

# DETECCIÓN DE BURBUJAS INMOBILIARIAS: EL CASO ESPAÑOL

**Dr. José Francisco Bellod Redondo**

España

[bellodredondo@yahoo.com](mailto:bellodredondo@yahoo.com)

## ABSTRACT

En este trabajo examinamos el comportamiento del mercado inmobiliario español en el periodo 1989 – 2009. Hemos tratado de verificar si la intensa escalada de precios entre los años 1999 – 2007 obedece a la existencia de una burbuja especulativa o si es debida a factores fundamentales. Para ello hemos aplicado una triple metodología: test de cointegración, test no – estructurales ampliamente utilizados en la evaluación de los precios de los activos financieros (Test de Límite de la Varianza y Test de Supervivencia) y, finalmente, el Filtro de Kalman. Este último nos permite hacer un seguimiento trimestral del comportamiento especulativo de los compradores de vivienda. En conjunto, estos tests aportan evidencia empírica demostrativa de la existencia de una burbuja.

## ABSTRACT

In this paper we study the performance of Spanish housing market between 1989 and 2009. We have verified if hard prices growth is due to a speculative bubble or to fundamental factors. In this sense, we have applied a three alternative methodologies: Cointegration Test; Non – Structural Tests broadly used to monitoring financial asset prices (Variance Bounds Test and Duration Dependence Test) and, finally, the Kalman's Filter. This one enables monitoring quaterly speculative behaviour of housing buyers. Those test show empirical evidence of housing bubble.

Clasificación J.E.L.: C32, D84, R21.

Palabras clave: Burbuja, Especulación, Vivienda.

## **1.- Introducción.**

Determinar si el sector inmobiliario ha experimentado o no una burbuja especulativa ha constituido y constituye aún un debate pendiente e importante en la economía española.

Nadie duda que entre los años 1999 y 2007 el sector inmobiliario ha vivido en España un auténtico “boom” ni tampoco del dramatismo del derrumbe posterior: de ello dan buena cuenta tanto la evolución de los precios como de la actividad constructora. Como puede apreciarse en el Cuadro 1, en el periodo 1999 – 2007 se ha construido una media trimestral de 153.200 viviendas, frente a las 67.300 del periodo 1988 – 1998. Ese impulso de la actividad constructora ha ido de la mano de una auténtica revolución de precios. Si en el periodo 1988 – 1998 el precio de la vivienda creció a una tasa media interanual del 6’1%, a finales de la década presente se disparaba hasta el doble, el 13’1%, llegando en algunos casos a superar el 18%<sup>1</sup>.

A partir del primer trimestre de 2004 el crecimiento del precio de la vivienda entra en una fase de suave moderación (ver Gráfico 2), y seguirá creciendo, aunque a tasas cada vez menores hasta 2007. En este año la acumulación de desequilibrios (particularmente un elevado endeudamiento de los hogares y un déficit exterior galopante<sup>2</sup>) provoca el derrumbe del sector<sup>3</sup> (ver Gráfico 1): pasamos de construir 212.000 viviendas (4º trimestre de 2006) a las 47.100 actuales (2009), cayendo los precios por primera vez desde 1993.

---

<sup>1</sup> Por ejemplo en diversos trimestres de los años 2002 y 2003.

<sup>2</sup> Una advertencia sobre esos desequilibrios puede verse en García Montalvo (2008).

<sup>3</sup> Otro factor a tener en cuenta es la aprobación en marzo de 2006 del nuevo Código Técnico de Edificación (Real Decreto 314/2006), que endurecía sustancialmente los requisitos para edificios cuya construcción se iniciase con posterioridad al periodo transitorio de entrada en

Cosa distinta es que el “boom” de precios y actividad que tuvo lugar entre 1999 y 2007 fuera una burbuja especulativa, esto es, que el incremento en los precios observados dependiese de la expectativa sobre la evolución futura de dichos precios, sin vinculación con los fundamentos macroeconómicos. Porque esa es precisamente la característica básica de una burbuja: el rápido crecimiento en el precio de un activo puede ser sintomático de la existencia de una burbuja, pero no necesariamente implica su existencia. La clave está en la desconexión entre el movimiento de precios y los fundamentos macroeconómicos. Como indica Stiglitz (1990, p 13); *“si la razón de que el precio sea alto hoy es sólo debido a que los inversores creen que el precio de venta será mayor mañana – cuando los factores fundamentales parecen no justificar tal precio – entonces existe una burbuja”*.

**Cuadro 1**

VIVIENDAS INICIADAS AL TRIMESTRE		
(Promedio)		
<u>Periodo</u>	<u>Miles</u>	<u>Precio(*)</u>
1988 – 1998	67'3	6'1%
1999 – 2007	153'2	13'1%
2009	39'8	-6'7%

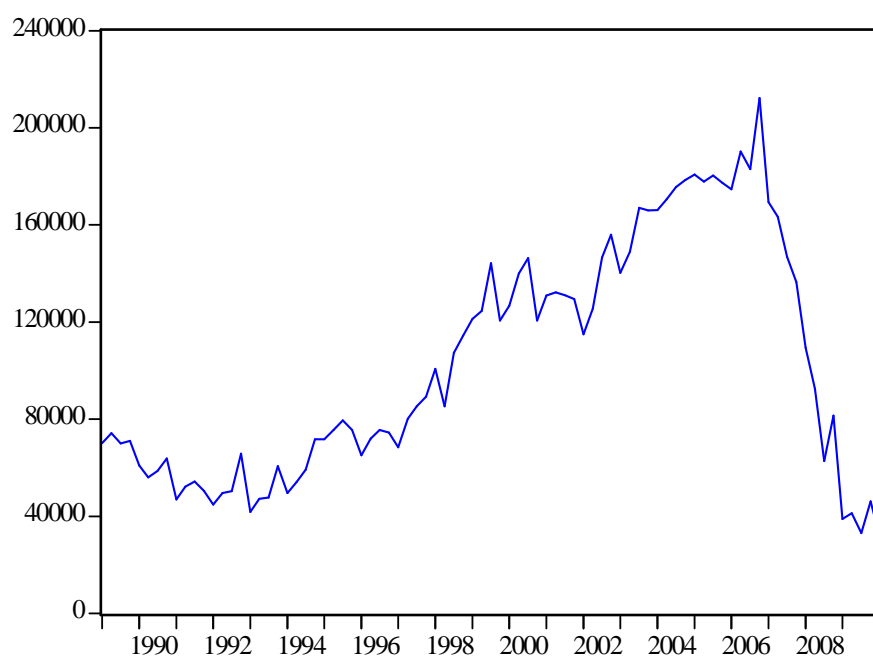
(\*) Tasa media interanual.

Fuente: Síntesis de Indicadores. Banco de España.

vigor (años 2006 y 2007). Ello provocó una acumulación extraordinaria de nuevas promociones en tales años como estrategia para escapar al nuevo marco regulatorio.

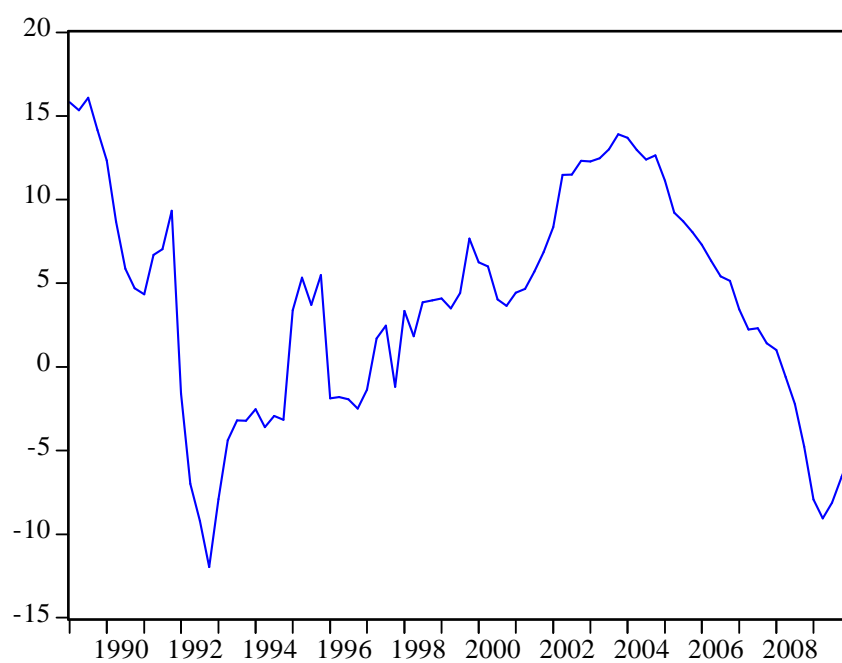
**Gráfico 1**

Viviendas Iniciadas (unidades al trimestre)



**Gráfico 2**

Tasa de Crecimiento Interanual del Precio Real de la Vivienda



Hay que ser cuidadosos con el empleo de términos tales como “especulación” y “burbuja especulativa”. La especulación es un fenómeno que probablemente siempre está más o menos latente en cualquier mercado: es la actitud del agente que toma sus decisiones de comprar, mantener o vender un activo comparando los precios observados con las expectativas que él se forma para precios futuros. En un mercado pueden convivir agentes que especulan con agentes que adquieren factores productivos o bienes simplemente por que los necesitan para sus procesos productivos o para satisfacer sus necesidades. Incluso un mismo agente puede simultáneamente destinar una porción de sus recursos a especular y otra a realizar compras no especulativas. La “burbuja especulativa” surge cuando la acción de los especuladores es tan relevante cuantitativamente que es capaz de condicionar (voluntaria o involuntariamente) los precios que rigen en los mercados: la actitud especuladora de los agentes deja de ser marginal; los agentes existentes en el mercado destinan una mayor porción de sus recursos a especular o bien llegan nuevos agentes especuladores al mercado. En ambos casos puede llegar a movilizarse una ingente cantidad de recursos que perturba significativamente el equilibrio de los mercados.

Durante estos años los analistas han sido renuentes a aplicar los términos “burbuja” o “especulación” al caso español. Y ello básicamente por dos argumentos nada fútiles<sup>4</sup>.

En primer lugar porque en la definición tradicional de burbuja subyace la idea de incremento rápido en el precio, que se acelera continuamente hasta colapsarse, momento en que el precio del activo se derrumba con rapidez. Pero si atendemos al Gráfico 2, el crecimiento real del precio de la vivienda fue continuado durante un periodo muy prolongado de tiempo. Desde 1998 a 2004 el crecimiento real del precio siguió una tendencia ascendente,

---

<sup>4</sup> En las publicaciones de organismos oficiales muy reputados también se ha rehuido sistemáticamente el término “burbuja”, quizá por razones de oportunidad política.

siguiendo a partir de ese momento una senda de crecimiento real cada vez más moderado. Ello implica una burbuja prolongada en el tiempo y un derrumbe (en precios) nada repentino, lo cual colisiona con la idea intuitiva de burbuja.

En segundo lugar, y muy conectado a lo anterior, cabe remarcar que coincidiendo con el “boom” se produjeron una serie de perturbaciones (por el lado de la oferta y por el lado de la demanda) que podrían justificar razonablemente un intenso incremento de precios arraigado en los macrofundamentos de la economía española. Nos referimos concretamente al importante crecimiento demográfico<sup>5</sup>, a la intensa reducción de tipos de interés (nominales y reales)<sup>6</sup>, a la introducción de la moneda única (el euro) y, junto a (o a causa de) todo lo anterior, un importante crecimiento real del PIB<sup>7</sup>.

Revisada la literatura sobre el caso español lo cierto es que no es posible encontrar test específicos de detección de burbujas<sup>8</sup>. Lo más parecido (y lo más habitual) son aquellos trabajos de investigación en los que se trata de comparar los “precios observados” con los “precios estimados” teniendo en cuenta diversas variables (fundamentos) macroeconómicos o financieros, *pero esa metodología es insuficiente por cuanto no permite asegurar si la discrepancia entre los precios observados y los “fundamentales” son causados por una burbuja, una sobre – reacción (overshooting) o, simplemente, una mala especificación*

---

<sup>5</sup> Véase por ejemplo Martínez, Riestra y San Martín (2006).

<sup>6</sup> Algunos consideran casi en exclusiva la drástica reducción de tipos de interés como el detonante del boom inmobiliario. Véase, por ejemplo, García – Montalvo (2006).

<sup>7</sup> Una discusión de estos fenómenos puede encontrarse en Bellod Redondo (2007).

<sup>8</sup> Por ejemplo Bover (1993), García – Montalvo (2001), Balmaseda et al (2002), Ayuso y Restoy (2003), Martínez Pagés y Maza (2005), Álvarez – Lois y Nuño – Barrau (2007). En el modelo de Ayuso y Restoy (2003, 2006) por ejemplo se determina el precio de equilibrio de la vivienda partiendo del supuesto de inexistencia de burbuja inmobiliaria.

*econométrica del modelo aplicado*<sup>9</sup>. De ahí que todavía sea necesario aportar pruebas adicionales en el debate sobre la verdadera naturaleza y causas del “boom” inmobiliario.

Además, discrepamos de la idea aún muy arraigada de que el mercado inmobiliario, al igual que los mercados financieros, es básicamente un mercado eficiente. En nuestra opinión, es evidente que en el boom que hemos vivido en estos años los protagonistas no han sido agentes financieros profesionales que manejan información perfecta y simétrica o con escasos costes de transacción. El “clima especulativo” nutre de recursos el mercado por el lado de la demanda. Al igual que indican Case y Shiller (2003) para el caso de Estados Unidos, el boom ha sido un fenómeno que ha involucrado a miles de hogares que han deseado participar como especuladores por el lado de la demanda: la información limitada procedente de los medios de comunicación, o de vecinos o amigos a los que habíamos observado obtener unas rentas extra con poco esfuerzo; la relativa opacidad fiscal<sup>10</sup> en relación con el manejo de activos financieros<sup>11</sup>... En definitiva los agentes participantes no están necesariamente exentos de cometer errores sistemáticos y su disposición marginal a aceptar una determinada cuota de riesgo puede cambiar a lo largo del tiempo: no siempre una renta esperada de digamos un 10% provocará *ceteris paribus* el mismo flujo de demandantes de vivienda por motivo especulación.

---

<sup>9</sup> Incluso en algunos casos esa estrategia se lleva a cabo de forma inadecuada por que los precios siguen un comportamiento no – estacionario y no se han aplicado técnicas apropiadas (por ejemplo Vectores de Corrección de Error, o Filtro de Kalman) para capturar el verdadero precio compatible en el largo plazo con esas variables fundamentales.

<sup>10</sup> Una misma vivienda podía pasar por manos de varios inversores vía contratos privados (opciones de compra) que obtenían rentas sin tributar, hasta que finalmente la vivienda se transmite ante notario al propietario definitivo.

<sup>11</sup> Sobre estos mismos aspectos también resulta de interés la consulta de López García (1992).

Metodológicamente esto nos ha llevado, por una parte, a considerar distintas alternativas de formación de expectativas y, por otra, a considerar que en las estimaciones econométricas los coeficientes que ligan inversión con expectativas pueden ser cambiantes en el tiempo. Ambas consideraciones nos han llevado a recurrir al Filtro de Kalman, lo cual también resulta novedoso para el caso del mercado inmobiliario español.

Además, hemos reforzado nuestro análisis incorporando test “no estructurales” habitualmente utilizados en el análisis de la especulación de divisas y acciones (Test de Límite de la Varianza y Test de Supervivencia).

El resto de nuestro trabajo se articula como sigue. En la sección 2ª revisamos las estrategias metodológicas más utilizadas en la identificación de burbujas inmobiliarias. En la sección 3ª desarrollamos una estrategia econométrica específica para el caso español (1989 – 2009). Finalmente se presentan las conclusiones y un anexo sobre los datos empleados.



## **2.- Las Burbujas Inmobiliarias: Enfoques Metodológicos.**

¿Cómo asegurar que un movimiento en el precio de un activo es fruto de la especulación y no un ajuste frente a una perturbación de los fundamentos? ¿Cómo detectar una burbuja especulativa en el mercado inmobiliario?

La definición y detección de burbujas especulativas resulta en sí mismo un tema sumamente complejo<sup>12</sup>, a lo cual viene a sumarse la dificultad añadida de tratar con una mercancía (la vivienda) que es a la vez “activo” y “bien de consumo”. Tal es su complejidad que algunos especialistas [por ejemplo Gürkaynak (2005)] consideran que es imposible tratar de detectarlas por procedimientos econométricos.

En la literatura sobre valoración de activos podemos encontrar dos grandes familias de estrategias para abordar esta cuestión: modelos estructurales y modelos no estructurales<sup>13</sup>.

---

<sup>12</sup> Una interesante revisión formal y amplia del análisis de burbujas racionales puede consultarse en Escudero Puebla (1993). Recientemente Arce y López – Salido (2008) han desarrollado un modelo teórico específico de burbujas inmobiliarias.

<sup>13</sup> Incluso podríamos hablar de un tercer enfoque: las encuestas. En ellas se pregunta directamente a los ciudadanos acerca de sus opiniones y expectativas sobre el mercado inmobiliario. Aunque su elevado coste y su falta de sistematicidad limitan su alcance, y aunque no permiten “cuantificar” la burbuja, son útiles para acotar el tipo de información que realmente tiene en cuenta el ciudadano en la toma de sus decisiones. En el caso norteamericano existen importantes trabajos, como los de Shiller (1999) y Case y Shiller (1989, 2003). Para el caso español se dispone del importante análisis de García – Montalvo (2006).

### Modelos Estructurales.

Los modelos estructurales parten de la idea de que en los mercados de activos la detección de una burbuja puede abordarse descomponiendo el precio en dos elementos: una parte “fundamental” ( $f_t$ ) y una “burbuja” ( $b_t$ ). Empleando una formulación muy extendida en el ámbito del análisis de las “burbujas racionales” tendríamos que el precio “observado” de un activo en el momento  $t$  será:

$$p_t = f_t + b_t \quad (1)$$

Si la burbuja es racional cabe esperar que se cumpla:

$$b_t = (1 + r)^{-1} E_t(b_{t+1}) \quad (2)$$

siendo  $r$  el tipo de interés. Como ni  $f_t$  ni  $b_t$  son variables observables, lo habitual ha sido tratar de estimar  $f_t$ , obteniendo como residuo, en caso de existir, la burbuja  $b_t = p_t - f_t$ . A partir de aquí surgen enfoques alternativos para la estimación de  $f_t$ . Básicamente hay dos enfoques: el “macroeconómico” y el “financiero”.

En el “enfoque macroeconómico” se entiende por precio fundamental aquel que es consistente con variables macroeconómicas típicas como la evolución del PIB, población o tipos de interés. Más concretamente, sería el que viene determinado en una relación de largo plazo por tales variables. En esta estrategia subyace el supuesto de que la especulación sobre un activo afecta a la evolución de su precio, pero no a la economía en su conjunto, lo cual nos

permite aislar esas variables que denominamos “fundamentales”. A este enfoque pertenecen trabajos como los de Levin y Wright (1997 a, b), Muellbauer y Murphy (1997), Riddel (1999) ó Case y Shiller (2003).

También es el más utilizado en las diversas investigaciones que el Fondo Monetario Internacional (FMI) ha dedicado en los últimos años a este fenómeno<sup>14</sup>. En realidad la aplicación del FMI no es propiamente un test: realiza un análisis de cointegración entre el precio de la vivienda y un conjunto de variables macroeconómicas. Ello permite identificar los periodos en los que los valores observados se alejan de los de equilibrio en el largo plazo pero sin determinar necesariamente que se trate de una burbuja en vez de una sobre – reacción a una perturbación por el lado de la oferta o de la demanda.

De ahí que en el enfoque “macroeconómico” un primer problema que aparece es el de la correcta identificación del modelo: una discrepancia entre el precio observado y el de equilibrio de largo plazo puede esconder una burbuja, pero también una sobre – reacción o una mala especificación del modelo.

Por otra parte ¿cuáles son esas variables “fundamentales”? Si existiera una lista “cerrada” de variables fundamentales el riesgo de especificaron errónea sería mínimo, pero esa lista no existe. De la literatura examinada se desprende que existen algunas candidatas habituales. Case y Shiller (2003), por ejemplo, incluyen entre ellas el cambio en la población, cambio en el empleo (población ocupada), el tipo de interés hipotecario, la tasa de desempleo, viviendas iniciadas, renta per cápita y el ratio renta per cápita – pago hipotecario anual. Levin y Wright (1997, a) para el caso del Reino Unido incluye la renta y el tipo de interés reales.

---

<sup>14</sup> Por ejemplo, en el análisis del Reino Unido, véase Fondo Monetario Internacional (2005, 2006).

Riddel (1998) en su estudio de California incluye el tipo de interés real, la renta per capita real, el empleo y la inflación. Coleman y Landon – Lane (2007), para el caso de Nueva Zelanda<sup>15</sup> incluyen la inmigración neta, viviendas iniciadas, tasa de desempleo y tipo de interés. Bover (1993) en su trabajo pionero sobre el caso español, incluye la renta real per cápita, el stock de viviendas, la tasa de rendimiento, población total y población entre 20 y 34 años<sup>16</sup>. Balmaseda, San Martín y Sebastián (2002), incluyen la renta disponible, el empleo femenino y el juvenil, los tipos de interés reales y la riqueza financiera. Álvarez – Lois y Nuño Barrau (2007), también para el caso español, incluyen el consumo de bienes per cápita, la ocupación media por vivienda y el tipo de interés real; Pérez López y otros (2004) ofrecen una estimación para el conjunto del periodo 1858 – 2000.

De entre los enfoques macroeconómicos probablemente el más utilizado sea (por su sencillez) el de Levin y Wright (1997 a, b). Siguiendo un esquema de expectativas “miopes” estos autores plantean la estimación de una ecuación reducida del tipo:

$$p_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 rr_t + \alpha_3 z_t^e + \varepsilon_t \quad (3)$$

siendo  $y_t$  la renta real,  $rr_t$  el tipo de interés real y  $z_t^e$  la expectativa que en el momento  $t$  tenemos del crecimiento de precios futuro del precio. Concretamente estos autores formulan

---

<sup>15</sup> El caso de Nueva Zelanda es una interesante referencia porque comparte con España dos características: el papel de la inmigración en el auge demográfico y la expansión del sector de la vivienda desde mediados de los años 90.

<sup>16</sup> En dicho trabajo se atribuye al crecimiento de la renta real per cápita el 70% del incremento del precio “real” de la vivienda y otro 20% a la tasa de rendimiento. En síntesis estas dos variables explicarían por sí solas el 90% el comportamiento de los precios inmobiliarios. También se concluye la irrelevancia de las variables demográficas, pero en referencia al precio de la vivienda, no a la cantidad demandada.

$$z_{t+1}^e = \frac{p_t}{p_{t-4}} \cdot \frac{1}{1+r_t} \text{ (para mañana esperamos el mismo incremento que el observado ayer, que es}$$

la última información disponible, y descontamos dicha expectativa a día de hoy) y obteniendo

la variable  $\theta = \frac{\partial g_{t-1}^e}{\partial g_{t-1}} - \frac{\alpha_3}{\alpha_2}$  el indicador de la sensibilidad de las expectativas que el agente

tiene acerca de precio futuro en función del precio pasado<sup>17</sup>. En este caso el precio se descompone en  $f_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 r r_t$  y  $b_t = \alpha_3 g k_t^L$ .

El “enfoque financiero”, también en el ámbito de los modelos estructurales, está enraizado en el análisis de la especulación bursátil: se entiende por “precio fundamental” el que resulta consistente con el valor presente descontado del flujo esperado de dividendos (rentas) que obtiene el propietario de un activo (en este caso la vivienda). Tendríamos que  $f_t$  responde a la expresión:

$$f_t = \sum_{j=1}^{\infty} (1+r)^{-j} E_t(d_{t+j}) \quad (4)$$

siendo  $d_{t+j}$  el dividendo rendido por el activo en el momento  $t+j$ . Así, se entiende que un incremento de precios no está justificado cuando no se fundamenta en una evolución paralela de la rentabilidad esperada de ese activo. Obviamente el desconocimiento de la corriente de dividendos  $d_{t+j}$  así como la volatilidad de  $r$  constituyen un problema esencial para la determinación de  $f_t$ . En el caso de la vivienda la propia definición de  $d_{t+j}$  resulta problemática: al prestar simultáneamente un “servicio de uso” o “servicio habitacional” a su usufructuario, y un “servicio de capital” a su propietario, es necesario desligar ambos componentes a la hora de valorar la vivienda. Como es sabido esta dicotomía se resuelve

---

<sup>17</sup> Siendo  $g_{t-1} = \frac{p_{t-1} - p_{t-2}}{p_{t-2}}$ .

identificando  $d_{t+j}$  con la renta que podría obtenerse mediante el arriendo de la vivienda, ya que el arrendatario paga por el uso y no por la propiedad [véase Poterba (1984) y Meen (1990)].

Tanto el enfoque macroeconómico como el enfoque financiero convergen el tratamiento final de  $b_t$ : se trata de establecer si las variables  $(p_t, f_t)$  guardan una relación de largo plazo, esto es, si  $b_t$  es un “paseo aleatorio”. En términos econométricos ello implica que la brecha entre el precio observado y el precio “razonable” sigue una senda explosiva, esto es, ambas series no cointegran. Como las burbujas suelen provocar súbitos incrementos en los precios de los activos, estas series suelen ser no – estacionarias. Por tanto la relación de largo plazo entre precios  $(p_t)$  y variables fundamentales  $(f_t)$  suele hacerse mediante un análisis de cointegración, de acuerdo con las propuestas de Flood y Garber (1980), Flood et al (1984), Diba y Grossman (1984, 1988). La cointegración implica ausencia de burbuja, es decir, que la serie  $(b_t)$  es estacionaria<sup>18</sup>.

#### Modelos No – Estructurales.

Los modelos no – estructurales nos remiten directamente a la definición más o menos formal de burbuja y al papel clave que juega la *información* en la formación de los precios del activo. Se trata de un enfoque vinculado estrechamente a la “Teoría de las Expectativas Racionales”, y cuyos principales exponentes son los trabajos de Shiller (1981), LeRoy y Porter (1981), Blanchard y Watson (1982) ó West (1987). En este ámbito hemos considerado

---

<sup>18</sup> Sin embargo, algunos autores [por ejemplo Hall et al (1999)] han llamado la atención sobre la ineficacia de los test de cointegración para detectar burbujas especulativas cuando estas tienden a colapsarse periódicamente.

de especial interés el *Test de Límite de la Varianza* y el *Test de Supervivencia* (Test de Rachas).

El *Test de Límite de la Varianza* [*Variance Bounds Test*, Shiller (1981), LeRoy y Porter (1981), Blanchard y Watson (1982)] se basa en la idea de que la ausencia de burbujas especulativas limita el posible valor de la varianza de la serie de precios de un activo. En términos resumidos, bajo la hipótesis nula de ausencia de burbuja se cumplirá que  $p_t = f_t$  es el precio observado,  $p_t^*$  el precio racional ex – post y siendo  $\beta = \frac{1}{1+r}$  el factor de descuento tal que:

$$p_t^* = \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \cdot d_{t+j} \quad (5)$$

$$p_t = f_t = \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t(d_{t+j}) \quad (6)$$

Si restamos las expresiones anteriores nos queda:

$$p_t^* = p_t + \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j E_t(\varepsilon_{t+j}) , \quad \varepsilon_{t+j} = \sum_{j=1}^{\infty} \beta^j [E_t(d_{t+j}) - d_{t+j}] \quad (7)$$

Aplicando el operador varianza a lo anterior tendremos que:

$$Var(p_t^*) = Var(p_t) + \varphi \cdot Var(\varepsilon_{t+j}), \quad \varphi = \frac{\beta^2}{(1-\beta)^2} \quad (8)$$

Bajo el supuesto de no – negatividad de la burbuja<sup>19</sup>, la hipótesis nula implica que:

$$Var(p_t^*) \geq Var(p_t) \quad (9)$$

El *Test de Supervivencia* o *Test de Rachas* (*Duration Dependence Test*) aplicado a las burbujas racionales ha ganado gran popularidad a partir del trabajo de McQueen y Thorley (1994). En general, una racha es un conjunto de observaciones o realizaciones del mismo signo. Según McQueen y Thorley (1994) es de esperar que cuando una burbuja se gesta y se expande se observe que el activo arroja una racha de rentabilidades “excesivas” o “anormalmente elevadas”, racha que se trunca cuando la burbuja se colapsa. Esta formulación conecta con el concepto de burbuja popularizado por Kindleberger (1977): las burbujas no sólo implican el crecimiento sino el crecimiento *acelerado* del precio de los activos. En términos más formales, si el precio de un activo contiene burbujas, la probabilidad condicionada de que una racha *finalice*, dada su duración, será función decreciente de la duración de la racha.

Para aplicar este test es habitual recurrir al denominado modelo de riesgo de Weibull, que viene expresado por:

$$h(t) = \alpha \cdot (\beta + 1) \cdot t^\beta \quad (10)$$

siendo  $\beta$  la elasticidad de duración de la función de riesgo  $h(t)$ . Como una burbuja se caracteriza por una aceleración (no sólo un crecimiento positivo) de los precios del activo,

---

<sup>19</sup> Por supuesto las variaciones en los precios provocados por una burbuja pueden ser negativas, pero no los precios en sí mismos.



consideran estos autores que estamos en presencia de una burbuja si  $\beta > 0$ : la esperanza de que la vida de una racha continúe se alarga con la cantidad de tiempo que la racha está viva<sup>20</sup>.

### **3.- Los Datos: Aplicaciones Empíricas<sup>21</sup>.**

#### *Análisis Preliminar: Evolución de los Precios.*

Un análisis preliminar de los datos pone de manifiesto que el rápido crecimiento de precios al que hacíamos referencia al inicio de este trabajo puede esconder una burbuja especulativa. Suponemos inicialmente que la serie  $p_t$  sigue un paseo aleatorio  $[p_t = \varphi \cdot p_{t-1} + \varepsilon_t]$ . Como se aprecia en los datos adjuntos al Gráfico 3 y al Gráfico 4, la serie  $\varepsilon_t$  presenta “colas pesadas”, lo cual indica la presencia de “outliers” y es un indicio de burbujas. Además, tanto si atendemos a la variable  $p_t$  (precios nominales) como a  $p_t^D$  (precios deflactados) las correspondientes series  $\varepsilon_t$  son leptocúrticas lo cual redundará en favor de la hipótesis de existencia de burbuja.

**Cuadro 2**  
ANÁLISIS PRELIMINAR DE  $p_t$

$$p_t = \varphi \cdot p_{t-1} + \varepsilon_t$$

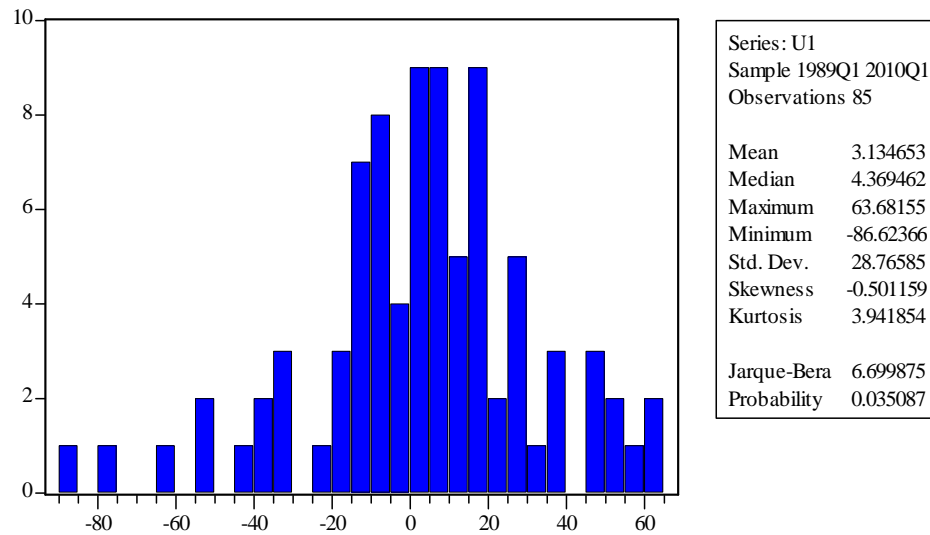
Periodo	$\hat{\varphi}$	Desviación Típica	Prueba – t	Prob.	R <sup>2</sup> ajustado	D – W
1989Q1 1998Q4	1.0121	0.004483	225.7	0.0000	0.948	1.517
1999Q1 2008Q4	1.0192	0.003270	311.7	0.0000	0.995	0.614
1989Q1 2008Q4	1.0181	0.002463	413.3	0.0000	0.997	0.872

Fuente: elaboración propia a partir de anexo.

<sup>20</sup> En ausencia de burbuja, de las rachas de rendimientos positivos anormales, como de los seres vivos adultos, se espera que la probabilidad de que sobrevivan sea menor cuanto mayor sea el tiempo de vida acumulado.

<sup>21</sup> La relación de variables utilizadas y sus fuentes aparecen en el Anexo.

**Gráfico 3**  
Histograma del residuo  $\varepsilon_t = p_t - \hat{\varphi} \cdot p_{t-1}$



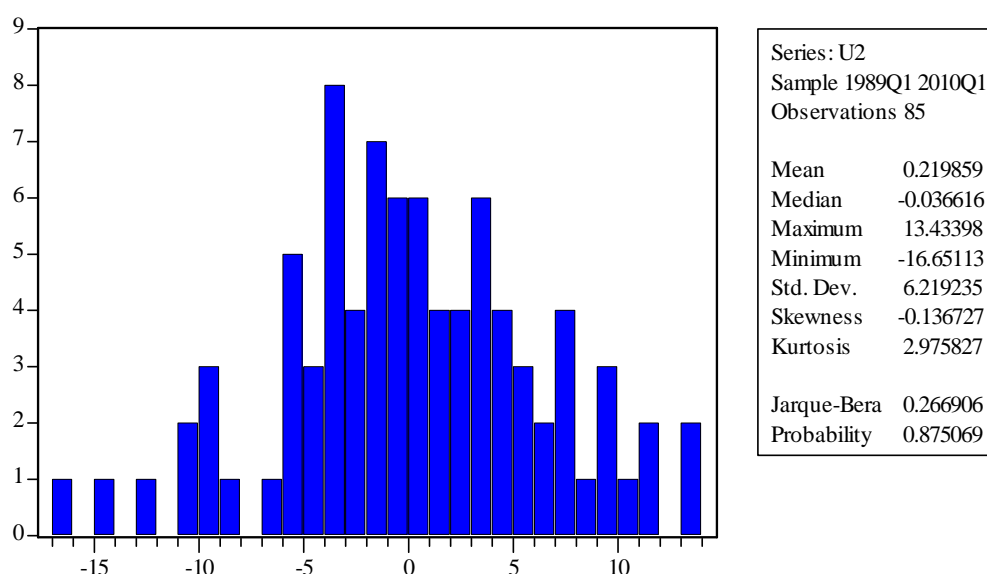
**Cuadro 3**  
ANÁLISIS PRELIMINAR DE  $p_t^D$

$$p_t^D = \varphi \cdot p_{t-1}^D + \varepsilon_t$$

Periodo	$\hat{\varphi}$	Desviación Típica	Prueba – t	Prob.	R <sup>2</sup> ajustado	D – W
1989Q1 1998Q4	1.002755	0.004321	232.0887	0.0000	0.689349	1.473844
1999Q1 2008Q4	1.012323	0.003048	332.0957	0.0000	0.992489	0.848706
1989Q1 2008Q4	1.009512	0.002487	405.8340	0.0000	0.993574	1.142334

Fuente: elaboración propia a partir de anexo.

**Gráfico 4**  
 Histograma del residuo  $\varepsilon_t = p_t^D - \hat{\phi} \cdot p_{t-1}^D$



*Test de Límite de la Varianza (Blanchard – Watson).*

La implementación de esta prueba conlleva un problema de orden operativo, y se refiere a la disponibilidad de la serie de datos de rentas de alquiler  $[d_t]$  para el caso de la economía española: no existe una base de datos de rentas de alquiler equivalente a la base de datos de  $p_t$ . Lo más parecido es la información contenida en el Índice de Precios al Consumo (IPC, elaborada por el INE), en su tratamiento de la vivienda<sup>22</sup>: a ese índice lo denominamos  $Id_t$ . El test exige que las variables implicadas  $(p_t, d_t, p_t^*)$  estén denominadas en los mismos términos (monetarios) y ello nos ha obligado a reconstruir la serie  $d_t$ . Para ello hemos

<sup>22</sup> Esta fuente además presenta varias rupturas temporales por cambio de Base. Como el coeficiente de enlace sólo está disponible para las metodologías Base – 1992 y Base – 2001, hemos enlazado ambas series, cubriendo el periodo 1993:Q1 – 2006:Q4. Sobre los problemas metodológicos del tratamiento del precio de la vivienda y la renta de alquiler en el cálculo del IPC español véase Bellod Redondo (2009).

desarrollado dos opciones completamente alternativas. En la “Opción A” hemos supuesto que en el último trimestre disponible de la serie  $Id_t$  se cumple el equilibrio  $p_t = \frac{d_t}{r_t}$ . A partir de ese último dato, correspondiente al trimestre 2006:Q4 hemos reconstruido la serie  $d_t$  actualizando el dato con  $Id_t$ . En la “Opción B” hemos supuesto lo contrario, es decir, que es en el primer trimestre de la serie cuando se cumple la condición  $p_t = \frac{d_t}{r_t}$ . Los resultados obtenidos se ofrecen en el Cuadro 4 y en el Cuadro 5, que registran respectivamente la opción A y la Opción B. En ambos casos se obtienen la misma conclusión. Hemos realizado el test tanto al conjunto del periodo para el cual están disponibles los datos necesarios (1993 – 2006) como para dos subperiodos, delimitados atendiendo a la presunción de que la posible burbuja se sitúa en el periodo 1999 – 2006. Como se puede comprobar, para el conjunto del periodo se verifica que  $Var(p_t) > Var(p_t^*)$  lo que prueba la existencia de burbuja. Si examinamos los dos subperiodos se observa que en el primero de ellos (1993 – 1998) no se puede rechazar la hipótesis nula de ausencia de burbuja, cosa que sí sucede para el periodo 1999 – 2006.

**Cuadro 4**  
Test de Límite de la Varianza  
Opción A

<i>Periodo</i>	$Var(p_t)$	$Var(p_t^*)$
1993 – 1998	2.518	3.614
1999 – 2006	162.676	128
1993 – 2006	186.426	2.524

Fuente: elaboración propia.

**Cuadro 5**  
Test de Límite de la Varianza  
Opción B

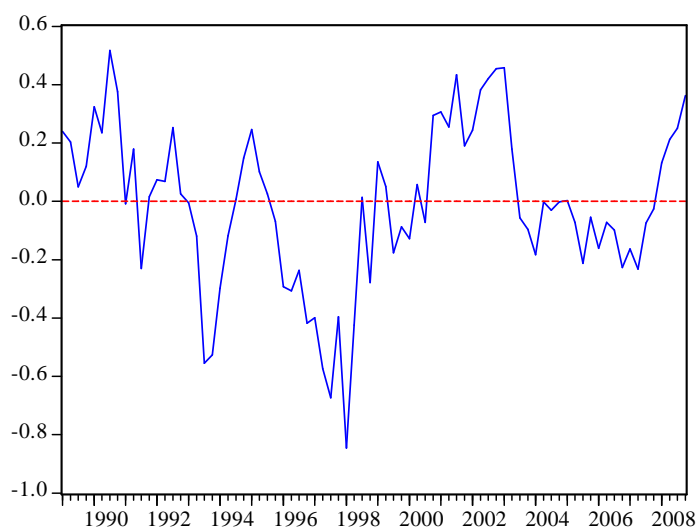
<i>Periodo</i>	$Var(p_t)$	$Var(p_t^*)$
1993 – 1998	2.518	13.387
1999 – 2006	162.676	474
1993 – 2006	186.426	9.349

Fuente: elaboración propia.

Test de Supervivencia [Duration Dependence Test, McQueen y Thorley (1994)].

Para la aplicación de este test hemos calculado en primer lugar los rendimientos “excesivos” de la inversión en vivienda como la diferencia entre el crecimiento interanual del precio de la vivienda y el del índice IBEX – 35. En el Gráfico 5 hemos representado esa diferencia. Con las 80 observaciones disponibles se obtuvieron 10 rachas positivas y 9 rachas negativas para el periodo 1989:Q1 2008:Q4. Hemos descartado aplicar el test en subperiodos de 1989:Q1 2008:Q4 porque la reducción en el número de rachas afectaría gravemente a la eficacia del test. Los resultados se ofrecen en el Cuadro 6. En este caso el test ofrece evidencia a favor de la existencia de una burbuja ya que el valor del coeficiente de curvatura es  $\beta > 0$ , con lo cual el riesgo de finalización de la racha se reduce con su tiempo de vida.

**Gráfico 5**  
Tasa de Rendimiento Excesivo



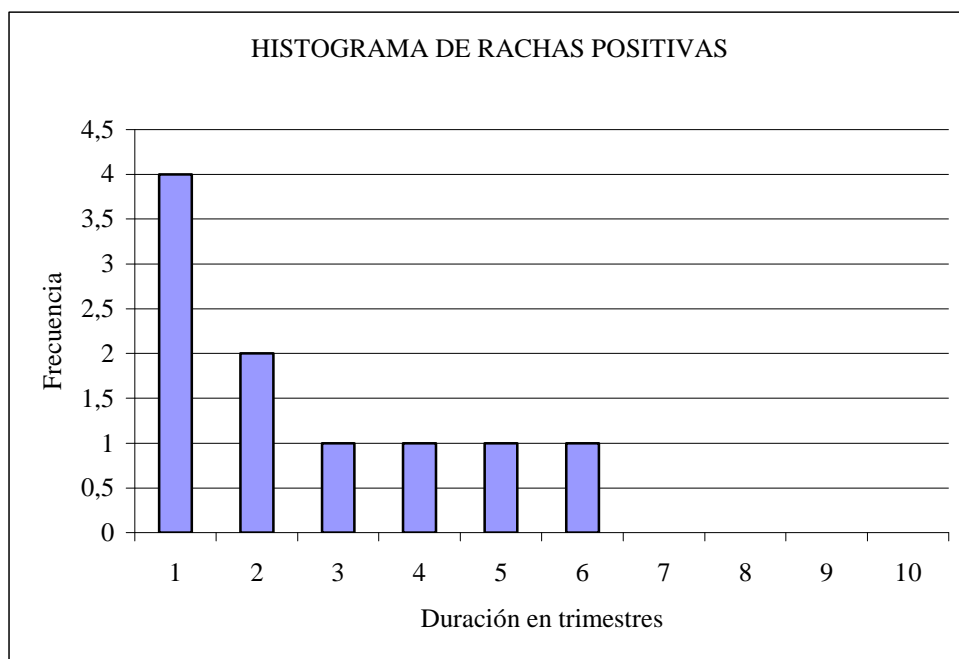
**Cuadro 6**  
Estimación del Modelo de Riesgo de Weibull

$\alpha$	4,352
$\beta$	1,060
Total rachas:	19
- Positivas:	10
- Negativas:	9

---

Muestra: 1989Q1 – 2008Q4.  
Fuente: elaboración propia.

**Gráfico 6**



*Análisis de Cointegración: Comportamiento de la Demanda.*

Atendiendo a los trabajos citados, hemos propuesto un test de cointegración entre  $q_t^D$  (demanda de viviendas nuevas) y una selección representativa de variables del mercado inmobiliario. Nuestro enfoque difiere del empleado en otros trabajos porque planteamos una ecuación de equilibrio sobre cantidades, no sobre precios. Y optamos por esta estrategia basándonos en dos razones relacionadas: a) la distinción dicotómica, ampliamente conocida,

que distingue entre mercado inmobiliario stock y mercado flujo, y b) nuestra discrepancia con el enfoque del “mercado de servicios de vivienda” basado en Poterba (1984).

En buena parte de la literatura que hemos citado se examina el mercado inmobiliario como un mercado que provee a los clientes “*servicios habitacionales*”: el precio de equilibrio está formado por la *intersección* de las funciones de oferta y de demanda de tales servicios. Por desgracia el tratamiento estadístico e incluso conceptual de un mercado así definido es harto problemática. Los precios observados en las transacciones no son correspondientes al intercambio de “*servicios habitacionales*” sino al de la propiedad de la vivienda, con todas las características intrínsecas e inseparables que derivan de la propiedad, incluyendo la utilidad derivada de su tenencia. Es el mercado de arrendamientos donde se intercambia realmente el “*servicio habitacional*” y donde el arrendatario paga por usar la vivienda, no por ser su propietario. Pero desgraciadamente no existe un índice adecuado de tales servicios sino una construcción bastante artificiosa que se incorpora al IPC como indicador de la evolución de los alquileres. En consecuencia, es erróneo mezclar el precio de la vivienda que nos ofrecen las estadísticas oficiales, con modelos en los que se usa oferta y demanda de la mercancía “*servicios habitacionales*” en vez de oferta y demanda de “*unidades físicas*” de la mercancía vivienda.

Por otra parte resulta habitual identificar la *oferta* de tales servicios habitacionales con el stock existente de viviendas per cápita. Si la única función de la vivienda consistiese en ser stock de capital en una *función de producción* de servicios habitacionales, un aumento de dicho stock indicaría un desplazamiento de la función de oferta. Pero las viviendas pueden permanecer cerradas a la espera de ser revendidas por propietarios que las adquirieron para

especular, o a la espera de entrar en uso años después de su adquisición<sup>23</sup>, o pueden ofrecer servicios habitacionales sólo a tiempo parcial (segunda residencia en vacaciones). En resumen: no se pueden agregar todas las viviendas como parte integrante de la función de oferta, más viviendas per cápita no significa mayor oferta de “servicios habitacionales”<sup>24</sup>. Y si esto es cierto, aún lo es más durante los episodios especulativos, en los cuales se desliga la demanda de viviendas de la intención de usarlas para vivir en ellas.

Mucho más fácil es, por el contrario, disponer de observaciones de las cantidades de viviendas compradas y del precio medio al que se han realizado las transacciones, sin necesidad de realizar supuestos apriorísticos sobre su destino. Suponemos, siguiendo una práctica muy arraigada en el sector inmobiliario español, que las viviendas se venden “*sobre plano*”: el promotor inmobiliario propone la construcción de un conjunto de viviendas, pero la construcción sólo llega a iniciarse si se firma un contrato de compra – venta de todas o de la mayoría de ellas; si los potenciales compradores no llegan a comprometerse es posible que la promoción no se inicie, esto es, se trata de una producción “*bajo demanda*” o “*por encargo*” en el que la oferta se adapta cuantitativamente a la demanda. Así, la cantidad de viviendas iniciadas es un buen indicador de la demanda, nos permite en cada momento conocer su cuantía y, a partir de ahí, tratar de inferir qué causas (la especulación u otras) están detrás de ella.

En el Cuadro 7 presentamos un estudio de estacionariedad ADF de las variables *fundamentales* a emplear, siendo:  $q_t$  la cantidad de viviendas iniciadas;  $nh_t$  el incremento interanual de hogares (lo utilizamos como *proxy* de la evolución demográfica trimestral); e

---

<sup>23</sup> Por ejemplo cuando se adquieren por *motivo precaución* para cederlas a los hijos y facilitarles la emancipación.

<sup>24</sup> Del mismo modo que un aumento de población no significa un aumento de la oferta de mano de obra, ya que puede engrosar la fila de los *inactivos*.



$yh_t$  la renta por hogar (lo utilizamos como *proxy* de la renta per cápita trimestral). Dado el carácter no estacionario de las variables implicadas, hemos planteado un par de modelos VEC. En el primero de ellos, ecuación (11) los regresores son los nuevos hogares y la renta por hogar. En el segundo, más reducido (ecuación 12), sólo incluimos como regresor la variable demográfica. En ambos casos ofrecemos los resultados de los test de cointegración y de las pruebas de retardo óptimo. En el Gráfico 7 se muestra la demanda de vivienda observada  $[q_t^D]$  y la demanda de equilibrio de largo plazo  $[q_t^*]$ , dada por la ecuación (11). En el Gráfico 8 mostramos la demanda de vivienda observada y la demanda de equilibrio de largo plazo dada por la ecuación (12).

**Cuadro 7**

Test de Raíz Unitaria (muestra: 1989:1 – 2010:1)				
Variable	$x_t$	$\Delta x_t$	$\Delta^2 x_t$	Orden $I(d)$
$q_t$	-1.652	-3.016	---	I(1)
$nh_t$	-1.258	-5.473	---	I(1)
$yh_t$	-1.663	-7.358	---	I(1)
Fuente: elaboración propia a partir de datos de Anexo.				

**Cuadro 8**

TEST DE COINTEGRACIÓN

$q_t, nh_t, yh_t$

Test de Traza sin restricciones				
Hipótesis	Traza		0.05	
Nº de ecuaciones	Eigenvalor	Estadístico	Valor Crítico	Prob.**
Ninguna *	0.331943	41.99718	29.79707	0.0012
Como mucho 1	0.083623	8.919860	15.49471	0.3728
Como mucho 2	0.021223	1.759035	3.841466	0.1847

El test de traza indica la existencia de una ecuación de cointegración al 5%.

\* indica rechazo de la hipótesis al nivel del 5%.

\*\*MacKinnon – Haug – Michelis (1999) p – valores.

Muestra: 1989Q1 2010Q1

Fuente: elaboración propia a partir de datos de anexo.

**Cuadro 9**  
TEST DE ESTRUCTURA DE RETARDOS

$q_t, nh_t, yh_t$						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2408.330	NA	3.19e+23	62.63196	62.72327	62.66848
1	-2095.758	592.6694	1.20e+20*	54.74696	55.11223*	54.89307*
2	-2089.505	11.36946	1.29e+20	54.81831	55.45753	55.07399
3	-2084.750	8.275325	1.44e+20	54.92856	55.84173	55.29382
4	-2074.536	16.97893	1.41e+20	54.89703	56.08416	55.37187
5	-2061.049	21.36895	1.26e+20	54.78049	56.24156	55.36491
6	-2053.107	11.96462	1.31e+20	54.80797	56.54299	55.50196
7	-2040.940	17.38169*	1.23e+20	54.72570*	56.73468	55.52928
8	-2037.815	4.219698	1.47e+20	54.87832	57.16125	55.79147

\* indica el orden de retardo seleccionado por el criterio.

LR: estadístico LR; FPE: error de predicción final; AIC: criterio informacional de Akaike; SC: criterio informacional de Schwarz; HQ: criterio informacional de Hannan – Quinn.

Muestra: 1989:q1 – 2010:q1.

Fuente: elaboración propia a partir de datos de anexo.

**Cuadro 10**  
TEST DE COINTEGRACIÓN

$q_t, nh_t$				
Test de Trazas sin Restricciones.				
Hipótesis	Trazas		0.05	
Nº de ecuaciones	Eigenvalor	Estadístico	Valor Crítico	Prob.**
Ninguna *	0.196860	19.98519	15.49471	0.0098
Como mucho 1	0.024198	2.008644	3.841466	0.1564

El test de traza indica la existencia de una ecuación de cointegración al 5%.

\* indica rechazo de la hipótesis al nivel del 5%.

\*\*MacKinnon – Haug – Michelis (1999) p – valores.

Muestra: 1989:q4 - 2010q1.

Fuente: elaboración propia a partir de datos de anexo.

**Cuadro 11**  
TEST DE ESTRUCTURA DE RETARDOS

$q_t, nh_t$						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1942.678	NA	2.96e+19	50.51113	50.57201	50.53548
1	-1765.021	341.4721	3.26e+17	46.00054	46.18317*	46.07359
2	-1761.646	6.311829	3.31e+17	46.01677	46.32116	46.13852
3	-1757.854	6.894119	3.33e+17	46.02218	46.44832	46.19263
4	-1750.011	13.85194	3.02e+17	45.92237	46.47027	46.14152
5	-1736.967	22.36178*	2.39e+17*	45.68745*	46.35711	45.95531*
6	-1733.451	5.844910	2.43e+17	45.70002	46.49143	46.01658
7	-1729.455	6.434504	2.44e+17	45.70013	46.61330	46.06539
8	-1728.553	1.405639	2.65e+17	45.78060	46.81553	46.19456

\* indica el orden de retardo seleccionado por el criterio.

LR: estadístico LR; FPE: error de predicción final; AIC: criterio informacional de Akaike; SC: criterio informacional de Schwarz; HQ: criterio informacional de Hannan – Quinn.

Muestra: 1989:q1 – 2010:q1.

Fuente: elaboración propia a partir de datos de anexo.

El número óptimo de retardos es  $n=1$  para la ecuación (11) y  $n=5$  para la ecuación (12), de acuerdo con los criterios AIC y Hannan – Quinn.

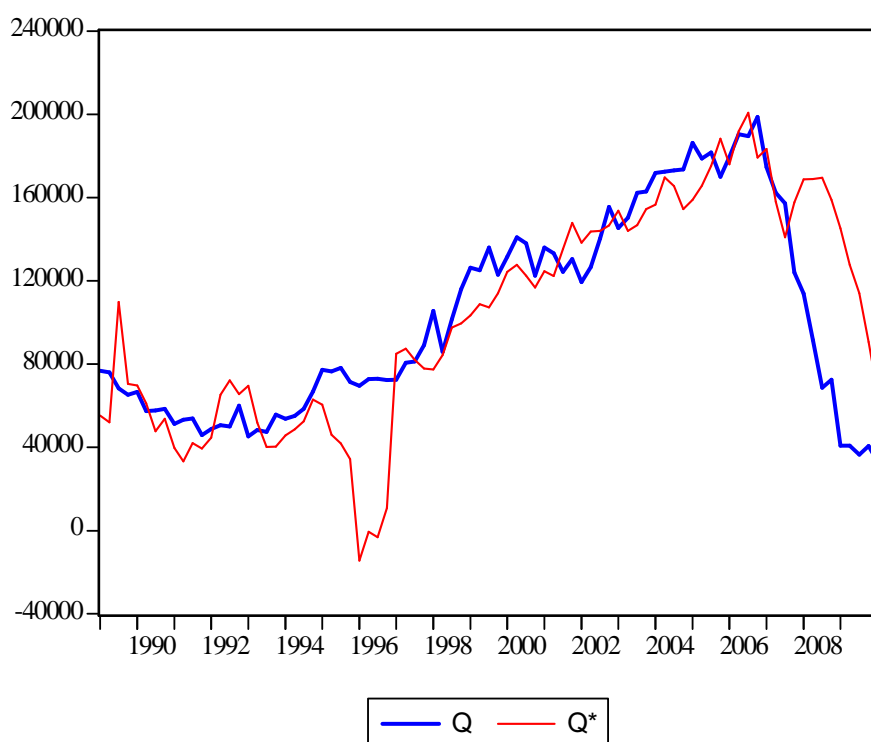
$$q_t^* = -146284'6 + 0'271690 \cdot nh_t + 59'58033 \cdot y h_t \quad (11)$$

(6'46)                      (2'17)

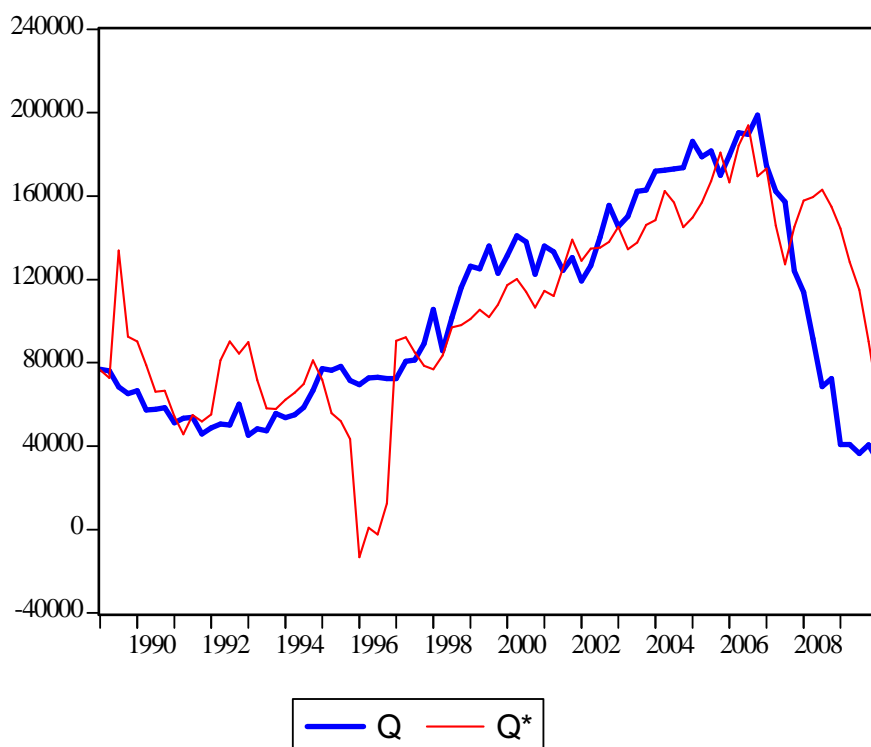
$$q_t^* = 24.40314 + 0'291239 \cdot nh_t \quad (12)$$

(9'86)

**Gráfico 7**  
Viviendas Iniciadas y Estimación de Largo Plazo: ecuación (11)



**Gráfico 8**  
Viviendas Iniciadas y Estimación de Largo Plazo: ecuación (12)



Tanto en el Gráfico 7 como en el Gráfico 8 podemos observar episodios de discrepancia entre valores observados y valores de equilibrios de largo plazo de la demanda de vivienda. Concretamente a partir de 1998 se produce una sobredemanda de viviendas, con una pequeña corrección en 2002, y que continúa hasta 2006. A partir de ese año se produce una severa corrección de la demanda de vivienda que, hasta día de hoy, se sitúa muy por debajo de sus niveles de equilibrio y en fase claramente descendente.

A partir de esas relaciones de largo plazo cabe preguntarse por la vinculación de la demanda con los precios y las expectativas, lo cual nos obliga a explicitar el tipo de comportamiento de los agentes en relación con éstas. Para ello hemos propuesto como metodología novedosa introducir el Filtro de Kalman, realizando estimaciones alternativas en las que incorporamos las expectativas de ganancias a partir de supuestos diferentes consistentes con los tipos de agentes que hemos podido identificar en la literatura revisada<sup>25</sup>. En el epígrafe siguiente mostramos la aplicación de dicha metodología.

#### *Análisis de Sensibilidad Especulativa (Filtro de Kalman).*

Vamos a plantear un modelo en el que trataremos de determinar el impacto que las expectativas sobre la variación de los precios de la vivienda tienen en el comportamiento de los demandantes, y tratar de explicar qué variables han originado cambios en la sensibilidad especulativa de los demandantes de vivienda en el periodo analizado.

---

<sup>25</sup> Entre los análisis empíricos o experimentales acerca de la gestación de las expectativas cabe destacar García – Montalvo (2006) en el que mediante un procedimiento de encuesta similar al efectuado por Shiller (1999) y Case y Shiller (1989, 2003) extraen información directa del público acerca de los factores que influyen en sus expectativas acerca del comportamiento futuro del mercado inmobiliario.

La estrategia consiste en definir una sencilla función de demanda de vivienda que incluya la posibilidad de que los agentes compren viviendas por razones especulativas. Más concretamente, incluiremos un coeficiente que ligue la cantidad demandada con las expectativas<sup>26</sup> acerca de los precios. Dicho coeficiente nos informará de la sensibilidad de la demanda a las expectativas especulativas. A partir de ahí consideraremos la posibilidad de que dicho coeficiente pueda ser variante en el tiempo lo cuál nos permitirá, en su caso, detectar impulsos especulativos experimentados por el lado de la demanda. Este tratamiento tiene como ventaja su realismo frente a los tradicionales análisis de cointegración: la actitud de los agentes frente a las expectativas puede cambiar a los largo del tiempo y carece de sentido estimar un coeficiente fijo para un periodo de digamos 20 años. A tal fin aplicamos el Filtro de Kalman<sup>27</sup>, que nos permitirá estimar el coeficiente especulativo cambiante en el tiempo. La ecuación de demanda a estimar será la siguiente:

$$\hat{q}_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \hat{h}_t + \alpha_t \cdot z_t^e + v_t, \quad v_t \rightarrow N(0, \sigma_v^2) \quad (13)$$

$$\hat{q}_t = \frac{q_t}{q_{t-4}} - 1, \quad \hat{h}_t = \frac{h_t}{h_{t-4}} - 1$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \xi_t, \quad \xi_t \rightarrow N(0, \sigma_\xi^2), \quad E[\xi_t \cdot v_t] = 0 \quad (14)$$

La variable  $\hat{q}_t$  es la tasa de crecimiento interanual de viviendas iniciadas, mientras que  $\hat{h}_t$  muestra la tasa de crecimiento interanual de los hogares. La variable  $z_t^e$  representa las

---

<sup>26</sup> Un interesante análisis formal de las expectativas de los agentes en relación al precio de la vivienda puede hallarse en López García (2000, 2003, 2005). Para información real directamente extraída del público español mediante encuesta nos remitimos nuevamente a García – Montalvo (2006).

<sup>27</sup> Una explicación detallada de esa metodología se ofrece en Hamilton (1994) y en Kim y Nelson (1999).

expectativas de ganancias de capital neta del demandante actual de vivienda por motivo especulación. El coeficiente  $\alpha_t$  mide la sensibilidad de la demanda de vivienda a las expectativas. Es de esperar que una burbuja especulativa muestre un aumento significativo del valor estimado de  $\alpha_t$ . El modelo (13) ha sido formulado en términos de tasas de crecimiento para evitar posibles problemas derivados de la no estacionariedad de las series. Para modelar  $z_t^e$  definimos en primer lugar la ganancia de capital neta ( $gk_t$ ) como:

$$gk_t = \left[ \frac{p_t}{p_{t-4}} - 1 \right] - r_t \quad (15)$$

La expresión anterior nos informa de la rentabilidad obtenida por un agente que compró una vivienda en el periodo  $t-4$ , la revende al cabo de un año y liquida los gastos financieros en los que ha incurrido. A partir de aquí trabajamos con cuatro de expectativas: modelo de Levin – Wright, modelo de agente “miope” y expectativas adaptativas. En el modelo de Levin – Wright<sup>28</sup> las expectativas son:

$$z_t^{e,L-W} = gk_{t-1} \cdot \frac{1}{1+r_t} \quad (16)$$

En el modelo “miope” suponemos que el agente atiende en exclusiva al último valor observado de revalorización del activo “vivienda”:

$$z_t^{e,M} = gk_t \quad (17)$$

Finalmente, en el modelo adaptativo suponemos que las expectativas  $[z_t^{e,A}]$ , como sucede con la renta permanente, son una ponderación de valores realizados y valores esperados. A tal efecto aplicamos el filtro Hodrick – Prescott a la serie  $gk_t$ :

$$z_t^{e,A} = hp(gk_t) \quad (18)$$

---

<sup>28</sup> Para los detalles y justificación de estas expectativas nos remitimos al artículo de estos autores ya citado.

Denominamos  $\alpha_t^A$  al coeficiente de sensibilidad de la demanda frente a las expectativas adaptativas;  $\alpha_t^M$  al coeficiente de sensibilidad correspondiente a las expectativas “miopes” y  $\alpha_t^{L-W}$  al del modelo Levin – Wright. Los resultados se ofrecen en los cuadros siguientes.

**Cuadro 12**

$$\hat{q}_t^d = \beta_0 + \beta_1 \cdot \hat{h}_t + \alpha_t^M \cdot z_t^e + v_t$$

$$\alpha_t^M = \alpha_{t-1}^M$$

	Coeficiente	Desviación típica	Prueba – z	Prob.
$\beta_0$	0.134196	0.060088	2.233344	0.0255
$\beta_1$	-6.555742	2.678292	-2.447733	0.0144
$\text{var}(v_t)$	-3.108807	0.184842	-16.81870	0.0000
	Valor Final	Raíz ECM	Prueba – z	Prob.
$\alpha_t^M$	1.178636	0.260589	4.522961	0.0000
Verosimilitud	3.760340	Criterio de Akaike		-0.017890
Hannan – Quinn	0.016786	Criterio de Schwarz		0.068321

Fuente: elaboración propia.

**Cuadro 13**

$$\hat{q}_t^d = \beta_0 + \beta_1 \cdot \hat{h}_t + \alpha_t^{LW} \cdot z_t^e + v_t$$

$$\alpha_t^{LW} = \alpha_{t-1}^{LW}$$

	Coeficiente	Desviación típica	Prueba – z	Prob.
$\beta_0$	0.114944	0.065841	1.745767	0.0809
$\beta_1$	-5.772949	3.001995	-1.923037	0.0545
$\text{var}(v_t)$	-3.055061	0.195892	-15.59567	0.0000
	Valor Final	Raíz ECM	Prueba – z	Prob.
$\alpha_t^{L-W}$	1.093573	0.290175	3.768664	0.0002
Verosimilitud	1.478036	Criterio de Akaike		0.036237
Hannan – Quinn	0.071136	Criterio de Schwarz		0.123052

Fuente: elaboración propia.



**Cuadro 14**

$$\hat{q}_t^d = \beta_0 + \beta_1 \cdot \hat{h}_t + \alpha_t^A \cdot z_t^e + v_t$$

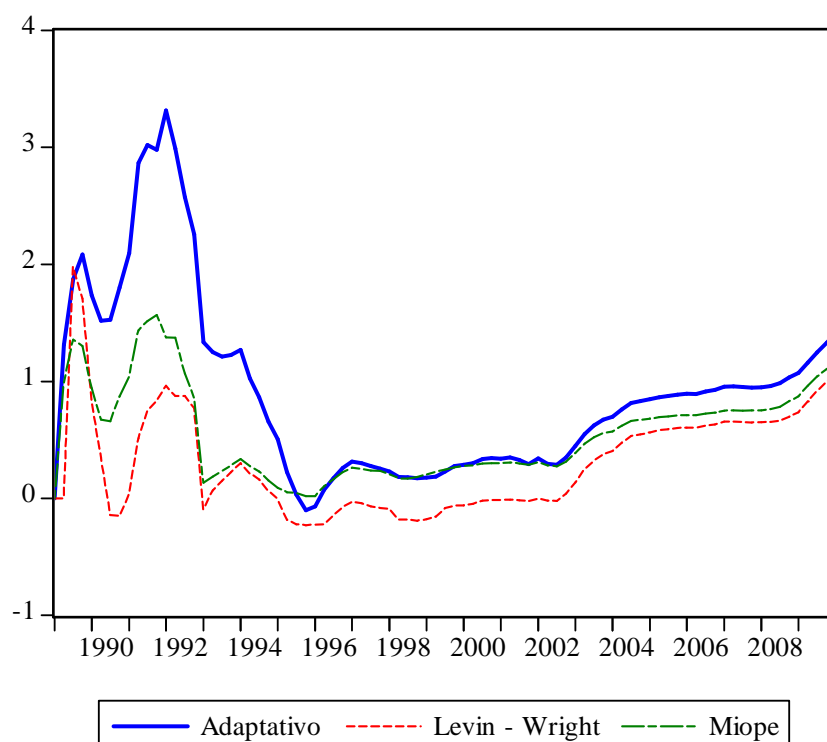
$$\alpha_t^A = \alpha_{t-1}^A$$

	Coeficiente	Desviación típica	Prueba – z	Prob.
$\beta_0$	0.155148	0.071051	2.183597	0.0290
$\beta_1$	-7.592519	2.971322	-2.555266	0.0106
$\text{var}(v_t)$	-3.076382	0.179304	-17.15737	0.0000
	Valor Final	Raíz ECM	Prueba – z	Prob.
$\alpha_t^A$	1.446686	0.323055	4.478141	0.0000
Verosimilitud	2.788843	Criterio de Akaike		0.004968
Hannan - Quinn	0.039645	Criterio de Schwarz		0.091180

Fuente: elaboración propia.

**Gráfico 9**

Evolución temporal de  $\alpha_t$  bajo distintos regímenes de expectativas



En el Gráfico 9 reflejamos la evolución del coeficiente  $\alpha_t$  de cada uno de los tres modelos de expectativas estimados. En todos los casos anteriores se percibe con claridad los

dos grandes procesos especulativos vividos recientemente por el sector inmobiliario español: el periodo 1989 – 1992 y el periodo 1999 – 2008.

Se puede observar una primera fase, 1989 – 1992, en la que se produce una burbuja especulativa relacionada probablemente con el impulso de las expectativas generadas por las conmemoraciones del año 1992: las Olimpiadas de Barcelona y la Exposición Universal de Sevilla<sup>29</sup>. A partir de ahí, desde la crisis que sobrevino inmediatamente después al año 1992 hasta 1999, se aprecia una evolución muy estable del coeficiente  $\alpha_t$ .

Entre los años 1998 y 2002 se identifica otra burbuja de breve duración y es a partir de 2003 cuando emerge con fuerza la burbuja que ha dominado el comportamiento de la economía española hasta el año 2008.

#### **4.- Conclusiones.**

El sector inmobiliario español ha experimentado un importante crecimiento de los precios reales entre los años 1999 y 2007. Intuitivamente no había muchas dudas de que la intensa escalada de precios del sector inmobiliario obedecía al comportamiento especulativo de los participantes en el mercado. Sin embargo, hasta el momento las pruebas empíricas eran muy limitadas: la metodología econométrica más utilizada ha sido el test de cointegración, pero este sólo permite detectar una discrepancia entre el precio observado y el precio de equilibrio de largo plazo. Si esa discrepancia obedece a una mala especificación del modelo o a un proceso especulativo es algo que quedaba por resolver. Por ello nos hemos aproximado a

---

<sup>29</sup> Que coincidía además con la celebración del Quinto Centenario del descubrimiento de América. Estas grandes celebraciones tuvieron un amplio impulso presupuestario para la promoción de obras públicas de gran envergadura: la Isla de La Cartuja, la Villa Olímpica, el tren de alta velocidad (AVE) Madrid – Sevilla, la autovía A – 92, etc.

este problema desde dos enfoques alternativos: test de detección de burbujas empleados en el análisis de mercados financieros (Test de Límite de la Varianza y Test de Supervivencia) y el Filtro de Kalman. Este último es el más novedoso, más realista y enriquecedor puesto que permite seguir, trimestre a trimestre, el comportamiento especulativo de los agentes frente a las expectativas de evolución de los precios.

Todos los test muestran con claridad que la escalada de precios es debida a la existencia de burbujas especulativas. El filtro de Kalman permite visualizar la evolución temporal del comportamiento especulativo de los agentes por el lado de la demanda.

## **5.- Bibliografía.**

Álvarez Lois, P. y Nuño Barrau, G. (2007); “Análisis de los Precios de la Vivienda en España desde una Perspectiva Provincial”; *Situación Inmobiliaria*, junio, Servicio de Estudios Económicos de BBVA.

Arce, Ó. y López – Salido, J. D. (2008); “Housing Bubbles”; *Documento de Trabajo*, nº 0815, Banco de España.

Ayuso, J. y Restoy, F. (2003), “House Prices and Rents: an Equilibrium Asset Pricing Approach”; *Documento de Trabajo* nº 0304, Banco de España.

Ayuso, J.; Blanco, R. y Restoy, F. (2006), “House Prices and Real Interest Rates in Spain”; *Documento de Trabajo* nº 0608, Banco de España.

Ayuso, J. y Restoy, F. (2006), “House Prices and Rents: Does the Discount Factor Matter?”; *Documento de Trabajo* nº 0609, Banco de España.

Balmaseda, M; San Martín, I. y Sebastián, M. (2002); “Una Aproximación Cuantitativa a la Burbuja Inmobiliaria”; *Situación Inmobiliaria*, diciembre, Servicio de Estudios de BBVA, pp. 22 – 28.

Bellod Redondo, J. F. (2007); “Crecimiento y Especulación Inmobiliaria en la Economía Española”; *Revista Principios – Estudios de Economía Política*, nº 8, pp. 59 – 84.

Bellod Redondo, J. F. (2009); “El Precio de la Vivienda y la Inflación en España”; *El Trimestre Económico*, Vol. LXXVI (2), nº 302, abril – junio, pp. 379 – 405.

Blanchard, O. y Watson, M. W. (1982); “Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets” In P. Wachtel (ed.), *Crises in the Economic and Financial Structure*. Lexington Books, Lexington, M. A. [hay traducción al castellano en *Cuadernos Económicos de ICE*, año 1988, nº 38, pp. 95 – 114].

Bover, O. (1993); “Un Modelo Empírico de la Evolución de los Precios de la Vivienda en España (1976 – 1991)”; *Investigaciones Económicas*, Vol. XVII (1), enero, pp. 65 – 86.

Case, K. E.; y Shiller, R. J. (1989); “The Efficiency of the Market for Single Family Homes”; *American Economic Review*, Vol. 79 – 1, pp. 125 – 137.

Case, K. E.; y Shiller, R. J. (2003); “Is There a Bubble in the Housing Market?”, *Brookings Paper on Economic Activity*, vol. 2, pp. 299 – 362.

Coleman, A. y Landon – Lane, J. (2007); “Housing Markets and Migration in New Zealand, 1962 – 2006”, D P 2007/12, Reserve Bank of New Zealand.

Diba, B. T. y Grossman, H. I. (1984); “Rational Bubbles in the Price of Gold”; *National Bureau of Economic Research W. P.* 1300, , Cambridge, Massachusetts.

Diba, B. T. y Grossman, H. I. (1988); “Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?”; *American Economic Review*, Vol. 78, pp. 520 – 530.

Escudero Puebla, E. (1993); “Burbujas Racionales: ¿Realidad o Espejismo?”; *Anales de Estudios Económicos y Empresariales*, Servicio de Publicaciones de la Universidad de Valladolid.

Evans, G. W. (1991); “Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices”, *American Economic Review*; vol 81, pp. 922 – 930.

Flood, R. P. y Garber, P. M. (1980); “Market Fundamentals versus Price Level Bubbles: the First Test”; *Journal of Political Economy*; vol 88, pp. 745 – 770.

Flood, R. P.; Garber, P. M. y Scott, L. O. (1984); “Multi – Country Test for Price Level Bubbles”; *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol 8, pp. 329 – 340.

Fondo Monetario Internacional (2005); “United Kingdom: Selected Issues”; *IMF Country Report* 05/81; Washington.

Fondo Monetario Internacional (2006); “United Kingdom: Selected Issues”; *IMF Country Report* 06/87; Washington.

García Montalvo, J. (2001); “Un Análisis Empírico del Crecimiento del Precio de la Vivienda en las Comunidades Autónomas Españolas”; *Revista Valenciana de Economía y Hacienda*, nº 2 – II, pp. 117 – 136.

García Montalvo, J. (2006); “Deconstruyendo la Burbuja: Expectativas de Revalorización y Precio de la Vivienda en España”; *Papeles de Economía Española*, nº 109, pp. 45 – 75.

García Montalvo, J. (2008); De la Quimera Inmobiliaria al Colapso Financiero; Antoni Bosch editores, Barcelona.

Gürkaynak, R. S. (2005); “Econometric Test of Asset Price Bubbles: Taking Stock”; Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, Washington, D.C.

Hall, S. G.; Psadarakis, Z. y Sola, M. (1999); “Detecting Periodically Collapsing Bubbles: a Markov – Switching Unit Root Test”; *Journal Of Applied Econometrics*, vol 14, pp. 143 – 154.

Hamilton, J. D. (1986); “On Testing Self – Fulfilling Speculative Price Bubbles”; *International Economic Review*, vol 27, nº 3, October, pp. 545 – 552.

Hamilton, J. D. (1994); Time Series Analysis, Princeton University Press.

Kim, C. y Nelson, C. (1999); State – Space Models with Regime Switching, Massachusetts, MIT Press.

Kindleberger, C. (1977); Manias, Panics and Crashes; Basic Books, New York.

LeRoy, S. y Porter, R. (1981); “The Present – Value Relation: Tests Base on Implied Variance Bounds”; *Econometrica*, vol 49, may, pp. 555 – 574.

Levin, E. J. y Wright, R. E. (1997, a); “The Impact of Speculation on House Prices in the United Kingdom”; *Economic Modelling*, vol. 14, pp. 567 – 585.

Levin, E. J. y Wright, R. E. (1997, b); “Speculation in the Housing Market?”; *Urban Studies*, vol. 34, pp. 1419 – 1437.

López García, M. A. (1992); “Algunos Aspectos de la Economía y la Política de Vivienda”; *Investigaciones Económicas*, Vol. 16, nº 1, pp. 3 – 41.

López García, M. A. (2000); “Un Marco para la Discusión de los Efectos de la Política Impositiva sobre los Precios y el Stock de Vivienda”; *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, nº 8/00, Madrid.

López García, M. A. (2003); “Vivienda, Reforma Impositiva y Coste en Bienestar”; *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, nº 23/03, Madrid.

López García, M. A. (2005); “Precios Inmobiliarios, Renta y Tipos de Interés en España”; *Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, nº 7/05, Madrid.

Martínez, D.; Riestra, T. y San Martín, I. (2006); “La Demanda de Vivienda, Factores Demográficos”; *Papeles de Economía Española*, nº 109, pp. 91 – 106.

McQueen, G. R. y Thorley, S. (1994); “Bubbles, Stock Returns, and Duration Dependence”; *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 29; pp. 379 – 401.

Meen, G. P. (1990); “The Removal of Mortgage Market Constraints and the Implications for Econometric Modelling of UK House Prices”; *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol 52, pp. 1 – 23.

Muellbauer, J. y Murphy, A. (1997); “Boom and Bust in the UK Housing Market”; *Economic Journal*, vol. 107, pp. 1701 – 1727.

Pérez López, C; Romero Jordán, D. y Sanz Sanz, J. F. (2004); “Demografía, renta y precios como determinantes del stock de vivienda en España: un análisis con técnicas de cointegración para el período 1858-2000”; XII Encuentro de Economía Pública.

Poterba, J. (1984); “Tax Subsidies to Owner-Occupied Housing: An Asset – Market Approach”; *Quarterly Journal of Economics*; November.

Riddel, M. (1999); "Fundamentals, Feedback Trading, and Housing Market Speculation: Evidence from California"; *Journal of Housing Economics*, vol. 8, p.272 – 284.

Sheffrin, S. M. (1985); Expectativas Racionales, Alianza Universidad, Madrid.

Shiller, R. (1981); “Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends”; *American Economic Review*, vol 71, June, pp. 421 – 436.



Shiller, R. (1999); “Measuring Bubble Expectations and Investor Confidence”; *NBER Working Paper* 7008.

Shiller, R. J. (2000); Irrational Exuberance, Princeton University Press.

Stiglitz, J. E. (1990); “Symposium on Bubbles”; *Journal of Economic Perspectives*, vol. 4 (2), spring, pp. 13 – 18.

West, K. (1987); “A Specification Test for Speculative Bubbles”; *The Quarterly Journal of Economics*, vol 102, august, pp 553 – 580.

## Anexo

### Relación de Variables Utilizadas

Para todas las variables se han utilizado series trimestrales.

$h_t$  : número de hogares, en miles, según EPA. Disponible en la base de datos del Banco de España (serie SI\_1\_6.34).

$nh_t$  : nuevos hogares, o incremento interanual del número de hogares, en unidades. Obtenido como  $nh_t = [h_t - h_{t-4}] \cdot 1000$ .

$gk_t$  : ganancia neta de capital, en porcentaje. Esta variable se ha construido como:

$$gk_t = \left[ \frac{p_t}{p_{t-4}} - 1 \right] - rn_t \quad (19)$$

$r_t$  : tipo de interés nominal. Concretamente se trata del “Tipo de los Préstamos Libres para Adquisición de Vivienda de Hogares”. Puede encontrarse en el servidor de Síntesis Estadísticas del Banco de España (serie SI\_1\_6.56). La serie es mensual. Hemos tomado el dato correspondiente al último mes de cada trimestre.

$rr_t$  : tipo de interés real. Calculado a partir del anterior restando al tipo de interés nominal la tasa de inflación, esto es:

$$rr_t = r_t - \pi_t$$

$y_t$  : renta (PIB) a precios constantes del año 2000, en miles de euros. Los datos proceden de la Contabilidad Nacional Trimestral, elaborada por el INE.

$yh_t$  : renta (PIB) a precios constantes del año 2000, en miles de euros, por hogar. Utilizado como proxy de la renta per cápita trimestral. Se calcula como  $yh_t = \frac{y_t}{h_t}$ .

$q_t$  : viviendas iniciadas, en miles. Puede encontrarse en el servidor de Síntesis Estadísticas del Banco de España (serie SI\_1\_6.28). La serie es mensual. Hemos tomado el dato agregado de cada trimestre natural.

$p_t$  : precio de la vivienda (por m<sup>2</sup>). Se trata del “precio del m<sup>2</sup> de la vivienda libre”. Puede encontrarse en el servidor de Síntesis Estadísticas del Banco de España (serie SI\_1\_6.17, número secuencial 1120381). La serie es trimestral.

$p_t^D$  : precio “real” de la vivienda. Se obtiene deflactando la serie  $p_t$  mediante el deflactor del PIB.

$\pi_t$  : tasa interanual de inflación en términos de deflactor del PIB. Obtenida a partir de los datos de PIB ofrecidos en la Contabilidad Nacional Trimestral (INE).

$Id_t$  : índice de renta por alquiler. Como no existe una base de datos sobre el precio o renta del alquiler de vivienda; hemos tomado el índice utilizado para incorporar el alquiler de vivienda

al IPC. Concretamente se refiere al periodo 1993 – 2006. Como en ese periodo hay una ruptura por la existencia de dos metodologías distintas (Base – 1992 y Base 2001), se ha procedido al enlace de la misma con el coeficiente ofrecido por el INE para la subclase “Alquiler de Vivienda”, y cuyo valor es 0,607887

$d_t$  : renta por alquiler. Se ha calculado a partir de la serie  $Id_t$ . Hemos supuesto que en el último dato disponible (2006:q4) se cumple  $p_t = \frac{d_t}{r_t}$ . Al valor así obtenido se le aplica la serie

$Id_t$ .

$z_t^e$  : ganancia de capital neta esperada. Puede adoptar varias formas según los supuestos que se establecen en el artículo.