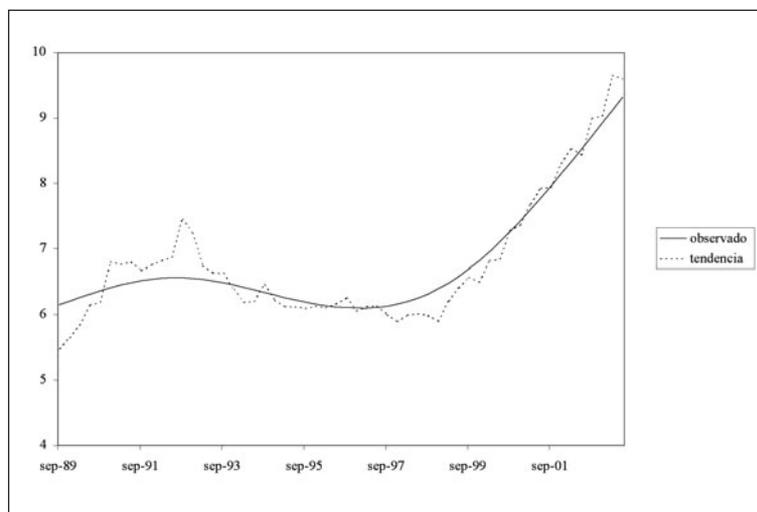
RENDIMIENTO DE LA BOLSA DE MADRID	
Panel I. Contrastes de raíz unitaria	
Panel A. No cambio estructural	
Estimación GLS	
Phillips-Perron Z_{α}	-52.63
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-33.34
Modified Phillips-Perron MZ_{τ}	-4.08
Modified Sargan Bhargava	0.12
DF-GLS	-6.44
Estimación MCO	
Phillips-Perron Z_{α}	-56.91
Modified Phillips-Perron MZ_{α}	-34.03
Said-Dickey-Fuller	-6.87
Panel II. Contrastes de estacionariedad	
Panel A. No cambio estructural	
η_{τ}	0.142

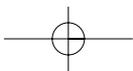
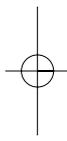
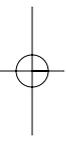
Este cuadro presenta los valores de los diversos estadísticos utilizados para determinar el orden de integración de la variable. El panel I incluye los contrastes de raíz unitaria, calculados bajo la estimación generalizada (GLS) de los parámetros deterministas y por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), mientras que el panel II presenta los contrastes de la hipótesis nula de estacionariedad en varianza.

6. GRÁFICOS

gráfico 3.1

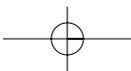
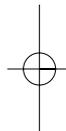
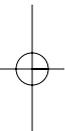
**EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS REALES DE LA VIVIENDA EN ARAGÓN.
VALORES OBSERVADOS Y COMPONENTE TENDENCIAL**





estimación de la
ecuación
de precios
de la
vivienda
en aragón





1. INTRODUCCIÓN

El objetivo último que perseguimos en este trabajo es el de modelizar la evolución de los precios de la vivienda en la comunidad autónoma de Aragón, en especial en lo que se refiere a su relación con la renta de las familias en Aragón. Ya hemos comentado que un modelo de determinación de precios hubiera requerido diseñar al menos dos ecuaciones, una de oferta y otra de demanda, de forma que el precio sería el resultante de igualar dichas ecuaciones. Si la información muestral disponible fuera la deseada, no existen restricciones econométricas para llevar a cabo esta aproximación. Sin embargo, al carecer de dicha información, debemos recurrir a métodos alternativos que nos ofrezcan una respuesta apropiada a nuestro interrogante.

Para ello, resulta aconsejable revisar la literatura existente sobre modelización de precios de vivienda. A nivel nacional, uno de los referentes más atractivos, a nuestro entender, es el de Martínez y Maza (2003) que viene a actualizar el trabajo de Bover (1993), pionero en este campo en España. También debemos señalar el trabajo de García-Montalvo y Mas (2000)¹². A nivel internacional también existen ejemplos interesantes como son los Jud y Winkler (2001), en el que se analiza la evolución de los precios de la vivienda en 130 áreas metropolitanas de USA, Meen (2002), o el anterior de Malpezzi (1999), seminal dentro de este campo. El común denominador de estos trabajos es que no se plantean modelos estructurales multiecuacionales. Su enfoque es mucho más heurístico, explicando la evolución de los precios en función de un conjunto de variables que incluye tanto factores de oferta como de demanda, como se ha indicado en el capítulo 2 en lo referido a los modelos teóricos. En todos los casos, estos modelos explican de forma satisfactoria la evolución de los precios de la vivienda en las diferentes regiones analizadas. Por ello, decidimos utilizar este tipo de modelos para el caso de la comunidad autónoma de Aragón sin que pueda entenderse que esta decisión pueda limitar los resultados alcanzables.

En función de todo ello, el objetivo de este apartado es el de estimar un modelo capaz de explicar la evolución de los precios de la vivienda dentro de cada una de las cuatro zonas geográficas que consideramos en el estudio: total de la comunidad de Aragón y

¹² La entrevista al profesor Montalvo en <http://www.terra.es/actualidad/articulo/html/act59568.htm> también resulta clarificadora para entender la evolución de los precios de la vivienda en España.

capitales de las tres provincias aragonesas. Para ello, vamos a tomar como referente los trabajos anteriormente mencionados, en especial el de Martínez y Maza (2003) por motivos de proximidad. No obstante, existen diversas cuestiones que deben ser discutidas antes de pasar a estimar los modelos, ya que existen factores que nos pueden decantar a utilizar una metodología econométrica u otra. En la siguiente sección discutimos, precisamente, cuál es la metodología econométrica más adecuada para nuestro estudio. Una vez determinada ésta, a continuación presentamos los resultados obtenidos al aplicar dicha metodología para los datos disponibles para cada una de las zonas geográficas consideradas.

2. MODELO ECONOMÉTRICO

En este apartado vamos a comentar los aspectos esenciales de la metodología econométrica que debemos emplear para estimar de la forma más correcta posible los modelos que han de explicar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. En este sentido, debemos señalar que todos los trabajos mencionados con anterioridad utilizan la metodología conocida con el nombre de análisis de cointegración. El origen de esta metodología lo tenemos en el trabajo de Engle y Granger (1987). Siguiendo a estos autores, y tomando por simplicidad el caso bivalente, dos variables integradas de orden d se dicen que están cointegradas de orden b si una combinación de ambas da como resultado una variable integrada de orden $d-b$. Intuitivamente, podemos decir que ambas variables comparten una misma tendencia o, lo que es lo mismo, que varían de forma conjunta a lo largo del tiempo. Desde el punto de vista económico, uno de los casos más interesantes de cointegración es aquél en el que las variables son integradas de primer orden y su combinación es integrada de orden 0, estacionaria por tanto. En este caso, la relación entre ambas variables representa una relación de equilibrio o de largo plazo y, en consecuencia, el modelo tiene una interpretación directa en términos económicos¹³.

La aplicación de esta técnica es sencilla. Para ello basta con concluir, en primer lugar, que las variables utilizadas en el análisis son integradas. Después hay que demostrar que una combinación de las mismas es integrada de un orden inferior. Ambos estudios se

¹³ Una revisión excelente del concepto de cointegración y de las técnicas de relacionadas con esta metodología se encuentra en, por ejemplo, Hamilton (1994).

pueden realizar utilizando los estadísticos presentados en el capítulo 3, siendo los estadísticos de la familia de Dickey-Fuller los más utilizados.

Esta es la metodología que se ha aplicado en los trabajos precedentes en los que se estudia la evolución de los precios de la vivienda. El caso español está incluido en este conjunto de trabajos que utilizan el análisis de cointegración. Si tenemos en cuenta que la evolución de la economía aragonesa, en general, está muy vinculada a la evolución de la economía española, parecería totalmente adecuado utilizar también la técnica del análisis de cointegración para estudiar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. Sin embargo, debemos recordar que hemos encontrado evidencia robusta en contra de la presencia de una raíz unitaria en los precios de la vivienda en España, mientras que no hemos sido capaces de rechazar la hipótesis de estacionariedad en varianza. Por tanto, una de las primeras conclusiones relevantes de este estudio ha sido que los precios de la vivienda en Aragón no se comportan como variables integradas, sino como estacionarias en varianza. A esto debemos añadir que nuestro conjunto de variables explicativas está compuesto casi en su totalidad por variables estacionarias en varianza¹⁴. Esto supone que no es necesario utilizar la metodología del análisis de cointegración para modelizar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. Por el contrario, el uso de técnicas más tradicionales, como es el caso de la estimación mínimo cuadrático ordinaria, puede funcionar correctamente en este escenario.

Esto supondría que la especificación a utilizar podría adoptar la siguiente forma:

$$y_t = x_t' \beta + u_t \quad (4.1)$$

donde y representa el precio de la vivienda, x_t' es el conjunto de k variables explicativas, β es el vector de parámetros que queremos estimar y u es la perturbación aleatoria. Bajo el cumplimiento de un conjunto de hipótesis, la estimación mínimo cuadrático ordinaria del vector β ofrece buenas propiedades. Sin embargo, es posible que la especificación anterior, aun admitiendo que contiene todas las variables que pueden influir en la evolución del precio de la vivienda, no sea capaz de reflejar correctamente el comportamiento de esta variable. En concreto, estamos pensando aquí en dos posibles extensiones

¹⁴ La excepción podría ser la tasa de paro de la comunidad autónoma de Aragón, sobre la que no existe una conclusión definitiva sobre su orden de integración. Sin embargo, no podemos descartar, ni mucho menos, que sea estacionaria en varianza.

de la especificación anterior. La primera es la posibilidad de incluir efectos dinámicos en el modelo. Debemos tener en cuenta que las decisiones que los agentes toman en el periodo t no sólo afectan a lo que ocurre en dicho periodo, sino que están también relacionadas con lo que ocurre en el periodo $t+1$, $t+2$, etc. Por tanto, la presencia de estos efectos dinámicos es algo bastante frecuente en la modelización econométrica basada en el uso de datos de series temporales. Esto se podría resolver transformando la especificación anterior de la siguiente manera:

$$y_t = x_t' \beta + x_{t-1}' \gamma + \phi y_{t-1} + u_t \quad (4.2)$$

donde la inclusión de un solo retardo de la variable endógena y de las explicativas es una restricción que se puede relajar si los datos así lo aconsejan.

Una segunda extensión a la especificación presentada en (4.1) está relacionada con la posibilidad de admitir la hipótesis de que los parámetros del modelo no son constantes a lo largo del tiempo. Hemos demostrado que la mayoría de las variables que hemos incluido en el conjunto de información que vamos a utilizar presenta al menos un cambio estructural en su evolución. Entonces, parece perfectamente lógico plantearnos si la respuesta del precio de la vivienda ante cambios en las variables explicativas tampoco es, asimismo, constante a lo largo de la muestra disponible. Para ello, podemos aplicar la metodología Bai-Perron, descrita con anterioridad, y detectar a partir de su aplicación si existen dichos cambios y cuándo se producen. Si encontramos dichos cambios, la especificación inicial se puede transformar de la siguiente manera:

$$y_t = x_t' \beta + (D_t x_t)' \delta + x_{t-1}' \gamma + \phi y_{t-1} + u_t \quad (4.3)$$

donde D_t es una variable ficticia que toma valor 1 si $t > TB$ y 0 en otro caso, siendo TB el periodo en el que se produce el cambio estructural.

Una vez descrita la metodología que vamos a emplear, presentamos los resultados más sobresalientes que hemos obtenido tras su aplicación.

3. RESULTADOS OBTENIDOS

3.1. Introducción

En la presente sección vamos a presentar los resultados que hemos obtenido al estimar los modelos que captan la evolución del precio real de la vivienda en la comunidad autónoma de Aragón. El procedimiento seguido ha sido el de, en primer lugar, estimar una especificación cuya variable endógena es la evolución del precio real de la vivienda y como variables explicativas las siguientes: PIB per cápita, tipo de interés real, tasa de paro, rendimiento de la bolsa de Madrid y coste de uso de la vivienda¹⁵. Para ninguna de las zonas geográficas que hemos considerado, el modelo así estimado presentaba propiedades óptimas, incluso en el caso de que se admitieran la presencia de efectos dinámicos. Los problemas de autocorrelación, unido al escaso poder explicativo de estos modelos, indicaban que la especificación era totalmente inapropiada.

Por tanto, el mero uso de aquellas variables fundamentales que, en nuestra opinión, eran las que nos podían ayudar a explicar la evolución de los precios de la vivienda en la comunidad autónoma de Aragón no era capaz de proporcionarnos resultados satisfactorios. Dada la ausencia de variables explicativas adicionales, y ante la sospecha de que los parámetros de posición de los modelos estimados pudieran no ser constantes, utilizamos la metodología Bai-Perron. Su empleo nos confirmó, en primer lugar, la presencia de dichos cambios. Además, también nos ofreció evidencia de que las variables explicativas que mejor explican la evolución de los precios de la vivienda son el PIB per cápita, el tipo de interés real y la tasa de paro. El resto de las variables explicativas consideradas no rechazaban la hipótesis nula de no significatividad individual en ninguno de los modelos estimados.

Este hecho es importante por cuanto las variables incluidas en la especificación final del modelo son todas representativas del comportamiento de la demanda. Por el contrario, no aparecen factores típicos de oferta, como podría ser el stock de viviendas o los costes de los materiales de construcción. Sobre este respecto debemos indicar, en pri-

¹⁵ Debemos señalar que también hemos utilizado como variable explicativa el stock de viviendas, así como su variación anual. En ninguna de las especificaciones utilizadas esta variable resultó ser significativa, por lo que no ha sido tenida en cuenta a la hora de presentar los resultados finales.

mer lugar, que este tipo de variables de oferta han sido tenidas en cuenta en las diversas especificaciones preliminares que han dado paso a la especificación final que vamos a presentar en esta sección. Ha sido, sin embargo, el propio modelo quién se ha encargado de demostrar que no son necesarias para la especificación final. Por tanto, su omisión no responde a ningún a priori por parte de los autores de este trabajo, sino que son los propios datos los que nos indican el conjunto de variables más adecuado de cara a caracterizar correctamente el comportamiento de los precios de la vivienda en Aragón. Es claro que, en el caso que nos ocupa, son las variables de demanda las que están jugando un papel primordial en la determinación del precio final. Por consiguiente, un primer resultado a destacar es que el fenómeno del crecimiento de los precios de la vivienda en Aragón tiene su raíz en el comportamiento de la demanda, que es la que está impulsando al alza los precios. Este resultado, además, no hace sino corroborar las especificaciones utilizadas por otros autores en el caso nacional, como el ya comentado trabajo de Maza y Martínez (2003) u otro anterior de García-Montalvo y Mas (2000), donde se pone de manifiesto que son las variables de demanda las que nos ayudan a explicar la evolución de los precios de la vivienda.

También debemos comentar el hecho de que hemos tratado de encontrar algún tipo de relación entre la evolución de los precios de la vivienda en Aragón desde finales de los 90 con un posible efecto refugio por parte de los inversores. La idea, utilizada en el trabajo de Martínez y Maza (2003), es que las perspectivas de unos rendimientos bajos en la bolsa española produjeron una diversificación de las carteras de los inversores que supuso el uso de los bienes inmobiliarios como destino alternativo de las inversiones. Sobre este punto debemos indicar que, como se comentó en el capítulo anterior, no parecen existir comportamientos diferenciados en la evolución de los rendimientos de la bolsa de Madrid a lo largo del tiempo. Por tanto, esta teoría que desde el punto de vista teórico parece coherente, no parece tener una correspondencia con el modelo empírico. En cualquier caso, esta variable no resultó significativa cuando se incluyó en la especificación del modelo, por lo que podemos afirmar que el posible efecto refugio por parte de los inversores no está jugando un papel relevante a la hora de determinar los precios de la vivienda en Aragón.

En función de estos condicionantes, las especificaciones finales de los modelos estimados constan de estas tres variables explicativas más una serie de variable ficticias,

definidas en función de los resultados obtenidos tras el empleo de la metodología de Bai-Perron. Con estas premisas, presentamos a continuación los resultados siguiendo un esquema geográfico que va desde el total de la comunidad autónoma aragonesa hasta el análisis de los precios de la vivienda para cada una de las capitales de esta comunidad autónoma.

3.2. Modelización del precio de la vivienda en Aragón

El modelo estimado para el total de nuestra comunidad autónoma se presenta en el cuadro 4.1. Las variables explicativas que incluye la especificación son, como ya hemos comentado, el PIB per cápita de la comunidad autónoma de Aragón, el tipo de interés real de esta comunidad, actual y retardado un periodo, y la tasa de paro de Aragón. Además, el uso de la metodología de Bai-Perron nos permite detectar dos cambios estructurales. El primero aparece en el periodo 1992:3 y el segundo en 1999:4. Dicho cambio afecta tanto al término independiente del modelo como a la elasticidad de la renta per cápita de la comunidad autónoma de Aragón.

La estimación mínimo cuadrática ordinaria de esta especificación presenta propiedades satisfactorias. En primer lugar, el grado de ajuste es muy elevado, como nos indican los valores del coeficiente de determinación y del coeficiente de determinación corregido, ambos próximos a la unidad. El gráfico 4.1 corrobora esta impresión, por cuanto nos permite observar como los valores estimados por el modelo replican a la perfección los valores muestrales del precio real de la vivienda en Aragón.

Todos los coeficientes de las variables tienen los signos esperados, por lo que pueden ser interpretados desde un punto de vista económico. Además, todos son significativamente distintos de cero, tanto individualmente, como conjuntamente¹⁶. Por último, los estadísticos que estudian la hipótesis de no autocorrelación, Durbin-Watson y los lagrangianos de Breusch-Godfrey, como el estadístico de Jarque-Bera, que estudia la hipótesis de no-normalidad, indican que la perturbación del modelo tiene las propiedades deseadas, no exhibiendo síntomas de mala especificación. La inspección visual de los residuos, reflejada en el gráfico 4.2, nos ratifica en esta impresión.

¹⁶ El término independiente del modelo estimado no es individualmente significativo al nivel de significación del 5%, que es el que se emplea habitualmente.

Una vez que hemos comprobado la bondad del modelo, debemos pasar a su interpretación en términos económicos. Para ello nos vamos a centrar en estudiar los coeficientes de las variables incluidas en la especificación. Así, por ejemplo, comprobamos que la elasticidad del tipo de interés real toma valores negativos. El impacto instantáneo de esta variable es -0.02 , por lo que un incremento del 1% en el tipo de interés real, supone una disminución del 0.02 % en el valor del precio de la vivienda. Acumuladamente, el efecto del tipo de interés real es ligeramente mayor, llegando hasta un -0.05% , debido a la inclusión en el modelo de un retardo del tipo de interés real. El impacto de la tasa de paro es superior, por cuanto la elasticidad de la tasa de paro estimada es -0.17 . Por tanto, si aumenta en un 1% la tasa de paro en Aragón, el precio real de la vivienda disminuye en un 0.17%.

Hemos dejado para el final el estudio de los coeficientes estimados para el término independiente y para la elasticidad del PIB per cápita de Aragón por cuanto, a nuestro entender, son los que proporcionan mayor información de cara a explicar la evolución de los precios reales de la vivienda en el total de la comunidad autónoma de Aragón. Primero, hay que destacar la existencia de tres tramos claramente diferenciados en la trayectoria descrita por esta variable. En el primero, que cubre el intervalo 1989:3-1992:3, la estimación del término independiente es 1.14 y la estimación de la elasticidad del PIB per cápita es 0.65. Este último resultado indica que en este periodo el PIB per cápita afecta de forma positiva al incremento de los precios reales, aunque la transmisión de los efectos es menos que proporcional. En el segundo segmento, que abarca el periodo 1992:4-1999:3, se experimentan cambios importantes. Se observa un incremento en la estimación del término independiente, pasando ahora a ser igual a 4.0. Por el contrario, la elasticidad del PIB per cápita se reduce notablemente, pasando de ser positiva, a ser ahora negativa e igual a -0.69 . Este movimiento es un comportamiento habitual de los mercados en aquellas situaciones en las que se produce un cierto grado de ajuste económico, en la mayoría de las ocasiones debido a una recesión. Se incrementa moderadamente el gasto fijo, reduciéndose la dependencia con respecto al crecimiento económico, lo que permite ajustar unos presupuestos a la baja. En nuestro caso observamos que la elasticidad del PIB per cápita se hace negativa, lo cuál no hace sino representar que mientras que la economía ha crecido, aunque sea de forma muy moderada, durante el periodo analizado, los precios reales de la vivienda han experimentado un ligero retroceso. Como se ha comentado en el apartado 2.4, este hecho podría combinar elementos de oferta y demanda,

aunque no es sencillo determinar aquí las causas. Por ejemplo, una recesión originaría una disminución de la renta destinada por las economías domésticas a la adquisición de vivienda debido a la incertidumbre que genera esta situación. Adicionalmente, si pensamos en un sector productivo cuyo periodo de producción es sensiblemente superior al de otros, la buena marcha del negocio anterior a esta fase habría provocado la aparición de un considerable volumen de viviendas en un mercado en recesión, contribuyendo a la caída de los precios. En ambos casos, el resultado sería que el parámetro que mide la elasticidad precio-renta fuese negativo.

El último de los tres segmentos es el más próximo en el tiempo y, tal vez por ello, sea el de mayor interés. El periodo que analiza empieza a finales del año 1999 y llega hasta la última observación disponible, que es la referida a 2003:2. El cambio que se produce en este periodo es de magnitud más intensa que el anteriormente descrito. Además, el cambio va en la dirección opuesta al anterior. Ahora, la estimación del término independiente disminuye hasta tomar el valor -6.63 . Por el contrario, la elasticidad del PIB per cápita se incrementa hasta llegar a un 3.5 . Apreciamos, entonces, que la situación actual es aquella en la que se ha producido una disminución apreciable del componente fijo del precio real de la vivienda, mientras que éste depende ahora mucho más del crecimiento del PIB per cápita. Además, la elasticidad del PIB per cápita es muy elevada, lo que representa que cambios en el PIB per cápita del 1% , tienen un efecto el precio real de la vivienda por encima del triple de este valor (3.5%). En este caso la explicación podría ser la inversa a la expuesta en el periodo anterior, es decir una combinación de expansión en la demanda con una escasez de oferta originada por los retrasos a la hora de producir el bien en cuestión o por la saturación del proceso productivo correspondiente.

3.3. Modelización del precio de la vivienda en Zaragoza

El modelo estimado para explicar el comportamiento de los precios reales de la vivienda en Zaragoza se presenta en el cuadro 4.2. Las variables explicativas que incluye la especificación son, al igual que para el modelo que estudia el total de nuestra comunidad autónoma, el PIB per cápita de la comunidad autónoma de Aragón, el tipo de interés real para Zaragoza, actual y retardado un periodo, y la tasa de paro de Zaragoza. Además, el uso de la metodología de Bai-Perron nos permite detectar dos cambios estructurales. El

primero aparece en el periodo 1992:3 y el segundo en 1999:4. Dichos cambios afectan tanto al término independiente del modelo como a la elasticidad del PIB per cápita.

La estimación mínimo cuadrática ordinaria del modelo presenta propiedades satisfactorias. En primer lugar, el grado de ajuste es muy elevado, como nos indican los valores del coeficiente de determinación y del coeficiente de determinación corregido, ambos próximos a la unidad. El gráfico 4.3 refleja cómo los valores estimados por el modelo replican a la perfección los valores muestrales del precio real de la vivienda en Zaragoza.

Todos los coeficientes de las variables tienen los signos esperados, por lo que pueden ser interpretados desde un punto de vista económico. Además, todas las variables explicativas son significativamente distintas de cero, tanto individualmente, como conjuntamente¹⁶. Por último, los estadísticos que estudian la hipótesis de no autocorrelación, Durbin-Watson y los lagrangianos de Breusch-Godfrey, como el estadístico de Jarque-Bera, que estudia la hipótesis de no-normalidad, indican que la perturbación del modelo tiene las propiedades deseadas, no exhibiendo síntomas de mala especificación, tal y como se puede también comprobar examinando los residuos de la estimación, reflejados en el gráfico 4.4.

Una vez que hemos comprobado la bondad del modelo, debemos pasar a su interpretación. Para ello nos vamos a centrar en estudiar los coeficientes de las variables incluidas en la especificación. Así, por ejemplo, comprobamos que la elasticidad del tipo de interés real toma valores negativos. El impacto instantáneo de esta variable es -0.03 , por lo que un incremento del 1% en el tipo de interés real, supone una disminución del 0.03 % en el valor del precio de la vivienda de Zaragoza. Acumuladamente, el efecto es ligeramente mayor, llegando hasta un -0.06% , debido a la inclusión en el modelo de un retardo del tipo de interés real. El impacto de la tasa de paro es ligeramente superior. Así, la elasticidad de la tasa de paro estimada es -0.13 . Por tanto, si aumenta en un 1% la tasa de paro en Zaragoza, el precio real de la vivienda de la capital aragonesa disminuye en un 0.13%. Como se puede apreciar, las estimaciones de las elasticidades están muy próximas a las del modelo para el total de la comunidad autónoma de Aragón.

De nuevo, y por los motivos ya comentados, hemos dejado para el final el estudio de los coeficientes estimados para el término independiente y para la elasticidad del PIB. Primero, hay que destacar la existencia de tres tramos claramente diferenciados. En el pri-

mero, que cubre el intervalo 1989:3-1992:3, la estimación del término independiente es 0.29 y la estimación de la elasticidad del PIB per cápita es 1.09. Este último resultado indica que en este periodo que el PIB per cápita afecta de forma positiva al incremento de los precios reales, admitiéndose la hipótesis de que la transmisión de los efectos es proporcional. En el segundo segmento, que abarca el periodo 1992:4-1999:3, se experimentan cambios importantes. Se observa un incremento en la estimación del término independiente, pasando ahora a ser igual a 3.78. Por el contrario, la elasticidad del PIB per cápita se reduce notablemente, pasando de ser positiva, a ser ahora negativa e igual a -0.56 . Como vemos, el cambio producido prácticamente replica lo ocurrido en Aragón, aunque los valores estimados para el modelo de Zaragoza son, en valor absoluto, ligeramente inferiores. En consecuencia, de nuevo se incrementa moderadamente el gasto fijo, reduciéndose la dependencia con respecto al crecimiento económico. Otra vez observamos que la elasticidad del PIB per cápita se hace negativa, lo cuál no hace sino representar que mientras que la economía ha crecido, aunque sea de forma muy moderada, durante el periodo analizado, los precios reales de la vivienda han experimentado un ligero retroceso.

Para terminar el estudio debemos estudiar el comportamiento del modelo en el último de los tres segmentos. Comienza a finales del año 1999 y llega hasta la última observación disponible, que es la referida a 2003:2. El cambio que se produce en este periodo es de magnitud más intensa que el descrito anteriormente. Además, el cambio va en la dirección opuesta. Ahora, la estimación del término independiente disminuye hasta tomar el valor -7.38 . Por el contrario, la elasticidad del PIB per cápita se incrementa hasta llegar a un 3.83. Esto supone que el cambio se ha producido de forma más marcada que en el resto de la comunidad autónoma de Aragón. En cualquier caso, los dos van en la misma dirección, determinada por una disminución apreciable del componente fijo del precio real de la vivienda, mientras que éste depende ahora mucho más del crecimiento del PIB per cápita. La elasticidad del PIB per cápita es muy elevada, lo que representa que cambios en el PIB per cápita del 1%, casi cuadruplican el efecto sobre el precio real de la vivienda en Zaragoza.

3.4. Modelización del precio de la vivienda en Huesca

El modelo estimado para el total de nuestra comunidad autónoma se presenta en el cuadro 4.5. Las variables explicativas que incluye la especificación son, al igual que en

los casos anteriores, el PIB per cápita de la provincia de Huesca, el tipo de interés real de esta provincia y la tasa de paro de la provincia de Huesca. El uso de la metodología de Bai-Perron nos permite detectar dos cambios estructurales. Las estimaciones de los periodos en los que se producen estos cambios también son prácticamente coincidentes con lo observado en Zaragoza o en Aragón, sobre todo si tenemos en cuenta la muestra disponible. Así, el primer cambio aparece en el periodo 1993:3 y el segundo en 1999:4. De nuevo, ambos afectan tanto al término independiente del modelo como a la elasticidad de la renta de la comunidad autónoma de Aragón.

Una vez más, la estimación mínimo cuadrática ordinaria presenta propiedades satisfactorias. En primer lugar, el grado de ajuste es muy elevado, aunque ligeramente inferior al observado en los modelos precedentes. Ahora, los valores del coeficiente de determinación y del coeficiente de determinación corregido son 0.93 y 0.92, respectivamente. En cualquier caso, el gráfico 4.5 nos indica que los valores predichos por el modelo se ajustan muy bien a los valores observados.

Todos los coeficientes de las variables tienen los signos esperados, por lo que pueden ser interpretados desde un punto de vista económico. Además, todos son significativamente distintos de cero, tanto individualmente, como conjuntamente. Por último, los estadísticos que estudian la hipótesis de no autocorrelación, Durbin-Watson y los lagrangianos de Breusch-Godfrey, como el estadístico de Jarque-Bera, que estudia la hipótesis de no-normalidad, indican que la perturbación del modelo tiene las propiedades deseadas, no exhibiendo síntomas de mala especificación. La inspección visual de los residuos, reflejada en el gráfico 4.6, nos corrobora esta impresión.

Una vez que hemos comprobado la bondad del modelo, debemos pasar a su interpretación. Para ello nos vamos a centrar en estudiar los coeficientes de las variables incluidas en la especificación. Comprobamos que la elasticidad del tipo de interés real toma valores negativos. La elasticidad de esta variable es -0.6 , mientras que la elasticidad de la tasa de paro estimada es -0.13 . Ambos valores estimados coinciden con las estimaciones para el modelo que explica los valores reales de la vivienda en Zaragoza.

Como en los casos anteriores, dejamos para el final el estudio de los coeficientes estimados para el término independiente y para la elasticidad del PIB per cápita de Huesca. Una vez más, hay que destacar la existencia de tres tramos claramente diferenciados.

En el primero, que cubre el intervalo 1989:3-1993:3, la estimación del término independiente es -1.26 y la estimación de la elasticidad del PIB per cápita es 1.65 . Este último resultado indica que en este periodo que el PIB per cápita afecta de forma positiva al incremento de los precios reales. Pero, a diferencia de los modelos anteriormente analizado, la transmisión de los efectos es más que proporcional. En el segundo segmento, que abarca el periodo 1993:4-1999:3, se experimentan cambios importantes. Se observa un incremento en la estimación del término independiente, pasando ahora a ser igual a 2.4 . Por el contrario, la elasticidad del PIB per cápita se reduce notablemente, pasando de ser positiva, a ser ahora negativa e igual a -0.11 . Nuevamente, este modelo nos indica un incremento moderado del componente fijo, mientras que se incrementa la dependencia con respecto al crecimiento económico. También observamos que la elasticidad del PIB per cápita se hace negativa, aunque para el modelo de Huesca la elasticidad es menor (en valor absoluto) que la estimada en los modelos de Zaragoza o Aragón.

Terminamos el análisis con el segmento más próximo en el tiempo, que lo mismo que en los modelos anteriores, empieza a finales del año 1999 y llega hasta 2003:2. El cambio que se produce en este periodo es de magnitud más intensa que el primero de los descritos, siendo ambos cambios opuestos en su dirección. Ahora, la estimación del término independiente disminuye hasta tomar el valor -2.45 . Por el contrario, la elasticidad del PIB per cápita se incrementa hasta llegar a un 1.87 . Apreciamos, entonces, que la situación actual es aquella en la que se ha producido una disminución del componente fijo del precio real de la vivienda, mientras que éste depende ahora mucho más del crecimiento del PIB per cápita. Además, la elasticidad del PIB per cápita es muy elevada, lo que representa que cambios en el PIB per cápita del 1% , casi duplican el precio real de la vivienda. En consecuencia, el cambio experimentado por el modelo en este último segmento, aun siendo notable, es mucho más moderado que el observado en Zaragoza.

3.5. Modelización del precio de la vivienda en Teruel

El modelo estimado para la capital turolense se presenta en el cuadro 4.7. Este modelo presenta ciertas diferencias con los anteriores. Por ejemplo, las variables explicativas que incluye la especificación son el PIB per cápita de la provincia de Teruel, el tipo de interés real de esta provincia y un retardo del precio real de la vivienda en Teruel.

Una segunda diferencia es que el uso de la metodología de Bai-Perron nos permite detectar un único cambio estructural, asociado al periodo 2000:4. Por tanto, podemos considerar que está recogiendo un efecto similar al observado en los modelos de Aragón, Zaragoza y Huesca, aunque aparece con un ligero retraso en el tiempo. Además, tiene la particularidad de que afecta exclusivamente a la elasticidad del PIB per cápita, mientras que el término independiente del modelo permanece constante.

Por último, debemos indicar que ha sido necesaria la introducción de tres variables ficticias que toman valor unitario en un único periodo para recoger otras tantas desviaciones de los valores predichos por nuestro modelo con respecto a los realmente observados. Los periodos en los que hemos tenido que incluir estas variables son: 1993:4, 1995:3 y 2003:2.

Con esta especificación, debemos indicar que el modelo estimado para Teruel es el menos satisfactorio. No obstante, los valores del coeficiente de determinación y del coeficiente de determinación corregido se encuentran próximos, pero por debajo, a 0.9. El gráfico 4.7 señala la existencia de algunas desviaciones entre los valores predichos por el modelo y los valores observados, aunque no podemos considerar que estas desviaciones sean sistemáticas.

Todas los coeficientes de las variables tienen los signos esperados, por lo que pueden ser interpretados desde un punto de vista económico. Además, todos son significativamente distintos de cero, tanto individualmente, como conjuntamente. Por último, los estadísticos que estudian la hipótesis de no autocorrelación, Durbin-Watson y los lagrangianos de Breusch-Godfrey, como el estadístico de Jarque-Bera, que estudia la hipótesis de no-normalidad, indican que la perturbación del modelo tiene las propiedades deseadas, no exhibiendo síntomas de mala especificación. Si, además, observamos el gráfico de los residuos, gráfico 4.8, podemos concluir que la especificación es razonablemente adecuada.

Debemos realizar ahora la interpretación económica de los resultados, centrándonos nuevamente en el estudio de los coeficientes de las variables incluidas en la especificación. La elasticidad instantánea del tipo de interés real es -0.07% , valor común al de los modelos anteriores. La tasa de paro no es significativa en el modelo, a diferencia de lo que venía siendo habitual, pero sí lo es un retardo del precio de la vivienda en Teruel, cuya

elasticidad estimada es igual a 0.27. Esto hace que la elasticidad final del tipo de interés real sea ligeramente superior en valor absoluto (-.10). Por otro lado, las variables ficticias que hemos incluido toman signos y magnitudes distintas. Los dos primeros efectos anómalos detectados (en 1993:3 y 1995:4, respectivamente) estarían íntimamente relacionados con el primero de los efectos encontrados en los modelos de Aragón, Zaragoza y Huesca. Ambos toman un valor negativo, indicando que los valores predichos por el modelo son superiores a los realmente observados, y sus magnitudes finales, descontado el efecto del retardo del precio de la vivienda en Teruel, serían -0.26 y -0.27, respectivamente. El tercero de los valores anómalos encontrados aparece en la última observación. Toma valor positivo y su multiplicador acumulado es 0.32. Por tanto, los precios reales son superiores a los predichos por el modelo.

Concluimos el análisis del modelo para Teruel con el estudio de los coeficientes estimados para la elasticidad del PIB per cápita de Teruel. En este modelo, sólo distinguimos dos tramos. En el primero, que cubre el intervalo 1992:3-2000:2, la estimación de la elasticidad del PIB per cápita es -0.47, aunque este valor llega a -0.64 cuando consideramos el efecto total. Vemos, por tanto, que la evolución del PIB per cápita y de los precios reales de la vivienda en Teruel lleva direcciones opuestas. Esta situación parcialmente revierte a partir de 2000:3, ya que la nueva estimación de la elasticidad del PIB per cápita es -0.37 (siendo la elasticidad total -0.54).

4. INTERPRETACIÓN ECONÓMICA DE LOS RESULTADOS OBTENIDOS

En los epígrafes anteriores hemos modelizado la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. Los resultados obtenidos indican que son las variables de demanda las que están determinando la evolución de dichos precios. Por tanto, desde este punto de vista, la evolución del mercado de la vivienda viene caracterizada por el impulso de los demandantes que aceptan pagar los precios actualmente establecidos. Si tenemos en cuenta que en el capítulo 3 hemos dejado claro que existen expectativas de crecimiento en los precios de la vivienda, parece razonable pensar que el hecho de que los compradores consideren que su vivienda se va a revalorizar en un futuro próximo les invita a

pagar precios cada vez mayores por la adquisición de este bien. Son estas expectativas las que, en nuestra opinión, están causando este crecimiento en los precios.

Sin embargo, esta no es una opinión generalizada, especialmente si preguntamos a los responsables de las empresas inmobiliarias los determinantes de la subida de precios de la vivienda. El primer sospechoso habitual es el precio del suelo¹⁷, sobre el que suelen recaer buena parte de las culpas acerca del elevado precio de la vivienda. Ya hemos hablado con anterioridad de este problema, reflejando en el capítulo 2 nuestro punto de vista sobre la importancia del valor del suelo. No vamos aquí a reiterar los comentarios vertidos. Simplemente vamos a mantener nuestra visión, que coincide con la de otros economistas como Miguel Sebastián o José García Montalvo, según la cual el precio del suelo tiene el valor de lo que se puede hacer sobre él. Así, si esperamos tener unos rendimientos derivados del uso del suelo por valor de 100, estaremos dispuestos a pagar más por el precio del suelo que si sólo esperamos obtener 50. En estas circunstancias, con un mercado de la vivienda nada eficiente, en el sentido de que los precios son altamente predecibles, del que se esperan que continúe su tendencia alcista, no es de extrañar que las empresas del sector estén dispuestas a pagar más por el valor del solar y que, como consecuencia, este incremento del precio del suelo repercuta en el precio final.

Otro de los comentarios habituales acerca del comportamiento del mercado de la vivienda es la existencia de una burbuja especulativa. El concepto de burbuja especulativa no es fácil de definir, aunque podemos aproximarnos a él considerando como tal la cantidad del precio esperado de un bien que los "fundamentos" de teoría económica no son capaces de explicar. Según esta definición, el precio estaría compuesto por dos partes claramente diferenciadas. Una que responde a los cánones de racionalidad económica, más otra que no se puede explicar utilizando un modelo económico. Nosotros podemos modelizar la primera parte, siendo un interrogante la verdadera medición de la segunda parte.

Esta definición es simplemente una aproximación ya que es posible que los precios estén, por ejemplo, contaminados por la presencia de errores de medida, algo más que probable si tenemos en cuenta el procedimiento de medición de precios del mercado de la vivienda, o simplemente que presenten desviaciones transitorias con respecto a los

¹⁷ Ver, por ejemplo, el informe del círculo de empresarios en <http://www.inmoley.com/circulo.html>.

valores de equilibrio. Entonces, en estas circunstancias, no sería totalmente correcto atribuir al componente especulativo todo lo que no somos capaces de explicar mediante los “fundamentos”. No obstante, hay que reconocer que esta definición tiene ciertas ventajas, ya que de todas las definiciones posibles es, sin duda, una de las más operativas e interesantes desde el punto de vista empírico, en el sentido de que nos ofrece una cuantificación del componente especulativo.

Si aceptamos el uso de esta técnica, podemos observar que, en principio, el componente especulativo es muy pequeño en el mercado de la vivienda en Aragón. Para darnos cuenta de ello, basta con analizar el valor del coeficiente de determinación de los modelos estimados. Por ejemplo, para el caso del total de la comunidad autónoma aragonesa el modelo explica el 98% de la evolución del precio. Por tanto, bajo la técnica de cuantificación adoptada, la presencia del componente especulativo no excedería nunca del 2% restante, indicando que este mercado responde claramente a la evolución de las variables “fundamentales”. Otro tanto podríamos decir para el caso de Zaragoza y el de Huesca. El caso de Teruel es diferente aunque, es nuestra opinión, la debilidad del modelo se puede deber tanto a la particularidad del mercado de la vivienda en Teruel, como a la posible presencia de errores de medida, algo más que plausible si tenemos en cuenta el relativamente escaso volumen de tasaciones en el mercado inmobiliario turolense.

No obstante, debemos matizar este resultado. Hay que tener en cuenta que en el modelo estimado hemos tenido que incluir la presencia de diversas variables ficticias. Explicar el porqué de su aparición es una cuestión que hemos dejado abierta de forma deliberada, siendo este el momento de intentar dar una explicación de lo que quieren representar estas variables. Recordemos que en la especificación final de los modelos hemos incluido dos grupos de variables ficticias, cada uno de ellos relacionado con sendos periodos de tiempo claramente diferenciados: el primero, relacionado con la recesión que plantea el mercado de la vivienda a principios de los 90 en España, en general, y en Aragón, en particular. En este periodo, los precios reales de la vivienda disminuyen, hecho poco frecuente en la evolución de los precios de la vivienda en España, y el modelo pasa de una época que podíamos tildar de expansión a otra de recesión o, como mínimo, de contención. De ahí que la elasticidad del PIB disminuya y, al contrario, el término independiente aumente. Creemos que este periodo está lo suficientemente analizado como

para que no sea necesario realizar comentarios adicionales, prefiriéndonos concentrar en el segundo, cuya interpretación es más interesante dada su proximidad temporal.

El segundo grupo de variables ficticias aparece a finales de los años 90. Si tenemos en cuenta que para la mayoría de los autores que han estudiado el mercado de la vivienda en España es, aproximadamente, en estas fechas cuando se produce el incremento en los precios, parece evidente asociar el cambio de la elasticidad del PIB y del término independiente con este fenómeno. Por tanto, las herramientas que hemos empleado nos permiten identificar de forma estadística el periodo a partir del cuál se ha producido un incremento en los precios por encima de los niveles históricos. Tal vez sea interesante indicar que la mayoría de los trabajos sitúan este cambio en la evolución de los precios alrededor de 1998 y no a finales de 1999, tal y como reflejan nuestros resultados. Por tanto, podríamos pensar que hubo cierto grado de contagio en el crecimiento de los precios que se trasladó desde Madrid o Barcelona hasta nuestra comunidad con unos meses de retraso.

Sabemos, por tanto, que el modelo ha experimentado un cambio. Sin embargo, las herramientas empleadas no son capaces de proporcionarnos información acerca de las causas que han llevado a este incremento de los precios de la vivienda. No resulta sencillo ofrecer una respuesta única a esta cuestión. Más aún, no creemos que ésta exista. Por el contrario, creemos mucho más verosímil que ha sido la conjunción de diversos factores la que ha provocado el cambio en los parámetros del modelo. ¿Cuáles han sido estos factores? Podemos citar varios. El primero, del que hemos hablado parcialmente, es un cambio en los gustos de los consumidores que, ante expectativas de revalorización de los activos, están dispuestos a pagar precios cada vez más altos por su vivienda. Todo ello fomentado por la escasa influencia del mercado de alquileres, que no es competitivo dado el bajo nivel de los tipos de interés.

Sin embargo, éste no ha sido el único factor clave a la hora de explicar el cambio en los modelos estimados. Para el caso español se reconocen la presencia de otros que incluirían factores tan diversos como un posible efecto euro que habría hecho aflorar cantidades de dinero que fueron invertidas en el mercado inmobiliario. Por último, la posible aparición de una posible burbuja especulativa es otra cuestión a tener en cuenta.

Todos estos factores son los responsables del cambio producido. Desgraciadamente, no existen herramientas fiables para poder discernir cuál es el componente del cambio

explicado por el posible efecto euro, cuál debe ser atribuido a los cambios en los gustos de los consumidores o cuál es el auténtico componente especulativo. Pero, al menos, el modelo sí que nos puede informar acerca de que parte de los precios de la vivienda se puede explicar sin utilizar las variables ficticias de finales de los 90. La diferencia entre los valores predichos por el modelo con las ficticias y sin ellas podría entenderse como una medida del crecimiento de los precios de la vivienda por encima de los valores históricos. Asociar esta cantidad con el posible efecto de una burbuja especulativa sobre el precio de la vivienda es razonable, aunque no tiene por qué ser totalmente cierto.

Los resultados que hemos obtenido al multiplicar los coeficientes estimados de las variables explicativas por el valor de dichas variables para el año 2003:2, último de la muestra, nos hablan de la existencia de una sobrevaloración de los precios de la vivienda en Aragón. Así, por ejemplo, para el total de la comunidad autónoma observamos que las variables dummies explican un 16.8%. Esta cantidad se eleva hasta un 22.6% para el caso de Zaragoza, mientras que es ligeramente más baja para Huesca, 11.2%. Para Teruel esta cifra es incluso más baja; alrededor de un 8%. Si admitimos que estas cifras están reflejando el componente especulativo, debemos resaltar que los resultados para el total de la comunidad autónoma de Aragón están en clara consonancia con los obtenidos para España. Así, por ejemplo, en un reciente trabajo el profesor Miguel Sebastián cifra en un 18% el posible tamaño de la burbuja especulativa en los precios de la vivienda en España. Por tanto, es posible que las cifras obtenidas nos den una medida de la presencia de este fenómeno. En cualquier caso, debemos realizar desde aquí una llamada a la prudencia por cuanto, insistimos, no es sencillo ofrecer una medida, aunque sea aproximada, del componente especulativo del precio por cuanto muchas veces resulta complicado su propia definición. Además, es posible que interpretemos como efecto especulación simplemente la existencia de factores que desconocemos. En cualquier caso, lo que sí se puede afirmar es que los precios de la vivienda en Aragón están cerca de un 17% por encima de los valores que les correspondería si tomamos como periodo de referencia los finales de 1990.

Por último, nos gustaría ofrecer algún tipo de información acerca del esfuerzo económico que les supone a los aragoneses la compra de su vivienda. Para ello podemos utilizar los valores estimados de los precios reales de la vivienda en Aragón y compararlo con la evolución de la renta per cápita de Aragón. Asumiendo que el tamaño medio de la

vivienda no ha cambiado en el tiempo, podemos construir así una serie de valores que nos van a permitir analizar la evolución de este esfuerzo a lo largo del tiempo. Recordemos que la variable que estamos explicando nos mide el precio de la vivienda por metro cuadrado. Por tanto, si queremos establecer una relación entre el precio de la vivienda y la renta, tenemos que multiplicar el precio por metro cuadrado por el número de metros cuadrados, en promedio, que tiene un piso. Si asumimos que la dimensión del piso estándar no ha cambiado a lo largo de la muestra, multiplicaríamos toda la serie por una constante, por lo que en este caso podemos usar el precio por metro cuadrado en el numerador de nuestro cociente.

El gráfico 4.9 presenta la evolución del cociente entre la estimación de nuestro modelo de precio por medio cuadrado de la vivienda en Aragón y el PIB per cápita de esta comunidad autónoma. En este gráfico presentamos un índice de base 100 ya que, para facilitar la interpretación de los resultados, hemos dividido todos los valores de la serie que hemos construido por su valor máximo (que coincide con el segundo trimestre de 1990). De este gráfico podemos sacar dos conclusiones importantes. La primera es que desde finales del año 1998, este índice se ha incrementado en casi 20 puntos, lo que indica que los aragoneses han efectuado un notable esfuerzo en destinar sus recursos a la compra de viviendas en los últimos años. Sin embargo, y esta es la segunda conclusión que podemos extraer, también observamos que los niveles de esfuerzo actuales están muy por debajo de los observados a principios de la década de los 90. En efecto, el índice de esfuerzo toma su valor más alto en el segundo trimestre de 1990 y, desde esta fecha, desciende de forma casi vertiginosa hasta el cuarto trimestre de 1998. En total, un descenso de casi 50 puntos. Por tanto, los valores actuales todavía están 30 puntos por debajo de los observados al principio de la muestra lo que denota que, desde este punto de vista, la demanda todavía tiene terreno para continuar su escalada y, en consecuencia, para que los precios de la vivienda aumenten¹⁸.

¹⁸ Los datos observados para el periodo 2003:3-2004:2 corroboran esta impresión, por cuanto los precios de la vivienda han continuado creciendo en dicho periodo.

5. CONCLUSIONES

En las secciones que componen este capítulo hemos modelizado la evolución de los precios reales de la vivienda en Aragón, distinguiendo su comportamiento de acuerdo a lo que ha ocurrido en el total de la comunidad autónoma de Aragón, de lo acontecido en cada una de las capitales de las tres provincias aragonesas. Las especificaciones finalmente utilizadas se caracterizan por la presencia de la renta per cápita, el tipo de interés real y la tasa de paro de cada una de las zonas consideradas. Otras variables como coste de uso de la vivienda, el stock de vivienda o el rendimiento de la bolsa de Madrid no mejoran las especificaciones que presentamos aquí. Por tanto, uno de los primeros resultados que debemos reflejar es que son los factores de demanda los que han causado el crecimiento espectacular de los precios de la vivienda en Aragón. Sin duda, las expectativas de revalorización de los activos inmobiliarios que tienen los compradores son responsables directos de este incremento. Recordar que en el capítulo anterior comprobamos como el mercado de la vivienda en Aragón es ineficiente, en el sentido de que los precios son predecibles. Como están siguiendo una tendencia determinista creciente, los compradores piensan que dicha tendencia se ha de prolongar en el tiempo y, por tanto, que sus activos van a revalorizarse en un futuro próximo, lo que les induce a pagar precios elevados. En cualquier caso, ni la especificación final de los modelos, ni la atribución a los elementos de demanda de la responsabilidad del crecimiento de los precios son características propias del mercado de la vivienda en Aragón, siendo estos resultados directamente comparables con los obtenidos para el caso nacional o internacional en trabajos anteriores al nuestro.

En cambio, sí que encontramos diferencias apreciables en lo referente a la metodología empleada. Los trabajos recientes en los que se estudia la evolución de los precios de la vivienda en distintas zonas geográficas basan sus estimaciones en el uso del análisis de cointegración, dado que los autores previamente demuestran la existencia de raíces unitarias en las variables que se incluyen en la especificación. Sin embargo, como ya ha quedado dicho, nosotros hemos probado que las variables de precios de vivienda, así como la mayor parte de las explicativas, claramente rechazan la hipótesis de raíz unitaria. En consecuencia, no tiene sentido el empleo del análisis de cointegración en este trabajo. En estas circunstancias, el método de estimación es el tradicional mínimo cuadrático ordinario, aunque a una especificación que puede presentar tanto efectos dinámicos como, muy importante, cambios en los parámetros del modelo. En particular, el uso de la meto-

dología de Bai-Perron nos permite determinar el número de estos cambios y los periodos en los que éstos se presentan.

Con estas características, los resultados que hemos obtenido nos permiten caracterizar de forma muy apropiada lo que ha ocurrido con los precios reales de la vivienda en Aragón. Como era de esperar, los modelos para Aragón y Zaragoza son prácticamente coincidentes, ligeramente diferente el del Huesca, aunque con muchas semejanzas, mientras que el caso de Teruel es el que se aleja más de los anteriores.

En cuanto a los resultados obtenidos, en primer lugar debemos destacar la existencia de cambios estructurales en los parámetros del modelo. Para Aragón y Zaragoza, estos cambios afectan tanto al término independiente de la función, como al coeficiente asociado a la renta per cápita. Temporalmente, estos cambios aparecen en 1992:3 y 1999:4. El primero de ellos supone el paso a una situación de recesión, en la que se aumenta el componente fijo del precio y disminuye su dependencia con respecto a la renta per cápita, cuyo parámetro incluso toma valores negativos, indicando cierta saturación o falta de actividad en el mercado. Por el contrario, el paso del segundo al tercer segmento señala una expansión evidente del sector, destacando sobremanera el incremento del coeficiente asociado a la renta, que llega a triplicarse con respecto a los valores estimados para el comienzo de la muestra. Esto da pruebas inequívocas del esfuerzo suplementario que les está suponiendo a las familias aragonesa la adquisición de la vivienda.

Los motivos de por qué se ha producido este cambio no son fáciles de identificar en especial porque es posible que no sea un único factor el que ha propiciado el cambio, sino que éste haya llegado motivado por un conjunto de situaciones. Reiteramos aquí nuestra visión de que no creemos que haya sido el incremento del coste del suelo el que ha provocado el cambio; antes al contrario, dicho aumento no es sino una consecuencia del impulso de la demanda de viviendas. Por el contrario, sí que creemos que cuestiones como el factor euro (que ha permitido que afloraran capitales hasta entonces ocultos) o un cambio en los gustos de los consumidores, que incluiría un componente especulativo, son los responsables del cambio estructural que se evidencia en el modelo estimado.

El modelo para Huesca refleja, aunque con matices, este mismo comportamiento. Obtenemos evidencia para la presencia de dos cambios estructurales; uno en 1993:3 y otro en 1999:3. En ambos casos, se observa que el cambio afecta tanto a la constante del

modelo, como al parámetro asociado con la renta per cápita. El sentido de los cambios es similar al observado en Zaragoza o en Aragón, aunque las magnitudes asociadas a los mismos son inferiores.

Por último, el modelo para Teruel tiene características propias que lo diferencian de los anteriores. Primero, el ajuste del modelo es significativamente peor. Esto se puede entender por cuanto el número de tasaciones en esta capital no es muy elevado, por lo que la precisión en la determinación del precio es, sin duda, menor. Esto, a su vez, indica que la actividad del sector es también menor, lo que afecta también en la estimación de la relación entre los precios de la vivienda y el resto de las variables. Una segunda diferencia es la ausencia de la especificación final de la tasa de paro. Esta variable, por tanto, no ayuda a explicar la evolución de los precios, lo cuál no es de extrañar si tenemos en cuenta la morfología y la evolución del mercado laboral en Teruel.

Pero, a nuestro juicio, la diferencia más notable con respecto a las estimaciones de los modelos anteriores reside en el valor que toma el parámetro asociado a la renta: es negativo para el conjunto de la muestra, aun a pesar de mostrar un incremento significativo (aunque no muy grande en magnitud) a partir del año 2000. No es fácil interpretar este resultado desde un punto de vista económico, aunque puede tener una justificación desde el punto de vista de la saturación del mercado en el caso de Teruel, en especial si tenemos en cuenta que los incrementos en la renta per cápita pueden estar asociados más a la disminución del denominador (población) que al propio crecimiento económico de la provincia. Por tanto, en un mercado donde la población envejece, que dispone de su residencia y no necesita comprar otra, puede admitirse estimaciones de los parámetros del modelo como los observados en el caso de Teruel.

Los modelos estimados también nos permiten ofrecer una valoración aproximada del nivel que tienen los precios actuales en comparación con los observados a finales de los 90. Utilizando las estimaciones de los modelos observamos que en Aragón los precios de la vivienda en 2003:2 están casi un 17% por encima de los valores de finales de los 90. Para Zaragoza, Huesca y Teruel esta cifra es del 22.6%, 11.2 % y 8%, respectivamente. No es directo atribuir estas cifras a la existencia de una burbuja especulativa, aunque sí es correcto asociarlas a una sobrevaloración de los activos. En este aspecto, debemos comentar que si siempre es complicado determinar el componente especulativo de un

precio, en el caso del mercado de la vivienda tiene una doble complicación por cuanto los valores adquiridos representan tanto un bien de primera necesidad como un bien de inversión. Si aceptamos que los cambios en las elasticidades se han producido debido a que los compradores/inversores están dispuestos a pagar un precio elevado por el bien ante unas posibles expectativas de sobrevaloración en el futuro, entonces sí que sería admisible considerar dichas cifras como una medida aproximada del componente especulativo. En este último caso, las cifras proporcionadas por nuestro trabajo estarían en clara consonancia con los obtenidos por otros autores para el caso español.

Por último, si comparamos los valores estimados de los precios reales de la vivienda en Aragón con la evolución del PIB en esta comunidad podemos construir una medida del esfuerzo que, en promedio, tienen que hacer los aragoneses para adquirir una vivienda. Tomando como referencia este índice observamos que, de un lado, desde el final 1998 este índice ha aumentado en casi 20 puntos. Por tanto, el incremento de los precios ha supuesto que los aragoneses hayan tenido que dotar una mayor parte de su renta a la adquisición de vivienda. Sin embargo, los valores actuales de este índice se sitúan muy por debajo de los observados a principios de la década de los 90. Por tanto, desde este punto de vista, resulta también cierto que la demanda todavía puede presionar al alza y, como consecuencia, que los precios de la vivienda continúen creciendo, tal y como corroboran los datos disponibles para el año 2004.

6. CUADROS

cuadro 4.1

ESTIMACIÓN DEL MODELO PARA EL PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN ARAGÓN. MUESTRA: 1989:3-2003:2		
Variable	Coefficiente estimado	t-ratio
Constante	1.14	7.93
D923	2.86	15.10
D994	-10.63	-17.98
PIB pc. Aragón (en logs)	0.65	9.48
PIB pc. Aragón (en logs) x D923	-1.34	18.16
PIB pc. Aragón (en logs) x D994	4.19	-14.88
Tipo de interés real Aragón (logs)	-0.02	-1.96
Tipo de interés real Aragón retardado (logs)	-0.03	-2.87
Tasa de paro de Aragón (logs)	-0.17	-8.81
Medidas de bondad del modelo		
R ²	0.98	
R ² corregido	0.97	
Análisis de la varianza	262.37	
Contrastes de Autocorrelación		
Durbin-Watson	1.86	
Breusch-Godfrey LM(1)	0.16	
Breusch-Godfrey LM(2)	0.66	
Breusch-Godfrey LM(3)	0.94	
Breusch-Godfrey LM(4)	2.84	
Contraste normalidad		
Jarque-Bera	3.24	

El método de estimación es el mínimo cuadrático ordinario. Los estadísticos R² y R² corregido miden la bondad del ajuste, pudiendo tomar un valor máximo de 1. El estadístico del análisis de la varianza estudia la hipótesis nula de que las variables explicativas no son capaces de explicar conjuntamente la evolución de la variable endógena. El estadístico de Durbin-Watson estudia la hipótesis nula de no autocorrelación cuando asumimos que la perturbación del modelo puede seguir un proceso AR(1). Los estadísticos de Breusch-Godfrey LM(x) estudian la hipótesis nula de no autocorrelación asumiendo que la perturbación puede seguir un proceso AR(x). El estadístico de Jarque-Bera estudia la hipótesis nula de no normalidad.

DXXX es una variable ficticia que toma valor 1 si t>XX:X y 0 en otro caso.

cuadro 4.2

ESTIMACIÓN DEL MODELO PARA EL PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN ZARAGOZA. MUESTRA: 1989:3-2003:2		
Variable	Coefficiente estimado	t-ratio
Constante	0.29	1.52
D923	3.49	13.64
D994	-11.16	-16.58
PIB pc. Zaragoza (en logs)	1.09	12.02
PIB pc. Zaragoza (en logs) x D923	-1.65	-13.72
PIB pc. Zaragoza (en logs) x D994	4.39	16.86
Tipo de interés real Zaragoza (logs)	-0.03	-2.08
Tipo de interés real Zaragoza retardado (logs)	-0.03	-2.06
Tasa de paro de Zaragoza (logs)	-0.13	-5.81
Medidas de bondad del modelo		
R ²	0.98	
R ² corregido	0.97	
Schwarz B.I.C.	-106.49	
Análisis de la varianza	242.53	
Contrastes de Autocorrelación		
Durbin-Watson	1.71	
Breusch-Godfrey LM(1)	0.70	
Breusch-Godfrey LM(2)	1.70	
Breusch-Godfrey LM(3)	4.07	
Breusch-Godfrey LM(4)	6.57	
Contrastes de normalidad		
JB	0.95	

Ver la nota del cuadro 4.1.

cuadro 4.3

ESTIMACIÓN DEL MODELO PARA EL PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN HUESCA. MUESTRA: 1992:1-2003:2		
Variable	Coefficiente estimado	t-ratio
Constante	-1.26	-1.42
D933	3.66	3.71
D993	-4.85	-2.90
PIB pc. Huesca (en logs)	1.65	3.70
PIB pc. Huesca (en logs) x D933	-1.76	-3.68
PIB pc. Huesca (en logs) x D993	1.98	2.94
Tipo de interés real Huesca (logs)	-0.06	-2.48
Tasa de paro de Huesca (logs)	-0.13	-2.54
Medidas de bondad del modelo		
R ²		0.93
R ² corregido		0.92
Schwarz B.I.C.		-59.17
Análisis de la varianza		73.52
Contrastes de Autocorrelación		
Durbin-Watson		1.95
Breusch-Godfrey LM(1)		0.02
Breusch-Godfrey LM(2)		1.55
Breusch-Godfrey LM(3)		1.67
Breusch-Godfrey LM(4)		2.07
Contrastes de normalidad		
JB		3.15

Ver la nota del cuadro 4.1.

cuadro 4.4**ESTIMACIÓN DEL MODELO PARA EL PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN TERUEL. MUESTRA: 1992:3-2003:2**

Variable	Coefficiente estimado	t-ratio
Constante	2.53	5.10
PIB pc. Teruel (en logs)	-0.47	-3.58
PIB pc. Teruel (en logs) x D002	0.07	4.43
Tipo de interés real Teruel (logs)	-0.07	-2.67
Precio vivienda en Teruel retardado (logs)	0.27	2.21
I934	-0.19	-3.05
I953	-0.20	-3.18
I032	0.23	3.52
Medidas de bondad del modelo		
R ²		0.87
R ² corregido		0.84
Análisis de la varianza		32.97
Contrastes de Autocorrelación		
Durbin-Watson		2.26
h-Durbin		-1.02
Breusch-Godfrey LM(1)		1.05
Breusch-Godfrey LM(2)		3.38
Breusch-Godfrey LM(3)		2.51
Breusch-Godfrey LM(4)		3.03
Contraste normalidad		
JB		1.41

Ver la nota del cuadro 4.1.

7. GRÁFICOS

gráfico 4.1

PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN ARAGÓN: VALORES REALES Y AJUSTE

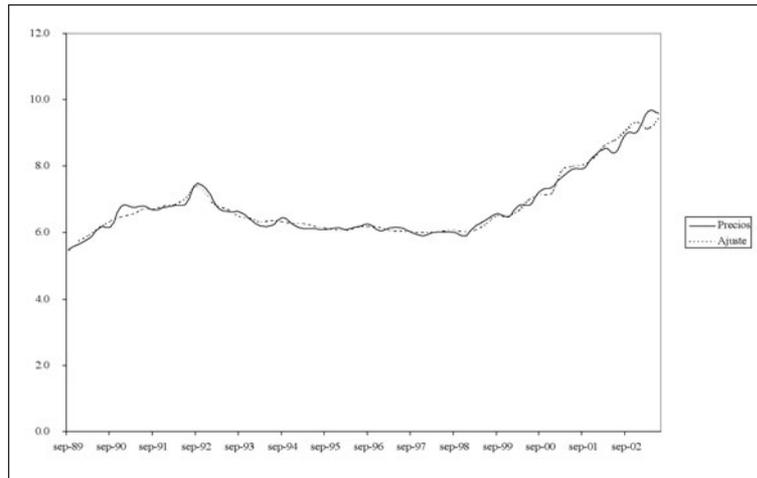


gráfico 4.2

RESIDUOS DE LA ESTIMACIÓN M.C.O. DEL MODELO PARA EL PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN ARAGÓN

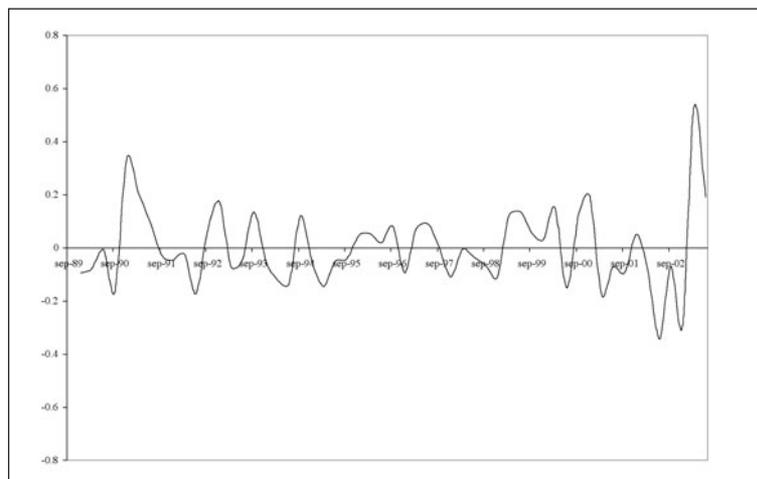


gráfico 4.3

PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN ZARAGOZA: VALORES REALES Y AJUSTE

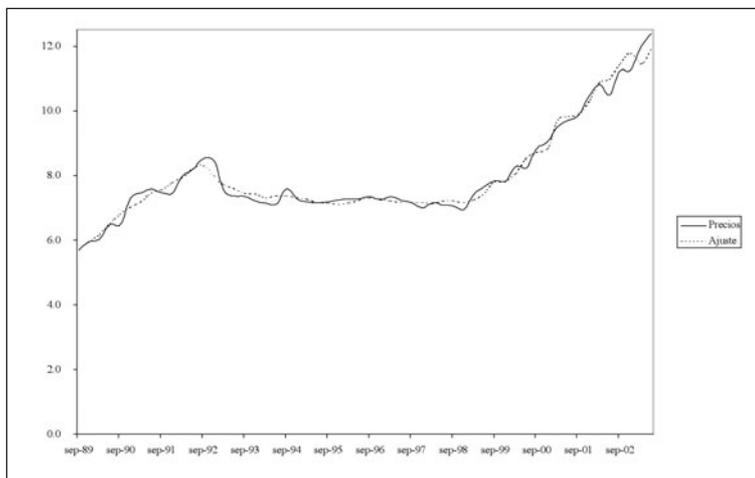


gráfico 4.4

RESIDUOS DE LA ESTIMACIÓN MCO PARA EL MODELO DE PRECIOS REALES DE LA VIVIENDA EN ZARAGOZA

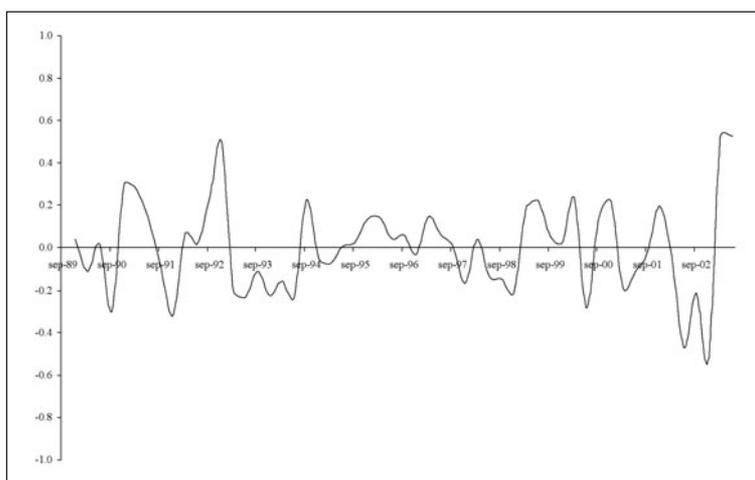


gráfico 4.5

PRECIO REL DE LA VIVIENDA EN HUESCA: VALORES REALES Y AJUSTE

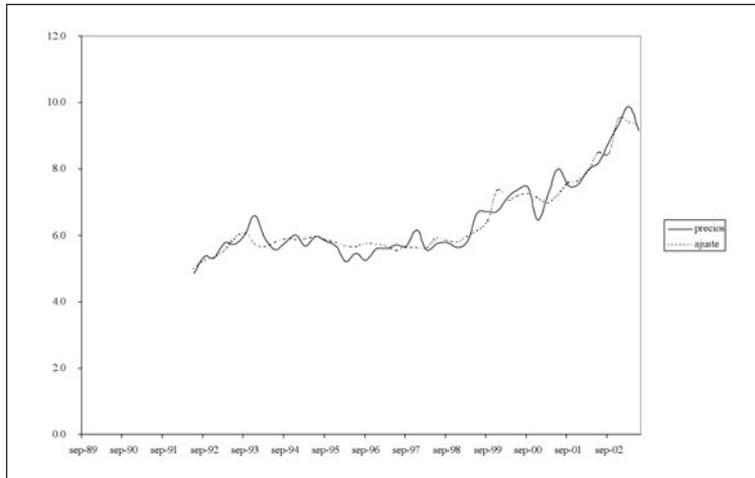


gráfico 4.6

RESIDUOS DE LA ESTIMACIÓN MCO DEL MODELO PARA EL PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN HUESCA

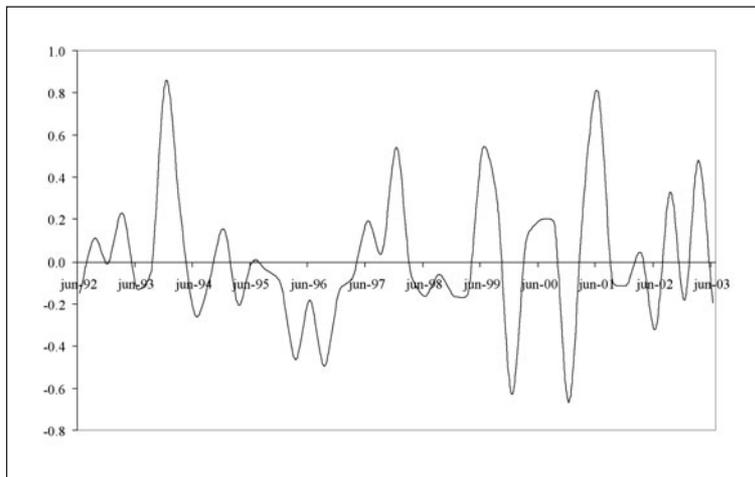


gráfico 4.7

PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN TERUEL: VALORES REALES Y AJUSTADOS

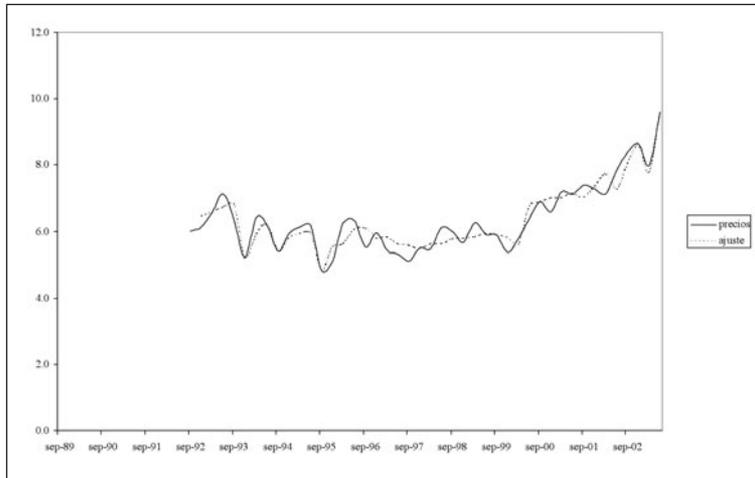


gráfico 4.8

RESIDUOS DE LA ESTIMACIÓN MCO PARA EL MODELO DEL PRECIO REAL DE LA VIVIENDA EN TERUEL

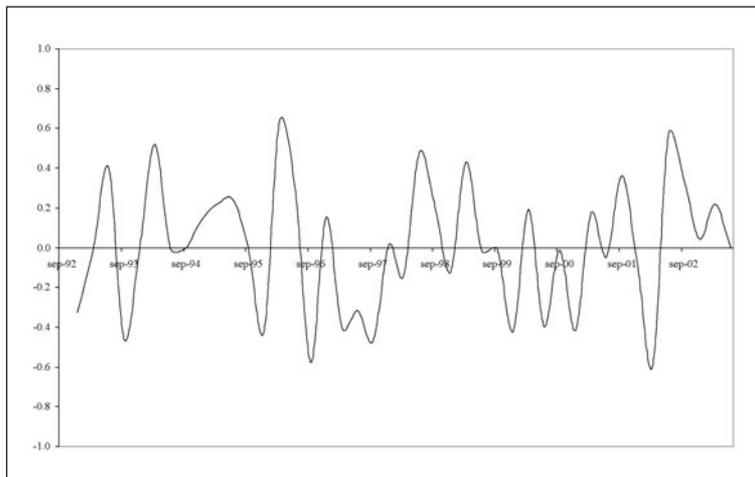
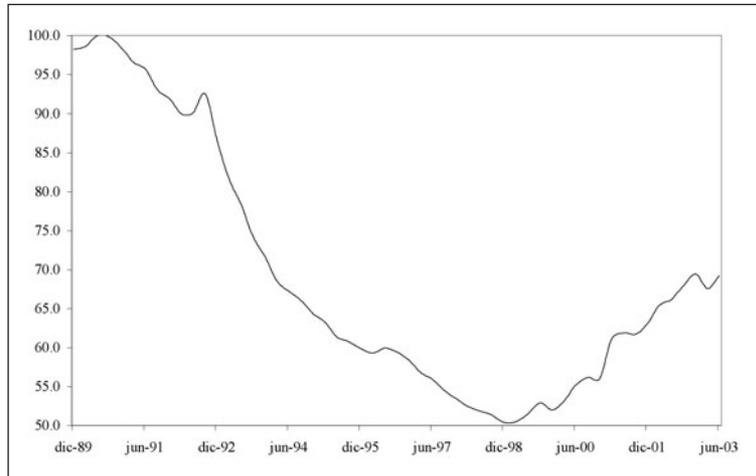
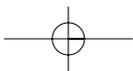
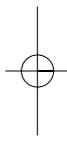
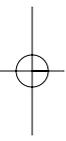


gráfico 4.9

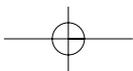
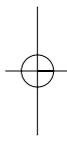
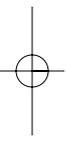
PRECIO REAL DE LA VIVIENDA ESTIMADO (POR M²)/PIB PER CÁPITA





conclusiones





El objetivo del presente trabajo ha sido el de estudiar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón, poniendo especial interés en lo referente a su relación con la renta de las familias de nuestra comunidad autónoma. Con estas premisas los resultados más sobresalientes a los que hemos llegado los resumimos a continuación.

En el capítulo 2 se explora el contexto en el que tiene lugar la evolución de los precios de la vivienda. Desde un punto de vista internacional, y en función de la evolución de los precios de la vivienda desde finales de los 90, podemos distinguir tres bloques de países. El grupo más numeroso es aquel que presenta un crecimiento moderado de los precios. Sin embargo, en países como España, Reino Unido y Holanda el crecimiento de los precios de la vivienda ha sido sensiblemente superior. Este hecho indica que existen rasgos característicos a nivel nacional, cuestión que no se detecta en los periodos anteriores. Desde el punto de vista autonómico, Aragón se sitúa cerca de la media nacional. Además, aunque la dispersión en los precios ha aumentado, el perfil la evolución temporal de los precios es similar entre comunidades. En resumen, desde un punto de vista autonómico se observa que la intensidad de los cambios en los precios difiere entre regiones, por lo que de nuevo deben tenerse en cuenta las circunstancias específicas del espacio geográfico considerado. Por último, dentro de la comunidad autónoma de Aragón vuelve a presentarse una clara heterogeneidad en el comportamiento de los precios, especialmente en el caso de Teruel respecto de las otras dos provincias.

Posteriormente se analizan algunas cuestiones referentes al mercado de la vivienda. En relación con el volumen de vivienda desocupada, los datos de los Censos de Vivienda muestran que el porcentaje no ha crecido en los últimos diez años, por lo que no consideramos que sea un factor determinante en la evolución reciente del precio de la vivienda. Respecto a las viviendas de alquiler, la evolución comparada de los precios de alquiler y los precios de la vivienda muestra trayectorias paralelas, por lo que podrían responder a los mismos condicionantes. También se analiza la heterogeneidad de la vivienda atendiendo a los precios según la antigüedad de la misma, observando que el precio de la vivienda usada presenta una tendencia al aumento superior que el de la nueva, cuestión que se corrobora en Aragón. Este hecho puede estar asociado a la carencia de suelo urbanizable en los núcleos urbanos, así como a la existencia de aspectos intangibles (como la localización en el casco urbano, dotación de servicios en determinados barrios,...) que condicionan esta evolución. Para el caso de la ciudad de Zaragoza se presenta un análisis

por códigos postales que permite identificar algunas de estas zonas. Por último, respecto a la parte de oferta, se observa cierto retardo del sector a la hora de dar respuesta a los incrementos de precios, así como un incremento en los costes (especialmente los laborales) que no justifican la evolución de los precios de la vivienda.

En cuanto al modelo teórico que sirve de base a nuestra especificación empírica se ha desarrollado, en primer lugar, un modelo intertemporal con optimización dinámica donde es posible incorporar tanto factores de demanda como de oferta. Este marco teórico permite plantear un modelo susceptible de contrastación empírica. No obstante, con el objeto de clarificar el significado de los distintos parámetros estimados en el capítulo 4, se ha diseñado un modelo estático donde se han añadido a las variables del modelo dinámico, otras destacadas en la literatura como importantes en la determinación del precio. Este apartado concluye con una breve interpretación económica de los parámetros, lo que permite identificar algunas de las causas de incremento de los precios de la vivienda.

Para terminar el capítulo 2, se presentan algunos indicadores de las relaciones bivariantes de los precios de la vivienda en Aragón con las variables descritas en el apartado teórico. Este análisis nos indica que la renta de las familias es una variable potencialmente importante para explicar la evolución de los precios de la vivienda. El resto de elementos muestra los signos esperados, sobre todo en el último tramo considerado. La excepción más destacable es la de Teruel, territorio en el que la renta tiene una menor correlación con los precios de la vivienda.

En el capítulo 3 de este trabajo hemos estudiado las propiedades temporales de aquellas variables que, a nuestro juicio y en función de su disponibilidad muestral, son las que podían explicar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. Este análisis se ha basado tanto en el estudio de los órdenes de integración de las variables como en el análisis de la posible presencia de cambios estructurales en la tendencia de las mismas. En el primer caso, hemos utilizado contrastes de raíz unitaria de las familias de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron, así como los contrastes de estacionariedad de la familia KPSS. Para detectar la posible presencia de cambios estructurales, su número y cuándo se han producido, hemos hecho uso de la metodología de Bai-Perron.

Uno de los resultados más llamativos de este análisis univariante es que no podemos admitir que las variables en las que hemos basado nuestro estudio sean integradas.

Esto condiciona totalmente la metodología que debemos emplear en la modelización econométrica de los precios de la vivienda en Aragón.

Este resultado cobra una importancia todavía mayor para el caso de los precios reales de la vivienda en Aragón. Al rechazar la presencia de una raíz unitaria en los mismos hemos de concluir que este mercado no funciona de forma eficiente, siendo los valores futuros de los precios predecibles, lo que se opone a la determinación de precios por la mera conjunción de la oferta y la demanda de un bien. No podemos analizar aquí las causas que llevan a este resultado dado que no es el objetivo principal del trabajo, ni se dispone de la información necesaria para poder llevar a cabo dicho estudio. Sin embargo, sí que podemos afirmar que tanto oferentes como demandantes disponen de información de acerca de cómo serán los precios en el futuro. Este conocimiento puede ser en parte el responsable del crecimiento de los precios de la vivienda tanto en Aragón como, presuntamente, en España. Debemos tener en cuenta que, de un lado, un buen número de oferentes estará interesado en entrar en el mercado dados los precios actuales y las expectativas de crecimiento futuras. Pero los demandantes del bien vivienda, ya sea desde la perspectiva del consumo o de la inversión, desearán adquirir este bien en la actualidad por cuanto esperan que se aprecie en el futuro. Ambos movimientos conllevan un cierto proceso de "recalentamiento" del mercado que sólo se detendrá cuando el mercado dé síntomas de saturación. Este primer resultado ya nos está indicando que es posible que la responsabilidad del crecimiento de los precios hay que buscarla principalmente en factores de demanda.

Otro resultado relevante procedente del análisis univariante es la confirmación de que existen cambios estructurales tanto en la evolución del precio de la vivienda como en el conjunto de variables potencialmente explicativas. Su consideración resulta esencial para determinar correctamente sus propiedades temporales, así como para entender su evolución. Tomando como ejemplo el caso de los precios reales de la vivienda en Aragón, se evidencia la existencia de 3 tramos claramente diferenciados. Un primer segmento de crecimiento notable, que engloba el periodo 1989:3-1992:4. Un segundo periodo en el que los precios se mantienen e incluso retroceden ligeramente, mientras que desde finales de los 90 se entra en un periodo de claro incremento de los precios reales de la vivienda en Aragón, a ritmos muy superiores a los observados a principios de la muestra. Por tanto, los resultados de este trabajo nos permiten afirmar la presencia de cambios estructurales en la tendencia de los precios reales de la vivienda en Aragón.

Una vez que hemos determinado las propiedades temporales de las variables desde el punto de vista univariante, hemos aprovechado este conocimiento para plantear el estudio desde el punto de vista multivariante. En especial, el objetivo ha sido el de encontrar aquellas variables que nos ayudan a explicar el comportamiento de los precios de la vivienda en Aragón. Esta ha sido la meta perseguida en el capítulo 4. En las secciones que lo componen hemos modelizado la evolución de los precios reales de la vivienda en Aragón, distinguiendo lo que ha ocurrido en el total de la comunidad autónoma de Aragón de lo acontecido en cada una de las capitales de las tres provincias aragonesas. Las especificaciones finalmente utilizadas se caracterizan por la presencia de la renta per cápita, el tipo de interés real y la tasa de paro de cada una de las zonas consideradas. Por tanto, son variables asociadas a la demanda las que nos están ayudando a explicar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. Hay que señalar también que se han utilizado otras variables potencialmente explicativas en fases preliminares de la modelización, tales como coste de uso de la vivienda, el rendimiento de la bolsa de Madrid o el stock de viviendas. Sin embargo, su uso no mejora las especificaciones finalmente presentadas. Entonces, de acuerdo con la especificación final que hemos utilizado, el aumento de la renta per capita, los bajos tipos de interés y el buen comportamiento de las variables asociadas al mercado de trabajo en el periodo muestral considerado son los factores que han condicionado la evolución del precio de la vivienda. En cualquier caso, el modelo final no se diferencia de los modelos estimados para el caso nacional o internacional en trabajos anteriores al nuestro, al menos en cuanto al conjunto de variables explicativas utilizado.

En cambio, sí que encontramos diferencias apreciables en lo referente a la metodología empleada. Los trabajos recientes en los que se estudia la evolución de los precios de la vivienda en distintas zonas geográficas basan sus estimaciones en el uso del análisis de cointegración, dado que los autores previamente demuestran la existencia de raíces unitarias en las variables que se incluyen en la especificación. Sin embargo, como ya ha quedado dicho, nosotros hemos probado que las variables de precios de vivienda, así como la mayor parte de las explicativas, claramente rechazan la hipótesis de raíz unitaria. En consecuencia, no tiene sentido el empleo del análisis de cointegración en este trabajo. En estas circunstancias, el método de estimación es el tradicional mínimo cuadrático ordinario, aunque a una especificación que puede presentar tanto efectos dinámicos como, muy importante, cambios en los parámetros del modelo. En particular, el uso de la metodología de Bai-Perron nos permite determinar el número de estos cambios y los periodos en los que éstos se presentan.

Con estas características, los resultados que hemos obtenido nos permiten explicar de forma muy apropiada lo que ha ocurrido con los precios reales de la vivienda en Aragón. Como era de esperar, los modelos para Aragón y Zaragoza son prácticamente coincidentes, ligeramente diferente el del Huesca, aunque con muchas semejanzas, mientras que el caso de Teruel es el que se aleja más de los anteriores.

En cuanto a los resultados obtenidos, en primer lugar debemos destacar la existencia de cambios estructurales en los parámetros del modelo. Aunque no podemos asociar la presencia de dichos cambios a ninguna variable económica concreta, parece sensato pensar que factores como el incremento de la inmigración o la mayor facilidad en las condiciones financieras de los créditos hipotecarios han tenido que jugar un papel muy relevante en este aspecto. Baste pensar para reforzar esta hipótesis en que ambos tienen un claro componente de demanda y son estos factores, precisamente, los que nos ayudan a explicar la evolución de los precios de la vivienda.

Para Aragón y Zaragoza, estos cambios afectan tanto al término independiente de la función, como al coeficiente asociado a la renta per cápita. Temporalmente, estos cambios aparecen en 1992:3 y 1999:4. El primero de ellos supone el paso a una situación de recesión, en la que se aumenta el componente fijo del precio y disminuye su dependencia con respecto a la renta per cápita, cuyo parámetro incluso toma valores negativos, indicando cierta saturación o falta de actividad en el mercado. Por el contrario, el paso del segundo al tercer segmento señala una expansión evidente del sector, destacando sobremanera el incremento del coeficiente asociado a la renta, que llega a triplicarse con respecto a los valores estimados para el comienzo de la muestra.

El modelo para Huesca refleja, aunque con matices, este mismo comportamiento. Obtenemos evidencia para la presencia de dos cambios estructurales; uno en 1993:3 y otro 1999:3. En ambos casos, se observa que el cambio afecta tanto a la constante del modelo, como al parámetro asociado con la renta per cápita. El sentido de los cambios es similar al observado en Zaragoza o en Aragón, aunque las magnitudes asociadas a los mismos son inferiores.

Por último, el modelo para Teruel tiene características propias que lo diferencian de los anteriores. Primero, el ajuste del modelo es significativamente peor. Esto se puede entender por cuanto el número de tasaciones en esta capital no es muy elevado, por lo

que la precisión en la determinación del precio es, sin duda, menor. Esto, a su vez, indica que la actividad del sector es también menor, lo que afecta también en la estimación de la relación entre los precios de la vivienda y el resto de las variables. Una segunda diferencia es la ausencia de la especificación final de la tasa de paro. Esta variable, por tanto, no ayuda a explicar la evolución de los precios, lo cuál no es de extrañar si tenemos en cuenta la morfología y la evolución del mercado laboral en Teruel.

Pero, a nuestro juicio, la diferencia más notable con respecto a las estimaciones de los modelos anteriores reside en el valor que toma el parámetro asociado a la renta: es negativo para el conjunto de la muestra, aun a pesar de mostrar un incremento significativo (aunque no muy grande en magnitud) a partir del año 2000. No es fácil interpretar este resultado desde un punto de vista económico, aunque puede tener una justificación desde el punto de vista de la saturación del mercado en el caso de Teruel, en especial si tenemos en cuenta que los incrementos en la renta per cápita pueden estar asociados más a la disminución del denominador (población) que al propio crecimiento económico de la provincia. Por tanto, en un mercado donde la población envejece, que dispone de su residencia y no necesita comprar otra, puede admitirse estimaciones de los parámetros del modelo como los observados en el caso de Teruel.

Para terminar este trabajo parece procedente realizar un par de comentarios adicionales. El primero está relacionado con el papel que juega el valor del suelo dentro de la evolución de los precios de la vivienda y el segundo con la posible presencia de una burbuja especulativa dentro del mercado inmobiliario.

Con respecto al papel del valor del suelo urbanizable dentro de la evolución de los precios del mercado de la vivienda debemos indicar que existen diversas opiniones. Probablemente la idea más extendida es que son estos precios los que están causando el incremento de los precios de la vivienda. Desde este punto de vista, una mayor oferta de suelo debería suponer, o como mínimo debería facilitar, una bajada de los precios de la vivienda. Nuestro punto de vista no coincide con esta visión, sino que está más próximo a la visión de García Montalvo (2000). Según este autor, la relación causal entre precio de la vivienda y el precio del suelo es inversa, en el sentido de que el precio del suelo se incrementa porque los precios de la vivienda están en un periodo alcista, teniendo este incremento de los precios de la vivienda una clara explicación desde el prisma de la presión que ejerce la demanda de

este bien, tal y como lo corroboran nuestras estimaciones. No obstante, debemos reconocer que en la determinación final del precio del suelo juegan un papel importante algunos aspectos que no son directamente recogidos por nuestro modelo. De entre ellos, destacan el posible papel que están jugando en este escenario el actual sistema de fijación de precios del suelo público y los impuestos que gravan las distintas fases mediante las que se transforma el suelo. Es posible que una modificación de la actual legislación relacionada con el precio del suelo, que revisara los aspectos anteriores, pueda implicar un cambio en la presente relación entre precios del suelo y de la vivienda. Desgraciadamente, ni disponemos de información suficiente ni este es el objetivo de nuestro estudio. En cualquier caso, y bajo la actual legislación, lo que podemos admitir es que una mayor oferta de suelo no es una garantía para lograr una moderación en los precios.

Esta argumentación se apoya en diversos puntos. Uno de ellos es el hecho de que la oferta del suelo urbanizable se produce mayoritariamente en la periferia de los núcleos urbanos. Pero, la transmisión de los precios de la vivienda no se produce desde la periferia hacia el centro, sino del centro a la periferia. De ahí que una mayor oferta de suelo en la periferia tendría un efecto prácticamente nulo sobre la evolución de los precios de la vivienda. Esto lo corrobora el hecho de que, en la ciudad de Zaragoza, los precios de la vivienda han crecido por igual en las zonas donde la oferta de suelo es escasa, que en aquellas por las que esta ciudad se está expandiendo.

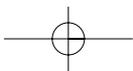
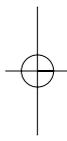
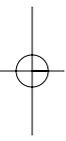
Además, debemos recordar que el precio del suelo tiene el valor de lo que se puede hacer sobre él. Así, cuanto mayor sean los rendimientos que esperamos obtener por el uso del suelo, mayor es la cantidad de dinero que estamos dispuestos a pagar por él. En estas circunstancias, con un mercado de la vivienda nada eficiente, en el sentido de que los precios son altamente predecibles, del que se espera que continúe su tendencia alcista, no es de extrañar que haya más empresas que estén dispuestas a entrar en el mercado inmobiliario, lo que aumenta la competitividad entre ellas y, como consecuencia, las empresas del sector estén dispuestas a pagar más por el valor del solar. Pero, el origen de este proceso está en la presión de la demanda. Si esta se mantuviera en unos límites moderados o, incluso, mostrase signos de debilidad es más que probable que los precios de la vivienda disminuyeran y, como consecuencia, también el valor del suelo. Un ejemplo de ello es el caso de Japón o de Hong-Kong donde la restricción de oferta de suelo es evidente pero, al contrario que ocurre en España, los precios de la vivienda están a la baja.

Los modelos estimados también nos permiten ofrecer una valoración aproximada del nivel que tienen los precios actuales en comparación con los observados a finales de los 90. Utilizando las estimaciones de los modelos observamos que en Aragón los precios de la vivienda en 2003:2 están casi un 17% por encima de los valores de finales de los 90. Para Zaragoza, Huesca y Teruel esta cifra es del 22.6%, 11.2 % y 8%, respectivamente. No es directo atribuir estas cifras a la existencia de una burbuja especulativa, aunque sí es correcto asociarlas a una sobrevaloración de los activos. En este aspecto, debemos comentar que si siempre es complicado determinar el componente especulativo de un precio, en el caso del mercado de la vivienda tiene una doble complicación por cuanto los valores adquiridos representan tanto un bien de primera necesidad como un bien de inversión. Si aceptamos que los cambios en las elasticidades se han producido debido a que los compradores/inversores están dispuestos a pagar un precio elevado por el bien ante unas posibles expectativas de sobrevaloración en el futuro, entonces sí que sería admisible considerar dichas cifras como una medida aproximada del componente especulativo. En este último caso, las cifras proporcionadas por nuestro trabajo estarían en clara consonancia con los obtenidos por otros autores para el caso español.

Por último, si comparamos los valores estimados de los precios reales de la vivienda en Aragón con la evolución del PIB en esta comunidad podemos construir una medida del esfuerzo que tienen que hacer los aragoneses para adquirir una vivienda. Tomando como referencia este índice observamos que, de un lado, desde el final 1998 este índice ha aumentado en casi 20 puntos. Sin embargo, los valores actuales de este índice se sitúan muy por debajo de los observados a principios de la década de los 90. Por tanto, desde este punto de vista, la demanda todavía puede presionar al alza y, como consecuencia, que los precios de la vivienda continúen creciendo, tal y como corroboran los datos disponibles para el año 2004.

bibliografía





bibliografía

- ANDREWS, D. (1991). "Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation", *Econometrica*, 59, 817-858.
- ANDREWS, D. y MONAHAN, J. (1992). "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimator", *Econometrica*, 60, 953-966.
- BAI, J. (1997). "Estimation of a change point in multiple regression models", *Review of Economics and Statistics*, 551-563.
- BAI, J. y PERRON, P. (1998). "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", *Econometrica*, 66, 47-78.
- BAI, J. y PERRON, P. (2003). "Computation and analysis of multiple structural-change models", *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.
- BANERJEE, A., LUMSDAINE, R. L. y STOCK, J.H. (1992). "Recursive and sequential Tests of the unit root and trend break hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.
- BOVER, O. (1993). "Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991)". *Investigaciones Económicas*, XVII, 65-86.
- BUSSETTI, F. y HARVEY, A. (2001). "Testing for the presence of a random walk in series with structural breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 22, 127-150.
- CARRIÓN, J.L., SANSÓ, A. y ARTÍS, M. (2003). "The KPSS test with two structural breaks", Working Paper, U. Barcelona.
- CHRISTIANO, L. (1992). "Searching for a break in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 237-250.
- CLEMENTE, J., MONTAÑÉS, A. y REYES, M. (1998). "Testing for a unit root in variable with two changes in the mean", *Economic Letters*, 59, 175-182.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive timeseries with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, 1057-1072.

ELLIOT, G. ROTHENBERG, T. y STOCK, J. (1996). "Efficient test for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64, 813-836.

ENGLE, R. y GRANGER, C. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.

GARCÍA MONTALVO, J. (2000): "El precio del suelo: la polémica interminable", en Nuevas Fronteras de la Política Económica, 1999, Ed. Teresa Garcia-Milà. CREI, 2000.

GARCÍA MONTALVO, J. (2001): "Un Análisis Empírico del Crecimiento del Precio de la Vivienda en las Comunidades Españolas", *Revista Valenciana de Economía y Hacienda*, 2, 117-136.

GARCÍA MONTALVO, J. y MAS, M. (2000): *La vivienda y el sector de la construcción en España*, Editorial CAM.

Grupo i (2003): V Informe de Suelo Residencial. Informe disponible en la siguiente página web: <http://sapiens.ya.com/jrcuadra/grupo/rue2003/pren2003.htm>

HAMILTON, J.D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.

JUD, D. y WINKLER, D. (2002). "The dynamic of metropolitan price housing", *Journal of Real Estate Research*, 23, 29-45.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P.J. y SHIN Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

KUROZUMI, E. (2002). "Testing for Stationarity with a Break", *Journal of Econometrics*, 108, 63-99.

LEE, J., HUANG, C.J. y SHIN, Y. (1997). "On Stationary Tests in the Presence of Structural Breaks", *Economics Letters*, 55, 165-172.

LEE, J., y STRAZICICH, M. (2001). "Testing the Null of Stationarity in the Presence of One Structural Break", *Applied Economics Letters*, 8, 377-382.

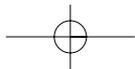
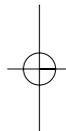
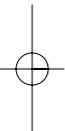
LEE, J., y STRAZICICH, M. (2002). "Minimum LM Unit Root Tests with Two Structural Breaks", forthcoming in *Review of Economics and Statistics*.

- LIU, J., WU, S. y ZIDEK, J.V. (1997). "On segmented multivariate regression", *Statistica Sinica*, 7, 497-525.
- LÓPEZ, M.C. (2003). "Modelos econométricos del mercado de la vivienda en las regiones españolas". *Working Paper Series Economics Development*, Universidad de Santiago de Compostela.
- LUMSDAINE, R.L. y PABELL, D.H. (1997). "Multiple Trends and the Unit Root Hypothesis", *Review of Economic and Statistics*, 79, 212-218.
- NELLIS, J. y LONGBOTTOM, J. (1981). "An empirical analysis of the determinant of houses prices in the United Kingdom", *Urban Studies*, 18, 9-22.
- NELSON, C.R. y PLOSSER, C. (1982). "Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- MALPEZZI, G. (1999). "A simple error correction model of house prices", *Journal of Housing Economics*, 8, 27-62.
- MARTÍNEZ PAGÉS, J. y MAZA, L. (2003). "Análisis del precio de la vivienda en España". *Documento de trabajo n° 0307 del Banco de España*.
- MEEN, G. (1990). "The removal of mortgage market constraint and the implications for the econometric modelling of the UK houses prices", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1-24.
- MEEN, G. (2002). "The time series behaviour of hoses prices: a transatlantic divide?", *Journal of Housing Economics*, 11, 1-23.
- MONTAÑÉS, A. y REYES, M. (1998). "The asymptotic behaviour of the Dickey-Fuller unit root tests under a shift in the trend function", *Econometric Theory*, 14, 355-363.
- NELSON, C.R. y PLOSSER, C. (1982). "Trends and random walks in macro-economic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- NEWHEY, W. y WEST, K. (1987). "A simple, positive definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- NG, S. y PERRON, P. (1995). "Unit root test-ARIMA models with data-depending method for selection of the truncation lag". *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.

- NG, S. y PERRON, P. (2001). "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power", *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- PERRON, P. (1989). "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- PERRON, P. (1990). "Testing for a unit root in a time series regression with a changing mean," *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 153-162.
- PERRON, P. y NG, S. (1996). "Usefull modifications to some unit root tets with dependent errors and their local asymptotic porperties", *Review of Economics Studies*, 63, 435-463.
- PERRON, P. y VOGELSANG, T. (1992). "Testing for a unit root in time series with a changing mean: corrections and extensions", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 467-470.
- PERRON, P. y VOGELSANG, T.J. (1998). "Additional Tests for a Unit Root Allowing the Possibility of Breaks in the Trend Function", *International Economic Review*, 39, 1073-1100.
- PHILLIPS, P. y PERRON, P. (1988). "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- RÍO, A. (2002). "El endeudamiento de los hogares españoles: evolución y factores explicativos", *Boletín Económico de Banco de España*, Noviembre del 2002.
- SAID, S. y DICKEY, D. (1984). "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models with unknown order", *Biometrika* 71, 599-607.
- SARGAN, J.D. y BHARGAVA, A. (1983). "Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk," *Econometrica*, 51, 153-174.
- SCHWARZ, G. (1978). "Estimating the Dimension of a Model", *The Annals of Statistics*, 6, 461-464.
- STOCK, J.H. (1990). "A Class of Tests for Integration and Cointegration", manuscript, Harvard University.
- ZIVOT, E. Y ANDREWS, D. (1992). "Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-270.

anexo I
fuentes de datos
y construcción
de las
variables





En este Anexo vamos a describir las fuentes a las que hemos acudido a la hora de obtener los datos de las variables utilizadas en este trabajo.

A) Precios reales de la vivienda

Esta es la variable principal que hemos estudiado. Para construirla hemos dividido el precio nominal de la vivienda por el índice de precios al consumo de cada una de las regiones geográficas consideradas (el total de la comunidad autónoma y los municipios de Huesca, Teruel y Zaragoza). Cada uno de los componentes de esta variable se han obtenido de las siguiente fuentes:

- *Precio de la vivienda*. Los datos de frecuencia trimestral han sido obtenidos del Ministerio de Fomento. En concreto, hemos tomado los datos del precio medio por metro cuadrado de las viviendas tasadas. Para el caso de la comunidad autónoma de Aragón, la muestra abarca el periodo 1989:3-2003:2. Para Zaragoza, la longitud de la muestra es idéntica. Para Huesca, la muestra comienza en 1992:1, mientras que para Teruel lo hace en 1992:3. En todos los casos la última observación disponible se corresponde con el periodo 2003:2.
- *Índice de precios al consumo*. Los valores de esta variable para Aragón, Huesca, Teruel y Zaragoza han sido obtenidos del Instituto Nacional de Estadística. En concreto, hemos utilizado la información existente en la base de datos TEMPUS, disponible en la dirección electrónica <http://www.ine.es/tempus2/tempusmenu.htm>. Debemos hacer notar que para enlazar las series existentes hemos utilizado los coeficientes de enlace disponibles en la propia base de datos TEMPUS.

B) Producto Interior bruto per cápita

Para cada una de las zonas geográficas consideradas, esta variable se define como el cociente entre su Producto Interior Bruto(pm) a precios constantes de 1995 y su población de derecho. Dado que ambas variables vienen medidas en frecuencia anual, se hizo necesario realizar un cambio de frecuencia promediando los valores anuales a lo largo de los cuatro trimestres. Las fuentes consultadas para la obtención de estas variables son las siguientes:

- *Producto Interior Bruto constante a precios de mercado.* La contabilidad regional de España, incluida en la base de datos TEMPUS, ofrece datos a precios constantes (base 1995) de la comunidad autónoma de Aragón para el periodo 1995-2002. Estos datos fueron enlazados con los datos históricos para el periodo 1980-1994, utilizando como coeficiente de enlace el promedio del cociente de los valores del producto interior bruto de las dos metodologías para el periodo 1995-1996. De esta forma se obtuvo una serie anual para el periodo 1980-2002. Los valores para el periodo 2003 se obtuvieron a partir de las predicciones efectuadas por el gobierno de Aragón. Para obtener los datos del producto interior bruto para las tres provincias aragonesas se han tomado datos de la contabilidad regional de España. En primer lugar, se han expresado en términos reales utilizando el deflactor de la comunidad autónoma de Aragón y, con posterioridad, los valores del periodo 1995-2001 se han enlazado con los valores históricos siguiendo un método similar al empleado para el total de la comunidad autónoma aragonesa. Las predicciones para los periodos 2002-2003 se han efectuado tomando como referente el crecimiento del total de la economía aragonesa. De esta manera tenemos una serie anual para cada una de las provincias aragonesas que abarca el periodo 1980-2003.
- *Población.* Los valores de la población del total de Aragón y de las provincias de Zaragoza, Huesca y Teruel se han obtenido a partir de los datos de población de derecho incluidos en la base de datos TEMPUS. Ante la inexistencia de datos para el año 1997, nos vimos en la necesidad de estimarlos a partir de las tasas de crecimiento de los periodos anteriores. De esta forma, obtuvimos una serie anual para el periodo 1980-2003 para cada una de las zonas geográficas consideradas.

C) Tipo de interés real

Esta variable ha sido construida como diferencia entre el tipo de interés nominal y la inflación esperada. Los valores de estas variables se han obtenido de las siguientes fuentes:

- *Tipo de interés nominal.* Hemos utilizado diversas medidas para esta variable, decantándonos finalmente por el tipo de interés hipotecario de bancos para

préstamos de más de tres años de duración y para vivienda libre. La fuente utilizada es el Banco de España. Como disponemos de datos de frecuencia mensual para el periodo 1989:1-2003:10, se convirtieron a datos trimestrales sin más que promediar los valores.

- *Inflación esperada*. Para obtener los datos de inflación, primero convertimos las series de precios mensuales en series trimestrales. Después, definimos la inflación como el incremento de los precios para cada trimestre. Para obtener la inflación esperada del total de la economía aragonesa y de sus provincias hemos considerado la existencia de expectativas racionales perfectas y la hemos aproximado mediante un adelanto de la inflación.

d) Tasa de Paro

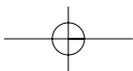
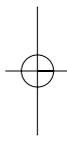
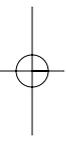
Los datos de la tasa de paro de la comunidad autónoma de Aragón y de sus provincias han sido obtenidos de la Encuesta de Población Activa. Las observaciones disponibles son de tipo trimestral y abarcan el periodo 1980:1-2003:3.

e) Costes de uso de la vivienda

Siguiendo a Martínez y Maza (2003), esta variable la hemos definido como el tipo de interés nominal menos la tasa de variación esperada del precio de la vivienda. Esta última se mide con un adelanto de la variación observada en $t-1$, aplicando de nuevo el supuesto de expectativas racionales perfectas.

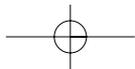
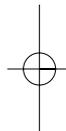
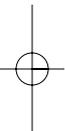
f) Rendimientos de la bolsa de Madrid

Para formar esta serie hemos tomado, en primer lugar, datos trimestrales del índice de la Bolsa de Madrid procedentes de la OCDE (Main Economic Statistics). Estos valores los hemos pasado a valores reales empleando el índice de precios al consumo de España. El incremento de la serie resultante es el que hemos empleado como medida del rendimiento de la bolsa en España. Hemos considerado que este rendimiento es idéntico en todo el territorio español.



anexo II
contrastes
de raíz
unitaria
y de
estacionariedad





En este anexo vamos a llevar a cabo una breve presentación de aquellos métodos econométricos que creemos relevantes para el estudio de las propiedades temporales de las variables que pueden ayudarnos a explicar la evolución de los precios de la vivienda en Aragón. Está organizado de la siguiente manera. En primer lugar, presentamos los diversos estadísticos que nos van a permitir determinar el orden de integración de las variables. Destacamos los contrastes de raíz unitaria y los contrastes de estacionariedad como elementos esenciales de este tipo de estudios. A continuación, consideramos la presencia de cambios estructurales en los elementos deterministas de las variables analizadas. Esta hipótesis ha jugado un papel primordial en nuestro estudio. Dentro de esta sección analizamos, en primer lugar, los estadísticos que estudian el orden de integración de una variable en presencia de cambios estructurales para, seguidamente, estudiar la metodología de Bai-Perron que nos proporciona una herramienta muy eficaz a la hora de determinar el número de cambios estructurales existentes y de los periodos en los que éstos aparecen.

All.1. Contrastes de raíz unitaria

El contraste de la hipótesis de raíz unitaria resulta fundamental en esta nueva concepción de la problemática econométrica con datos de series temporales. La expansión que ha experimentado la literatura relacionada con este tema no tiene comparación con ningún otro tópico econométrico, como lo atestigua el ingente número de estadísticos que tenemos a nuestra disposición. En este sentido, destacamos la existencia de dos familias claramente diferenciadas. La primera recibe el nombre Dickey-Fuller, mientras que a la segunda se le denomina Phillips-Perron, en ambos casos el nombre está asociado a los autores que proponen cada uno de estos estadísticos. Su mayor diferencia reside en la forma de abordar y resolver los problemas relacionados con la posible existencia de autocorrelación en la perturbación del modelo. Un tercer tipo de estadísticos es el generado alrededor de las recientes investigaciones de S. Ng y P. Perron, quienes aplican a los anteriores estadísticos técnicas de estimación de los elementos deterministas del modelo, combinado con una mejor selección del número de retardos que hay que incluir para tener en cuenta la autocorrelación de la perturbación.

En este anexo presentamos los aspectos más sobresalientes de los distintos estadísticos de raíz unitaria que se han utilizado en la aplicación empírica de este trabajo para determinar las propiedades temporales de las variables utilizadas en el mismo.

All.1.1. Contrastes de Dickey-Fuller

Tomando como referencia el artículo de Dickey y Fuller (1979), la hipótesis nula $I(1)$ se puede contrastar a partir de tres posibles especificaciones distintas entre sí:

$$M_{\tau}: y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + u_t \quad (\text{All.1})$$

$$M_{\mu}: y_t = \mu + \rho y_{t-1} + u_t \quad (\text{All.2})$$

$$M: y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (\text{All.3})$$

Donde y_t es la serie analizada, t es el tiempo y u_t una perturbación aleatoria que suponemos que cumple las hipótesis básicas, en especial, la de no autocorrelación.

Para cada uno de estos tres modelos se definen dos tipos de estadísticos distintos. Al primero de ellos se le conoce como pseudo t -ratio y se calcula como cociente de la diferencia entre el estimador del parámetro autorregresivo ($\hat{\rho}$) y el valor de este parámetro bajo la hipótesis nula, entre la desviación típica estimada del estimador del parámetro autorregresivo. Así, en el modelo (All.1), que será el más utilizado en este trabajo, podemos definir el pseudo t -ratio de la siguiente manera:

$$\tau_{\tau} = \frac{\hat{\rho} - 1}{\hat{\sigma}_{\hat{\rho}}} \quad (\text{All.4})$$

Como es fácil de entender, este primer grupo está compuesto por los clásicos t -ratios para el contraste de la hipótesis nula de interés, con la particularidad de que bajo la hipótesis nula su distribución no sigue una t de Student, sino que es una combinación de procesos de Wiener. El otro estadístico es el estimador normalizado. Se calcula como producto del tamaño muestral por el complementario a la unidad del estimador del parámetro autorregresivo. Al igual que en el caso anterior, tampoco sigue ninguna distribución clásica. Dado que este estadístico es menos utilizado que el pseudo t -ratio, nos ceñiremos exclusivamente a este último de cara a determinar las propiedades temporales de las variables que utilizaremos en nuestro estudio.

De forma paralela, en Dickey y Fuller (1981) se consideran procedimientos para determinar cuál de las tres especificaciones es la más correcta, tomando como referencia el análisis de la significatividad de los parámetros deterministas.

Las especificaciones anteriores tienen una seria debilidad por cuanto sólo son válidas cuando la variable que queremos estudiar sigue un esquema autorregresivo de primer orden. Para órdenes autorregresivos superiores o para procesos alternativos, como sería el caso de procesos de medias móviles, las especificaciones presentadas son incompletas. Para solucionar este problema, Said y Dickey (1984) sugieren estimar los siguientes modelos alternativos:

$$M_t: y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \phi_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (\text{AII.5})$$

$$M_\mu: y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \phi_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (\text{AII.6})$$

$$M: y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \phi_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (\text{AII.7})$$

Si comparamos estas tres últimas ecuaciones con las presentadas en (AII.1)-(AII.3) vemos que la única diferencia es la introducción de los términos $\sum_{i=1}^m \phi_i \Delta y_{t-i}$.

Estos elementos son claves de cara a captar la posible presencia de autocorrelación en la perturbación del modelo. El problema al que nos podemos enfrentar ahora es la selección del parámetro m , es decir el número de retardos necesarios para corregir la presencia de autocorrelación. Cuando la variable sigue un proceso AR(p), se puede demostrar que $m=p-1$. Si, por el contrario, presenta medias móviles la selección del valor de este parámetro es algo más complicada. Si tenemos en cuenta que todo proceso de medias móviles se puede aproximar mediante un proceso autorregresivo de orden infinito, entonces una posible solución sería incluir un elevado número de retardos de la primera diferencia de la variable que estamos analizando. Esta opción, sin embargo, supondría una merma considerable de la potencia del contraste. Por el contrario, si el valor del parámetro m es pequeño, esto significa que no estamos recogiendo correctamente el comportamiento de la perturbación y_t , en consecuencia, el contraste estaría totalmente distorsionado, conduciéndonos a una mala inferencia sobre la presencia de raíces unitarias en la variable estudiada.

En la literatura se han arbitrado diversos métodos de selección del valor de este parámetro. Por ejemplo, Said y Dickey (1984) sugieren utilizar un valor $T^{1/3}$. Esta opción

tiene el inconveniente de que es poco flexible y, por tanto, pueden existir situaciones en las que no funcione bien. Una segunda alternativa, mucho más interesante, es la propuesta en Ng y Perron (1995). Estos autores proponen un procedimiento de lo general a lo particular que analiza en cada iteración la significatividad de los parámetros ϕ_i . Tomando como punto de inicio un valor m_{max} suficientemente elevado, el procedimiento se detiene cuando el coeficiente asociado al último de los retardos de la primer diferencia de la variable en estudio incluidas en la especificación es significativamente distinto de 0.

Por último, Ng y Perron (2001) han propuesto diversos criterios de información que nos ayudan a seleccionar de forma más eficiente el valor del parámetro m . Estos estadísticos son extensiones de otros criterios de información que resultan clásicos dentro de la literatura relacionada con la selección de modelo, como son el AIC de Akaike o el SBIC de Schwarz. Estos estadísticos modificados se definen de la siguiente manera:

$$MAIC(m) = \ln(\hat{\sigma}_1^2) + \frac{2[q_T(m) + m]}{T - m_{max}} \quad (\text{AII.8})$$

$$MBIC(m) = \ln(\hat{\sigma}_1^2) + \frac{\ln(T - m_{max}) [q_T(m) + m]}{T - m_{max}} \quad (\text{AII.9})$$

donde:

$$q_T(m) = \frac{(\hat{\rho} - 1)^2}{\hat{\sigma}_m^2} \sum_{t=m_{max}+1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \quad (\text{AII.10})$$

$$\hat{\sigma}_m^2 = \frac{\sum_{t=m_{max}+1}^T \hat{u}_{t,m}^2}{T - m_{max}} \quad (\text{AII.11})$$

En virtud de los resultados de Ng y Perron (2001) donde se comparan los distintos métodos de selección de este parámetro, utilizaremos preferentemente a lo largo de este estudio el criterio MBIC puesto que es el que funciona mejor.

AII.1.2. Contraste de Phillips-Perron

La familia de estadísticos de Phillips-Perron es una alternativa a los estadísticos de Dickey-Fuller. Phillips y Perron (1988) proponen utilizar una aproximación semiparamétrica para corregir la posible presencia de autocorrelación en la perturbación aleatoria. Para ello, tienen en cuenta que, en el caso más sencillo en el que no existe ningún elemento

determinista en la especificación del modelo, el pseudo t-ratio converge hacia la siguiente distribución:

$$\tau \Rightarrow \frac{\sigma \int_0^1 W \Delta W}{\sigma_u \int_0^1 W^2 dr} \quad (\text{AII.12})$$

siendo W un proceso de Wiener clásico, σ^2 la varianza de la perturbación y σ_u^2 la varianza de largo plazo de la perturbación. Bajo la hipótesis de no autocorrelación, entonces resulta que $\sigma^2 = \sigma_u^2$, con lo que la distribución está libre de parámetros molestos. Esto tiene la gran ventaja de que sólo es necesario un conjunto de valores críticos para utilizar los estadísticos. Sin embargo, cuando existe autocorrelación, el pseudo t-ratio converge hacia una distribución que depende de estos parámetros molestos. En consecuencia, los valores críticos han de ser tabulados para cualquier tipo de proceso autocorrelado que pueda seguir la perturbación. Esta opción en la práctica es imposible. No obstante, si podemos eliminar dicha dependencia, podríamos utilizar los valores críticos de la distribución libre de parámetros. Este es el procedimiento seguido en Phillips-Perron. En concreto, estos autores sugieren corregir esta dependencia por medio de unos nuevos estadísticos que converjan hacia la distribución libre de parámetros molestos.

Tomando como punto de referencia el caso en el que la especificación incluye tendencia y término independiente, que será el más utilizado en la aplicación empírica, Phillips y Perron (1988) definen los siguientes estadísticos.

$$Z(\hat{\rho}) = T \cdot (\hat{\rho} - 1) - \frac{T^6 \cdot (S_{Tm}^2 - S_u^2)}{24 \cdot D_x} \quad (\text{AII.13})$$

$$Z(\tau) = \frac{S_u}{S_{Tm}} \cdot \tau_\tau - \frac{T^3 \cdot (S_{Tm}^2 - S_u^2)}{4 \cdot S_{Tm} \sqrt{3 \cdot D_x}} \quad (\text{AII.14})$$

donde $S_u^2 = T^{-1} \cdot \sum_1^T \hat{e}_t^2$, D_x es igual a:

$$D_x = \frac{T^2 \cdot (T^2 - 1)}{12} \cdot \sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 - T \cdot \left(\sum_{t=2}^T t \cdot y_{t-1} \right)^2 + T \cdot (T+1) \cdot \sum_{t=2}^T t \cdot y_{t-1} \cdot \sum_{t=2}^T y_{t-1} - \frac{T(T+1) \cdot (2 \cdot T + 1)}{6} \cdot \left(\sum_{t=2}^T y_{t-1} \right)^2$$

mientras que S_{Tm}^2 es la estimación de la varianza de largo plazo. En la literatura existen diversos estadísticos que nos permiten estimar este parámetro. Uno de los más utilizados es el de Newey y West (1987), basado en una propuesta anterior de Bartlett. Esta varianza se define de la siguiente manera:

$$S_{Tm}^2 = T^{-1} \cdot \sum_1^T \hat{u}_t^2 + 2 \cdot T^{-1} \cdot \sum_{j=1}^m \left(1 - \frac{j}{m+1} \right) \sum_{t=j+1}^T \hat{u}_t \cdot \hat{u}_{t-j} \tag{AII.15}$$

Donde el parámetro m , que ahora mide el número de autocovarianzas que son incluidas en la estimación, de nuevo debe ser determinado por el propio investigador.

El estimador de Newey-West a pesar de ser el más popular no suele presentar buenas propiedades en muestras finitas. Por ello, parece más adecuado el empleo de estimadores alternativos, como es el caso de los propuestos por Parzen, Andrews (1991) o por Ng y Perron (2001). Este último estimador parece ofrecernos propiedades superiores a los anteriores. Se obtiene de la siguiente manera. Primero hemos de estimar el siguiente modelo:

$$\Delta y_t = d_t + \beta_o y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + e_t \tag{AII.16}$$

donde d_t recoge los elementos deterministas del modelo. Entonces, el estimador autorregresivo de la densidad espectral en la frecuencia 0 se define de la siguiente manera:

$$s_{AR}^2 = \frac{\hat{\sigma}_k^2}{[1 - \hat{\beta}(1)]^2} \tag{AII.17}$$

con $\hat{\sigma}_k^2 = (T-k)^{-1} \sum_{t=k+1}^T \hat{e}_{tk}$ y $\hat{\beta}(1) = \sum_{i=1}^k \hat{\beta}_i$ donde estos estadísticos se obtienen a partir de la estimación del modelo (AII.16).

Por último, Perron y Ng (1996) han propuesto una serie de modificaciones que facilitan el cálculo de los estadísticos de la familia Phillips-Perron. Por ejemplo, para el caso en el que no tenemos elementos deterministas en la especificación, estos autores calculan la versión semi-paramétrica del estimador normalizado de la siguiente manera:

$$MZ_\alpha = (T^{-1} y_T^2 - s_{AR}^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (\text{AII.18})$$

Si queremos obtener el estadístico modificado para el pseudo t-ratio este se obtiene a partir de:

$$MZ_t = MZ_\alpha \text{MSB} \quad (\text{AII.19})$$

Donde:

$$\text{MSB} = \sqrt{\frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}{s_{AR}^2}} \quad (\text{AII.20})$$

El estadístico MSB, propuesto en Stock (1990), no es sino una modificación del estadístico de Sargan y Barghava (1983).

En el caso de que consideremos que la variable puede presentar algún elemento determinista, entonces basta con sustituir en las expresiones anteriores la variable y_t por su correspondiente versión en la que se han eliminado dichos elementos deterministas.

AII.1.3. Estimación GLS

A la hora de obtener los estadísticos pertenecientes a cualquiera de las dos familias anteriormente expuestas es necesario estimar, en primer lugar, un modelo que habitualmente incluye una serie de elementos deterministas. Este procedimiento, en realidad, es equivalente a eliminar la influencia de dichos elementos para, después, analizar las propiedades de la serie resultante, "limpia" de elementos deterministas por tanto.

La cuestión es cómo eliminar dichos elementos deterministas. En principio, la estimación mínimo cuadrática ordinaria ofrece estimadores consistentes, pero que en muestras finitas pueden tener sesgos. Frente a esta opción, que es la que más se ha usado en la literatura, Elliot et al (1996) demuestran que la estimación por mínimos cuadrados generalizados, lo que representaremos por el acrónimo inglés GLS, puede ofrecernos resultados más satisfactorios. Ng y Perron (2001) utilizan las técnicas descritas en el papel de Elliot et al. (1996) comprobando que este método permite incrementar notablemente la potencia de los estadísticos de raíz unitaria.

All.2. Contrastes de Estacionariedad

Los estadísticos que hemos descrito en los anteriores epígrafes tienen como hipótesis nula la existencia de una raíz unitaria. Esto supone que sólo rechazaremos la hipótesis de que la variable en estudio es integrada cuando exista suficiente evidencia en contra. En otro caso, asumimos que dicha hipótesis es cierta y, aunque metodológicamente sólo podríamos afirmar que no es posible su rechazo, en la práctica se admite que la variable tiene una raíz unitaria. Un modo alternativo de estudiar las propiedades temporales de las variables es tomar como punto de partida la hipótesis de estacionariedad. Bajo este prisma, sólo consideraremos que la variable tiene una raíz unitaria cuando tengamos suficiente evidencia en contra de la hipótesis de estacionariedad. Por tanto, los estadísticos que estudian la hipótesis de estacionariedad y los que estudian la hipótesis de raíz unitaria pueden considerarse como complementarios.

El estadístico más utilizado es el propuesto en Kwiatkowski et al. (1992), comúnmente conocido como estadístico KPSS. Bajo una aproximación general, este estadístico se define de la siguiente forma. Sea el siguiente modelo:

$$y_t = f(t) + r_t + u_t \quad (\text{All.21})$$

$$r_t = r_{t-1} + e_t$$

donde $f(t)$ incluye diversos elementos deterministas (normalmente una tendencia y un término independiente) y e_t es una perturbación, posiblemente correlacionada, pero sin raíces en el círculo unidad, mientras que u_t cumple las hipótesis básicas. Bajo estas

condiciones, el estadístico KPSS es del tipo de multiplicadores de Lagrange y se define como:

$$\eta = \frac{T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2}{\hat{\sigma}^2} \quad (\text{AII.22})$$

donde $\hat{\sigma}^2$ es un estimador consistente de la varianza de largo plazo de la perturbación y $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$. Cuando la hipótesis nula de estacionariedad es cierta, este estadístico tiende hacia 0, mientras que si la variable presenta una raíz unitaria el estadístico tiende hacia una distribución que depende de procesos de Wiener. En el artículo original disponemos de los valores críticos apropiados.

AII.3. Contrastes con cambio estructural

En los epígrafes anteriores hemos presentado diversos estadísticos que nos permiten analizar las propiedades temporales de las variables, bien sea estudiando la hipótesis nula de raíz unitaria, bien su hipótesis complementaria de estacionariedad. Como hemos visto, las especificaciones que nos permiten obtener estos estadísticos admiten la presencia de diversos elementos deterministas. Como denominador común a todas estas especificaciones admitimos que el efecto de estos elementos sobre la evolución de la variable en estudio permanece constante a lo largo del tiempo. Sin embargo, este supuesto no es sostenible en la práctica, por cuanto las variables macroeconómicas frecuentemente están influidas por la presencia de cambios estructurales. De ahí que parezca necesario relajar el supuesto anterior y permitir la existencia de estos cambios estructurales.

En este apartado vamos a estudiar cómo puede afectar la omisión de dichos cambios a los resultados procedentes de los contrastes de raíz unitaria y de los contrastes de estacionariedad. Además, como complemento de estos, presentamos la metodología de Bai-Perron que, como veremos, ha de jugar un papel estelar en la modelización de los precios de la vivienda en Aragón.

AII.3.1. Contrastes de raíz unitaria y cambio estructural

El artículo seminal en este campo es el de Perron (1989). Este autor considera tres tipos de rupturas diferentes: en media, en pendiente y mixta. Bajo la hipótesis nula de raíz unitaria, los tres modelos generadores de los datos se pueden expresar como sigue:

$$\text{Modelo } \textit{crash} \quad y_t = \mu_t + d_2 D(TB)_t + y_{t-1} + u_t \quad (\text{AII.23})$$

$$\text{Modelo } \textit{changing growth} \quad y_t = \mu_t + d_2 DU_t + y_{t-1} + u_t \quad (\text{AII.24})$$

$$\text{Modelo mixto} \quad y_t = \mu_t + d_2 DU_t + d_2 D(TB)_t + y_{t-1} + u_t \quad (\text{AII.25})$$

donde DU_t es una variable escalón que toma valor unitario siempre que $t > T_B + 1$, $D(TB)_t$ toma valor unitario si $t = T_B + 1$ y cero en el resto de los casos. T_B es el punto de ruptura, que por comodidad lo podemos expresar en función del total de la muestra a partir de la relación $T_B = \lambda T$, donde $0 < \lambda < 1$. Como vemos, estos tres modelos presentan una raíz unitaria, luego componen la visión de las variables desde el punto de vista de la hipótesis nula.

Como modelos alternativos Perron sugiere el uso:

$$\text{Modelo } \textit{crash} \quad y_t = \mu_t + \beta t + d_2 DU_t + u_t \quad (\text{AII.26})$$

$$\text{Modelo } \textit{changing growth} \quad y_t = \mu_t + \beta t + d_2 DT_t^* + u_t \quad (\text{AII.27})$$

$$\text{Modelo mixto} \quad y_t = \mu_t + \beta t + d_2 DU_t + d_2 DT_t + u_t \quad (\text{AII.28})$$

donde DT_t^* es una variable que toma valor $(t - T_B)$ cuando $t > T_B + 1$ y 0 en otro caso. Análogamente, DT_t toma valor t si $t > T_B + 1$ y 0 en otro caso.

El trabajo seminal de Perron (1989), así como el complementario de Montañés y Reyes (1998), nos llevan a la conclusión de que la omisión de una ruptura estructural como la diseñada en los modelos anteriores va a suponer que los estadísticos de raíz unitaria van a sobreaceptar incorrectamente la hipótesis $I(1)$. Por tanto, se hace preciso diseñar procedimientos alternativos de contraste que permitan estudiar de forma apropiada el orden de integración de la variable que estamos investigando.

El primero que da soluciones a este problema es el propio Perron en el artículo anteriormente citado. Partiendo del supuesto de que la ruptura se ha producido por razo-

nes exógenas al propio devenir de la variable y_t , propone contrastar la hipótesis de raíz unitaria a partir de los siguientes tres modelos:

$$y_t = \mu + \beta t + d_1 DU_t + d_2 D(TB)_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (\text{All.29})$$

$$y_t = \mu + \beta t + d_1 DU_t + d_2 DT^*_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (\text{All.30})$$

$$y_t = \mu + \beta t + d_1 DU_t + d_2 D(TB)_t + d_3 DT_t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (\text{All.31})$$

Cada uno de ellos respectivamente relacionado con los casos de rupturas tipo *crash*, *changing growth* y mixta. A partir de los modelos anteriores, en Perron (1989) se calculan las distribuciones de los estadísticos $\hat{\rho}$ y $T(\hat{\rho} - 1)$, tabulándose sus valores críticos más relevantes para un tamaño muestral asintótico.

Este método de trabajo ha sido recientemente criticado por parte de diversos autores. Su objeción reside en que, para estos autores, el periodo en el que se produce la ruptura es endógeno al modelo y, consiguientemente, no depende de una decisión propia del investigador tal y como sucede en Perron (1989). Efectivamente, los trabajos de Christiano (1992), Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992) y Zivot y Andrews (1992) analizan el comportamiento de los dos estadísticos de raíz unitaria cuando la variable en estudio presenta una ruptura estructural que no viene impuesta a priori por los conocimientos que de la economía tiene el investigador, sino que es determinada dentro del modelo.

Su conclusión es que la decisión a priori sobre el posible periodo en el que se produce la ruptura puede sesgar el contraste a favor de la hipótesis alternativa, siendo una consecuencia de lo que se conoce en economía como *data-mining*. Para solucionar este problema, los mencionados autores proponen endogeneizar el periodo en el que se produce las rupturas, pasando a ser un parámetro que se estima conjuntamente con el resto de los parámetros del modelo. Dichas estimaciones se basan en la optimización de una función objetivo. Tal vez la más utilizada, sea la minimización del valor del pseudo t-ratio para contrastar la presencia de una raíz unitaria. Esto nos conduce a utilizar el estadístico $\min t_{\rho}$ para determinar el orden de integración de una variable en presencia de cambios

estructurales en los elementos deterministas. Sus valores críticos se encuentran tabulados en Perron y Vogelsang (1998) para distintos tamaños muestrales.

Una propuesta alternativa a los contrastes tipo Perron es la presentada en Lee y Strazicich (2001, 2002). Estos autores desarrollan unos estadísticos basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange. Para calcular estos estadísticos, suponemos que la variable que queremos estudiar viene generada por el siguiente modelo:

$$Y_t = \delta' Z_t + u_t \quad (\text{AII.32})$$

$$u_t = \phi u_{t-1} + e_t$$

donde Z_t recoge el conjunto de elementos deterministas de las variables, incluyendo la posibilidad de un número de diversos de cambios en dichos elementos deterministas. Para contrastar la hipótesis nula de raíz unitaria, tenemos que estimar el siguiente modelo:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \alpha S_{t-1} + v_t \quad (\text{AII.33})$$

donde

$$\tilde{S}_t = y_t - \hat{\psi}_x - Z_t \delta \quad t = 2, 3, \dots, T \quad (\text{AII.34})$$

siendo $\hat{\psi}_x = y_1 - Z_1 \hat{\delta}$, donde Z_1 e y_1 son las observaciones iniciales de Z_t e y_t , respectivamente.

Estimando (AII.33), podemos definir el t-ratio para contrastar si el parámetro α es igual a 0. Este es el estadístico propuesto por Lee y Strazicich para contrastar la hipótesis nula de raíz unitaria. Estos autores derivan la distribución del estadístico, comprobando que no está libre de parámetros molestos, ya que depende del número de cambios que hemos incluido en la especificación y del periodo en el que aparezcan estos cambios.

Por tanto, para realizar el contraste hemos de tomar decisiones a priori acerca del número de cambio γ , lo que es más importante, sobre cuándo aparecen dichos cambios. Como ya hemos comentado, este procedimiento no está libre de crítica, por cuanto podemos estar sesgando los resultados hacia el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria.

ria. Para resolver este problema, podemos endogeneizar el periodo en el que se producen dichos cambios, dejando que sea el propio modelo el que estime el periodo más probable. Lee y Strazicich proponen utilizar el valor mínimo del estadístico, al que denotaremos por LS.

All.3.2. Contraste de estacionariedad y cambio estructural

De la misma forma que los estadísticos de raíz unitaria se ven seriamente distorsionados por la omisión de un cambio estructural en los elementos deterministas de las variables, los estadísticos que estudian la hipótesis nula de estacionariedad también pueden verse alterados. Un análisis de estos efectos se pueden encontrar en Lee, Huang y Shin (1997). Al igual que sucedía con los estadísticos de raíz unitaria, para resolver el problema basta con adecuar la especificación del modelo al proceso generador de los datos. En la mayoría de los casos, la simple inclusión de un conjunto de variables ficticias puede ayudarnos a resolver el problema.

El caso con un solo cambio en la función de elementos deterministas se estudia en Buseti and Harvey (2001), Lee y Strazicich (2001) y Kurozumi (2002) quienes, siguiendo a Perron (1989), extienden el estadístico KPSS para un cambio estructural. La extensión al caso de dos cambios estructurales se realiza en Carrió et al. (2003). Estos autores derivan las nuevas distribuciones y las tabulan para distintos tamaños muestrales. También consideran el caso en el que el periodo en el que se produce el cambio es determinado endógenamente, utilizando el valor mínimo del estadístico KPSS modificado.

Al igual que ocurre con los contrastes de raíz unitaria, podemos considerar diversos tipos de cambio en la función de elementos deterministas. Denotaremos con A un cambio en la constante, mientras que C se referirá al caso en el que el cambio también afecta a la pendiente de esta función

