

# Provisión pública y ciclo residencial

Paloma Taltavull, Universidad de Alicante,  
e-mail: [paloma@ua.es](mailto:paloma@ua.es)

Montserrat Díaz, Universidad de Oviedo  
e-mail: [mdiaz@uniovi.es](mailto:mdiaz@uniovi.es)

M<sup>a</sup> del Mar Llorente, Universidad de Oviedo  
e-mail: [mmarron@uniovi.es](mailto:mmarron@uniovi.es)

Marzo, 2009

## **Provisión pública y ciclo residencial**

### **Resumen**

La recesión en la actividad residencial en España iniciada en 2007, parece haber producido un efecto arrastre sobre la construcción de *vivienda pública* de forma similar a lo acontecido en la *vivienda libre*. Esta reacción es sorprendente en tanto en cuanto la edificación de *vivienda pública* debería haber aumentado a medida que la menor producción de *vivienda privada* ha exacerbado la necesidad de viviendas. Y ello especialmente tras la reacción, al unísono, de las autoridades intensificando sus objetivos de *política de vivienda*, en prácticamente toda España. Este artículo profundiza en la relación existente entre los ciclos de construcción libre y público bajo la hipótesis de existencia de una forma de provisión que utiliza los canales privados para materializar la *política de vivienda*. La investigación analiza tres ámbitos territoriales con distintos sistemas de aplicación de la *política de vivienda* (Principado de Asturias, Madrid y Alicante) y contrasta, utilizando metodologías de corrección de error, la interrelación entre ambos ciclos. Los resultados muestran que el éxito en la construcción de *vivienda pública* puede depender de los métodos de gestión más que de los presupuestos u objetivos fijados.

**Palabras clave:** Vivienda pública, Política de vivienda, Mercado de vivienda

**JEL classification:** R21, R31.

### **Esquema:**

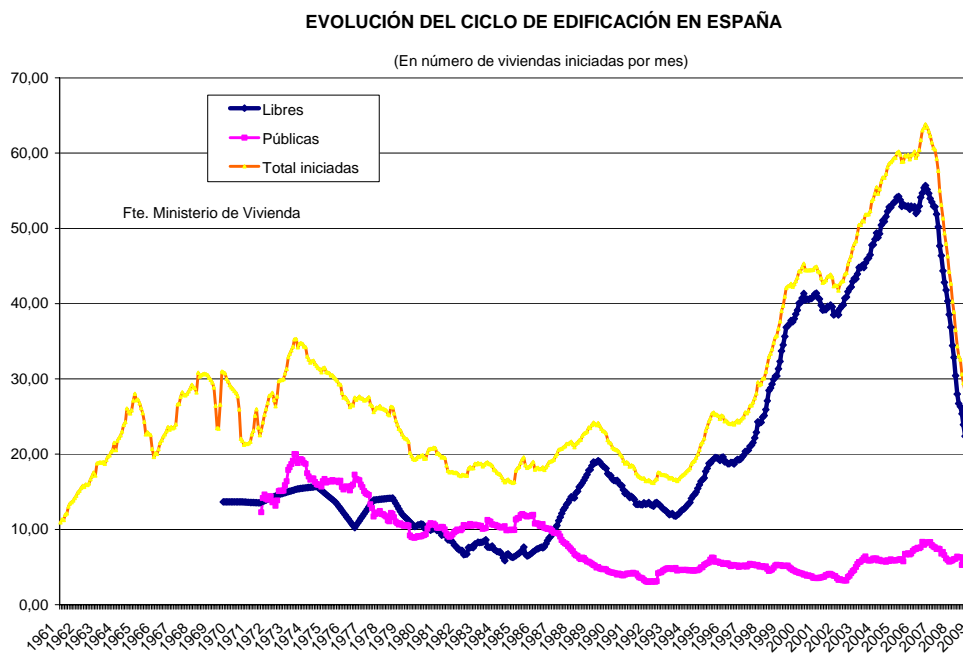
- 1. Introducción**
- 2. Revisión del fenómeno: ciclo público y privado en Principado de Asturias, Alicante y Madrid. Formas de provisión**
- 3. Ejercicio empírico**
- 4. Resultados y discusión**
- 5. Conclusiones**

## 1.- Introducción

El ciclo de edificación de los últimos quince años ha llevado aparejado una reducción histórica de los niveles de construcción de *vivienda pública* provistos en España. Los períodos de máxima expansión se han visto acompañados de una caída en el número de viviendas de protección pública iniciadas hasta mínimos históricos (gráfico 1). Este hecho generó una llamada de atención por parte de la sociedad hacia los poderes públicos, que comenzó a aparecer a medida que la accesibilidad de los hogares de primera entrada se reducía como resultado del aumento de precios y de la tensión en la demanda de alquiler, fechados ambos, aproximadamente, entre los años 2002 y 2003. Dependiendo de la región considerada la intensidad del fenómeno presenta rasgos diferentes.

### Gráfico 1

#### VIVIENDA INICIADAS



Fuente: Ministerio de la Vivienda. Elaboración propia.

La llamada de atención se vió respaldada por una activación de los mecanismos de la *política de vivienda* con distintas medidas de intervención. Los incentivos a la demanda ya generalizados una década atrás (ayudas financieras, incentivos fiscales, respaldo especial a la rehabilitación y alquiler, y, especialmente, incentivos a la construcción de viviendas nuevas) combinados con una acción directa

destinada a ‘vencer’ la resistencia de los promotores privados a construir *vivienda pública* a través de distintas vías, constituyen algunos ejemplos. La denominada *cuota de construcción* que fijaba la proporción de *vivienda pública* a construir, de forma obligatoria, en cualquier suelo nuevo que se desarrollase, constituyó la vía más generalizada de actuación. Esta medida, más que otra, trataba de ligar el ciclo público al privado evitando, así, la desaparición de incentivos de mercado a la construcción de nuevas unidades de *vivienda pública*. La medida tuvo mucho éxito y fue siendo adoptada sucesivamente en las regulaciones de vivienda de las distintas Comunidades Autónomas. Así por ejemplo, la cuota fijada en la comunidad de Madrid se cifraba, en media, entorno al 50 por ciento y en la valenciana se aproximaba al 30 por ciento.

La situación en la cual las condiciones de mercado en expansión reducen los incentivos a la construcción de *vivienda pública* no es nueva en España, y parece haberse repetido, al menos, durante tres períodos más, 1975-78, 1988-90, 1999-2001, caracterizados todos ellos por constituir fases de crecimiento final previo a una recesión (Taltavull, 2003). En los tres casos se produjo una tendencia a la baja de la *vivienda pública* al invertirse el ciclo, abocando a un descenso en la edificación pública antes de que las condiciones de mercado lo justificasen. Esta evolución sugiere la existencia de una interrelación entre el comportamiento de ambas tipologías de vivienda.

Si se considera que la *vivienda pública* es provista para favorecer el acceso a la vivienda al segmento de población con menor capacidad, sería razonable pensar que su presencia se redujese en el momento de mayor eficiencia en la provisión de viviendas desde el mercado (libres). Ello sucedería en aquellos períodos en los que la combinación de condiciones de demanda favoreciesen el acceso de manera generalizada a través del mercado (en propiedad<sup>1</sup>), y, como consecuencia, los incentivos a edificar *vivienda pública* podrían verse disminuidos (por ausencia de demanda y/o interés del sector productor), reflejando una situación de aparente fracaso de la *política de vivienda*, cuando no sería más que la selección de la provisión privada por simplicidad en la asignación de los recursos.

Por otro lado, una vez invertido el ciclo de edificación, en aquellos momentos en que las condiciones de mercado no son favorables al acceso (a través del mercado) y la demanda de primera vivienda se acumula, debería ocurrir lo contrario, es decir, el

---

<sup>1</sup> No se va a tratar aquí la distinta forma de acceso. La historia de la provisión de *vivienda pública* en España muestra cómo la fórmula habitual ha sido la construcción para la transmisión en propiedad, por lo que esa es la forma de uso tenida en cuenta en este trabajo.

incentivo que la política pública realizaría en este período debería repercutir en aumentos de la provisión de *vivienda pública* e, incluso darse el caso de que los proyectos originalmente concebidos como privados se podrían reorientar a públicos, mostrando una reacción contracíclica. La exposición de motivos de las distintas actuaciones en materia de vivienda en España desde los años sesenta parece sugerir que este fenómeno ha estado presente, si bien no ha sido contrastado empíricamente. La habilidad de la *política de vivienda* consistiría en identificar el momento para interactuar con el ciclo, de manera que su efecto contracíclico permitiese alcanzar los objetivos deseados. Desde esta perspectiva, la *política de vivienda* no se vería arrastrada por el ciclo económico sino que se independizaría del mismo en el momento necesario.

La percepción de que la *política de vivienda* era abandonada en las fases expansivas ha llevado a la mayor parte de las Comunidades Autónomas en España a tratar de ‘forzar’ el ciclo edificador público, convenciendo con distintas herramientas a los promotores privados para que construyan *vivienda pública*. Una de estas herramientas ha sido la asignación de la proporción de *vivienda pública* sobre el total que se deben construir en un nuevo suelo urbano, una vez aprobada la densidad edificadora. Este automatismo insertado al indiciar la edificación pública a la privada cuando se fuerza a una cuota de producción sobre el total de *vivienda libre* podría generar el efecto contrario al anteriormente mencionado. Arrastraría la *vivienda pública* a la baja en momentos de caída en la construcción y al alza en momentos de expansión. Si la política tuviese éxito en este marco la oferta se sobredimensionaría y en época recesiva se reduciría. Por otro lado, en expansión, y con una demanda fuerte en crecimiento, los promotores (privados) preferirían construir *vivienda libre*, por los menores requerimientos administrativos y menor complicación documental, con lo que podría ocurrir que no se edificase *vivienda pública* en la fase expansiva al darse prioridad a la *libre*. Si esto ocurriese, la *vivienda pública* ‘se dejaría para la recesión’ y ejercería el efecto contracíclico en su momento preciso, siempre que las condiciones de ayuda facilitasen el acceso de los hogares.

Este artículo evalúa el modelo de interrelación entre la *vivienda pública* y *libre(privada)*<sup>2</sup> en España. En concreto, se trata de encontrar un modelo de comportamiento temporal entre ambos ciclos que muestre si la intuición mostrada es

---

<sup>2</sup> En este trabajo, se identifica *vivienda privada* con *vivienda libre*, argot que se utiliza en todo el artículo.

respaldada empíricamente. En otras palabras, el objetivo es aportar evidencia empírica sobre la existencia de un modelo de comportamiento entre ambos ciclos y de las similitudes o diferencias entre la evolución del ciclo de edificación de *vivienda pública* en distintas regiones del territorio español.

Dada la heterogeneidad de los mercados y de los sistemas de aplicación de las herramientas de *política de vivienda*, se han seleccionado tres ámbitos territoriales para llevar a cabo el análisis (Principado de Asturias, Alicante y Madrid) que cuentan con distintas particularidades tanto en cuanto a dimensión del mercado, características y forma de intervención de su *política* en este área. El objetivo central del trabajo consiste en comparar los modelos de respuesta y mostrar la existencia de distinta casuística en la reacción que puede hacer referencia a los efectos de las fórmulas de intervención pública en este mercado.

El artículo abordará, en primer lugar, las fórmulas de provisión de la *política de vivienda* tanto en cuanto a la regla general como a los ámbitos mencionados. Seguidamente se describirá el modelo de estimación y los datos utilizados en el ejercicio empírico. Después de comentar los resultados obtenidos, se establecerán, por último, las conclusiones finales

## **2.- Revisión del fenómeno: ciclo público y privado en Principado de Asturias, Alicante y Madrid. Formas de provisión**

La evolución de los ciclos residenciales de *vivienda pública y libre* en cada uno de los ámbitos territoriales analizados se recogen en el gráfico 2 (a, b y c)<sup>3</sup>. En los tres casos, se constata un empuje similar de la *vivienda libre* en detrimento de las unidades públicas iniciadas si bien la sensibilidad del ciclo público es diferente.

Mientras que en Madrid, la *vivienda pública* iniciada crece con intensidad desde niveles prácticamente nulos en 2003 y supera el máximo histórico de edificación del período mostrado por las estadísticas, en Asturias esta reacción se localiza en 2006, registrando un nivel sensiblemente inferior al alcanzado en 1983. En Alicante el repunte de la *vivienda pública* se produce en 2008 tras la fuerte caída en la edificación.

Los ámbitos territoriales elegidos constituyen ejemplos dispares del mercado de la vivienda en España en relación a las variables que explican el comportamiento

---

<sup>3</sup> Se utilizan las viviendas iniciadas en el análisis, siguiendo la literatura sobre ciclos residenciales que usan este indicador como la variable de referencia de la inversión residencial. Ver Smith L. *et al* 1988.

de la demanda y la intensidad con que actúan; peso relativo del mercado de vivienda y ritmo de actividad en edificación pública diferente. El rol que los tres ciclos públicos ejerce sobre el total de edificación inducida por la *política de vivienda* se recoge en el gráfico 3. Madrid cuenta con una proporción de *vivienda pública* iniciada muy superior en relación a Alicante y Principado de Asturias.

En los tres ámbitos territoriales analizados, las decisiones sobre la provisión de la *política de vivienda* son inicialmente similares, ya que la decisión sobre la actuación en vivienda sigue un proceso similar en el que, (1) se estima la necesidad residencial; (2) se decide la proporción de intervención con distintos destinos (vivienda nueva/existente, en propiedad/alquiler o acciones en suelo, entre otras); (3) se decide la proporción de financiación destinado a estas actuaciones; (4) se pactan los planes con las instituciones financieras, asignando las condiciones de los préstamos (no las cantidades máximas a destinar, como se hacía en la década de los sesenta), y, por último, (5) se presentan los planes a los promotores privados. La promoción es esencialmente privada puesto que el sector público carece de estructura productiva suficiente para llevar a cabo la edificación de forma directa en relación a los objetivos planteados.

Aunque de hecho el proceso es, sin duda, más complejo, la transmisión final de los incentivos para la construcción a los promotores se realiza de forma indirecta a través de estímulos tanto a la oferta como a la demanda. La posibilidad de obtener financiación en condiciones preferenciales o suelo público para desarrollar y la concesión de créditos preferenciales a los compradores que satisfagan las condiciones previstas en el plan, constituyen ejemplos, en uno y otro sentido. La flexibilidad en los sistemas varía entre aquellas promociones de *vivienda pública* que solo pueden ser vendidas a los hogares que cumplan los requisitos y las mixtas, en las que la construcción de *vivienda libre* y *vivienda pública* es simultánea. El proceso de implementación de la *política de vivienda* es variado dado que es el promotor privado quien decide el momento y localización de la promoción de la *vivienda pública*. Ello significa que el seguimiento de la gestión de su aplicación no constituye una labor sencilla. El hecho de que sea el promotor privado quien decida entre construir *vivienda libre* o *pública* ha podido explicar el dominio de las primeras en momentos expansivos del ciclo y con condiciones de demanda favorables, y el consecuente abandono de la edificación pública, señalado más arriba, en determinados momentos.

También justifica el retorno a la edificación pública cuando las condiciones del mercado empeoran.

El establecimiento de una cuota de edificación constituye una fórmula de actuación que permite evitar la discrecionalidad derivada del procedimiento descrito. Dicha cuota consiste en un proceso de diseño del uso del suelo residencial en las nuevas áreas de expansión urbana a través de la definición de una proporción del suelo urbanizable, o del total de permisos de construcción de vivienda concedidos, para *vivienda pública*. Ello implica que los nuevos desarrollos deben contener obligatoriamente, la proporción de parque público que consta en la regulación, una vez concluido el período de construcción<sup>4</sup>.

Una u otra medida, relaciona el ciclo de edificación privado con el público bajo un modelo de comportamiento que no es conocido. El uso de incentivos de mercado para canalizar la edificación de *vivienda pública*, y la importancia que la decisión del promotor privado sobre la construcción de la misma y, por tanto, con las expectativas del sector productor, vincula el desarrollo de ambos ciclos.

En este artículo se realiza una aproximación a esta relación, desarrollando un ejercicio empírico que intenta capturar las relaciones temporales no causales<sup>5</sup> entre ambos ciclos,

$$\begin{aligned} Vpro_t &= \alpha_1 + \beta_1 Vlib_{t-i} + \mu_1 \\ Vlib_t &= \alpha_2 + \beta_2 Vpro_{t-i} + \mu_2 \end{aligned} \quad (2.1)$$

donde,  $Vpro$  denota un indicador del ciclo de *vivienda pública*;  $Vlib$ , *vivienda libre*;  $\alpha$ ,  $\beta$ , parámetros a estimar;  $\mu$ , término de perturbación aleatoria; y,  $t-i$ , desfase temporal entre ambos ciclos.

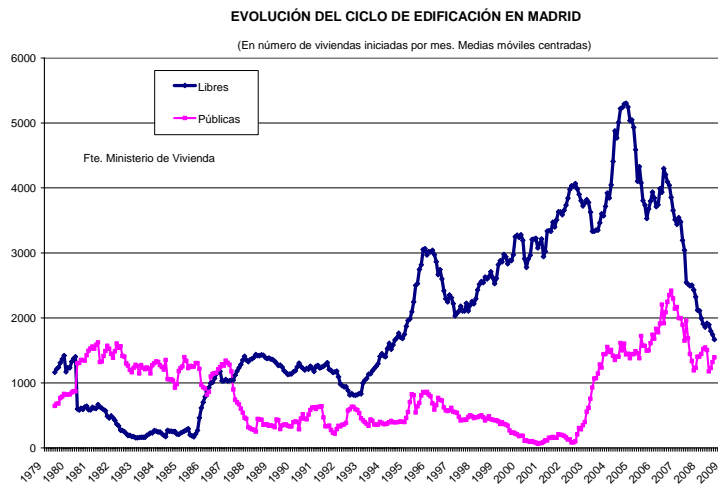
---

<sup>4</sup> A veces, la ‘cuota’ de edificación también es decidida por el promotor. Si la autoridad política elige la localización de la *vivienda pública* (en los casos de los nuevos trazados contenidos en los planes urbanísticos), la periodificación de la construcción es habitualmente decidida por los promotores, sesgados, normalmente, hacia la edificación libre en los primeros momentos en que comienzan las promociones.

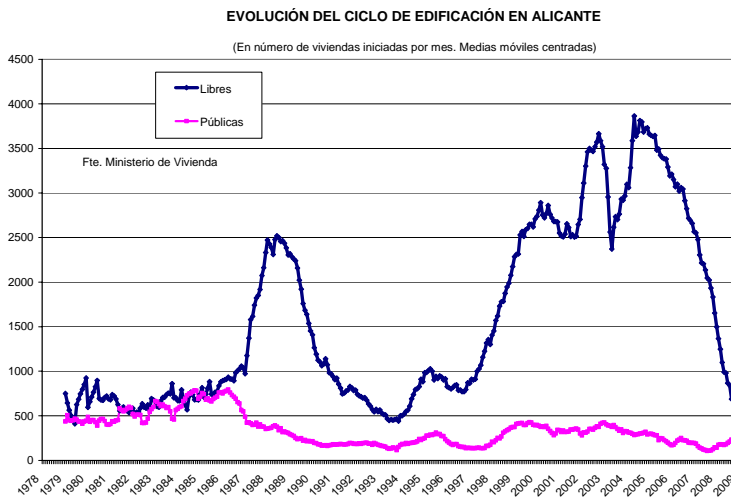
<sup>5</sup> El planteamiento del modelo no incluye una evaluación causal del comportamiento de las variables endógenas incluidas en él, razón por la que no se plantea un modelo de demanda o de oferta de cada uno de los ciclos de edificación.



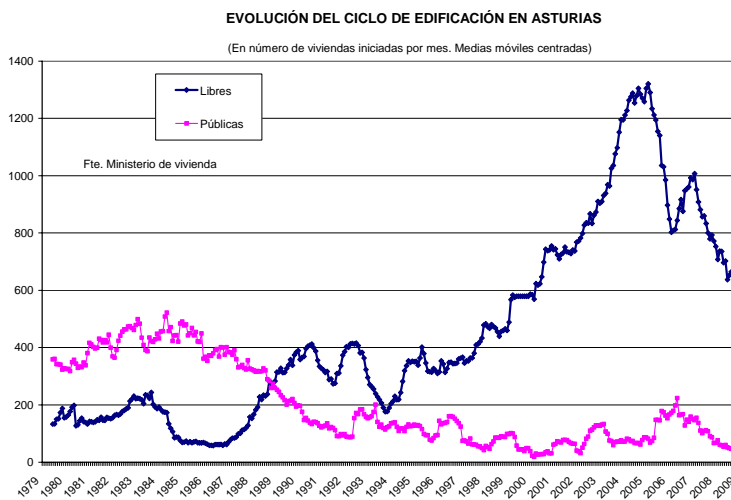
**Gráfico 2**  
**CICLO DE EDIFICACION**  
**Gráfico 2 a. MADRID**



**Gráfico 2 b. ALICANTE**



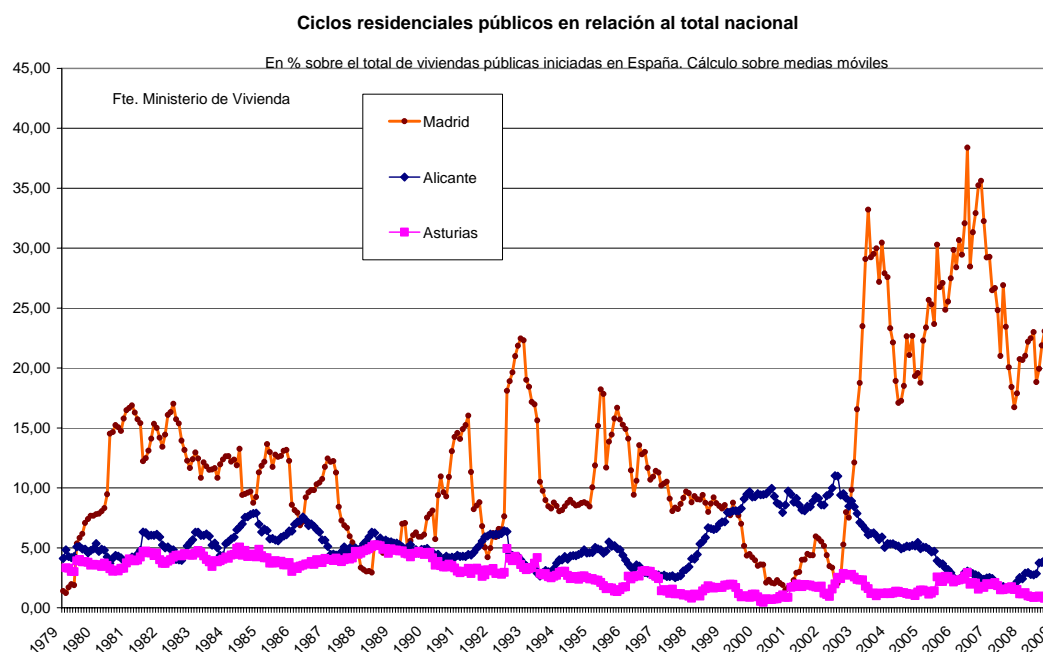
**Gráfico 2 c. PRINCIPADO DE ASTURIAS**



Fuente: Ministerio de la Vivienda.

### Gráfico 3

#### CICLO DE EDIFICACION PUBLICO



Fuente: Ministerio de la Vivienda.

### 3.- Ejercicio empírico

Los modelos econométricos que utilizan series temporales ofrecen la posibilidad de verificar relaciones de largo plazo entre algunas variables de naturaleza económica. La estimación de (2.1) puede ser realizada utilizando dichos métodos y dependiendo de las propiedades estadísticas de la información que se utilice para el contraste. En este ejercicio se han tomado los datos de vivienda iniciada *pública* y *libre*, elaborados por el Ministerio de Vivienda para cada ámbito territorial, durante el período comprendido entre los años 1986 y 2007, ambos inclusive. La dimensión muestral se cifra en 357 observaciones por ámbito territorial. La evolución temporal de las series y los estadísticos básicos se recogen en el gráfico 2, 3 y cuadro 1 del anexo estadístico, respectivamente.

El proceso de análisis sigue las pautas tradicionales en los estudios con series temporales. En primer lugar, se contrasta la estacionariedad de las series. Rechazar dicha hipótesis orientaría el enfoque del análisis dentro de la metodología de los vectores autorregresivos dada la existencia de raíces unitarias. Mediante la aplicación de los test de Dickey-Fuller Aumentadas (ADF) y de Phillips-Perron, se comprueba que las series son no estacionarias a todos los niveles de significatividad. La no

estacionariedad significaría que se trata de series de memoria larga que, generalmente, no tienden a ningún valor medio (cuadro 2, anexo estadístico).

Dado que el comportamiento de las series no es el mismo con respecto a la cuestión mencionada la metodología de análisis para estimar la interrelación temporal será distinta en los tres casos.

### 3.1 El modelo de Asturias

Puesto que ambas series son no estacionarias el test de Johansen permite contrastar la existencia de una relación de cointegración (cuadro 3.1, anexo estadístico). Como la prueba no rechaza la hipótesis de existencia de al menos una relación de cointegración para un nivel de significatividad del 5 por ciento se especifica un Vector de Corrección de Error (VEC) para ajustar (2.1). Ello permitirá contemplar la dinámica de ajuste de las variables tanto a corto como a largo plazo, destacando como dato a analizar la velocidad de ajuste hacia el equilibrio. La especificación realizada se corresponde con un modelo de cuatro retardos en las variables en diferencia, de acuerdo con el contraste de Akaike realizado<sup>6</sup>, sin tendencia determinista<sup>7</sup> y una ecuación de cointegración<sup>8</sup> (cuadro 3.2, anexo estadístico).

Si dos series están cointegradas será posible diferenciar entre una relación de largo plazo, relación que explica el crecimiento o evolución de las mismas, y su dinámica a corto plazo, es decir, las relaciones de las desviaciones entre las dos variables respecto de sus respectivas tendencias a corto plazo. El coeficiente obtenido -0,405567 que afecta a *CointEq1* debe interpretarse a partir de los resultados de la ecuación de cointegración estimada que recoge, asimismo, la velocidad de ajuste. Del análisis de los resultados se desprende el dominio del efecto a largo plazo, 0,150844, en relación al corto plazo, 0,08340. Dos series, *vivienda libre* y *vivienda pública*, ambas de memoria larga, se transforman mediante una combinación lineal en una nueva serie de memoria corta. Del análisis de los resultados se desprende asimismo una bondad del ajuste superior para la regresión que define como variable dependiente

---

<sup>6</sup> Los resultados obtenidos no parecen presentar un óptimo absoluto para el conjunto de retardos considerados. Esta situación, bastante habitual en la práctica econométrica, nos conduciría a plantear modelos excesivamente parametrizados, por lo que, asumiendo como establece Pulido un principio de parsimonia, seleccionaremos el mínimo número de retardos que parecen presentar un máximo local, y que en nuestro caso coincide con un VEC(4), al menos en el estadístico AIC.

<sup>7</sup> Dicha selección supone que las condiciones de equilibrio en el largo plazo probablemente carezcan de tendencia.

<sup>8</sup> El número máximo de ecuaciones de integración es uno menos que el número de variables endógenas.

la *vivienda pública* (42,72 por ciento) en relación a la *vivienda libre* (37,21 por ciento). No obstante, la prueba *F*-Snedecor permite concluir que ambas regresiones son globalmente significativas.

En la ecuación de cointegración se comprueba que el término de corrección de error de la ecuación  $D(LIBRES)$  no es estadísticamente significativo ( $t^*=-1,58425$ ). Ello significa que dicha ecuación no contribuye a la restauración de la condición de equilibrio de las series en el largo plazo cuando en el corto plazo de forma inesperada se pudiera alterar. Sin embargo, el término de error de la primera ecuación,  $D(PROTEGIDAS)$ , sí es estadísticamente significativo ( $t^*=-4,43007$ ) y por lo tanto contribuye a la consecución del equilibrio en el largo plazo. En concreto, la velocidad de ajuste de la ecuación  $D(PROTEGIDAS)$  corrige un 40,5567 por ciento del desequilibrio por período.

Las desviaciones de la tendencia de las dos variables cointegradas en el largo plazo se describen mejor como variaciones transitorias de la *vivienda pública*. Cuando la *vivienda libre* se desvía de su pauta habitual, es la *vivienda pública* la que proyecta el ajuste hasta que la relación de equilibrio se recupera de nuevo. La respuesta de la *vivienda pública* ante un cambio en el sector privado genera una sensible reacción en los períodos iniciales que se hace negativa, de forma casi asintótica en las unidades temporales siguientes (cuadro 3.3, anexo estadístico). Un incremento de la *vivienda libre* en el período actual generaría un efecto nulo sobre la *vivienda pública* en el primer período que pasaría a 4,9225 unidades en el segundo, 4,3911 en la tercera unidad temporal, haciéndose negativo a partir del cuarto periodo de forma asintótica. Podría decirse que la provisión de ambos tipos de vivienda se ‘sustituiría’ en el mercado.

La función impulso-respuesta (FIR) de la *vivienda pública* ante un shock en el comportamiento o trayectoria de la *vivienda libre* recoge el efecto negativo esperado después de cuatro unidades temporales al calendario del *shock* y lo mantiene en las posteriores. La función recoge la correlación existente entre ambas series que refleja un grado de asociación lineal negativo cifrado aproximadamente en el 30 por ciento. En cuanto a la FIR acumulada, presenta la evolución esperada en el medio plazo, esto es, negativa a partir de la cuarta unidad temporal para la alteración de la trayectoria de la *vivienda libre*. El análisis de la descomposición de la varianza profundiza los resultados obtenidos. Tomando de nuevo la variable *vivienda pública* y para el primer período, el 100 por cien de la desviación típica del error (139,3467) se explica a partir

de su propia dinámica. Al cabo de cuatro unidades temporales, la influencia de la variable *vivienda libre* aumenta sensiblemente hasta el 0,75 por ciento y hasta el 2,59 por ciento al cabo de doce meses<sup>9</sup>.

En los resultados obtenidos de las ecuaciones del VEC (cuadro 3.4, anexo estadístico) se comprueba que la variación de la *vivienda pública* se explica en función del VEC, combinación lineal de ambas figuras que actúa en el corto plazo, *vivienda pública* hasta el tercer retardo y *vivienda libre* del primer retardo. Sin embargo, la *vivienda libre* materializa un comportamiento sensiblemente diferente. La variación de la *vivienda libre* se explica fundamentalmente por su propia dinámica (significatividad estadística hasta el cuarto retardo) y por el comportamiento reciente de la *vivienda pública* (significatividad estadística hasta el segundo retardo). El efecto conjunto de ambas figuras recogido en el VEC no constituye una variable significativa para explicar el comportamiento futuro de la *vivienda libre* ( $p$ -valor= 0,1075). Ambos ciclos se complementan para abastecer las necesidades del mercado.

### 3.2 El modelo de Alicante

Las series de *vivienda pública* y *vivienda libre* del modelo de Alicante se corresponden con una serie estacionaria e integrada, respectivamente. Ello condiciona el análisis al entorno de los modelos autorregresivos. En este caso se ha estimado un Vector Autorregresivo para la serie de *vivienda libre* y *pública* con tres retardos (menor valor siguiendo el criterio de información de Akaike,  $AIC=29,27$ ) obteniendo una mayor capacidad explicativa en el modelo de *vivienda libre* (55,33 por ciento) en relación a la *vivienda pública* (34,59 por ciento) y ambas significativas. En el primer modelo, *vivienda libre*, se muestra significativa una tendencia creciente en el largo plazo. Dicha serie presenta una memoria con tres desfases que determina el modelo de crecimiento en el largo plazo de manera independiente a la evolución de la *vivienda pública* (cuadro 4.1, anexo estadístico). El modelo que relaciona la *vivienda pública* muestra una pauta de comportamiento similar, contrastando una vinculación suave al ciclo de edificación libre con un período de desfase, significativo al 5 por ciento ( $t^*=1,8126$ ) y un coeficiente estimado de 0,0194 (1,9 por ciento). Ello significa que

---

<sup>9</sup> Se han realizado pruebas econométricas adicionales a los ejercicios aquí mencionados. De su análisis, no se detectan problemas de autocorrelación en los residuos. Si bien el correlograma obtenido no permite un diagnóstico claro de ausencia del problema, la prueba de Portmanteau permite mantener la hipótesis nula que establece la ausencia de autocorrelación en los residuos hasta el cuarto retardo de la serie. Tampoco se detectan problemas de heteroscedasticidad si bien el modelo no cumple la hipótesis de normalidad multivariada

un aumento del uno por ciento de la *vivienda libre* transmite un crecimiento del 0,0194 por ciento sobre la *vivienda pública* del período siguiente. El signo positivo de la relación refleja la existencia de una reacción procíclica entre ambas series, aunque muy suave.

El comportamiento de la función de impulso respuesta se manifiesta de forma semejante (cuadro 4.2, anexo estadístico). Alteraciones en el comportamiento de la *vivienda libre* impulsarían la construcción de *vivienda pública* en Alicante de forma creciente a lo largo del tiempo. Por su parte, la reacción de la *vivienda libre* ante una alteración en la *vivienda pública* generaría una reacción nula durante el primer período para aumentar significativamente hasta el quinto desfase. La vinculación entre ambos ciclos, *vivienda pública* y *vivienda libre* se refrenda igualmente en el cuadro de descomposición de la varianza, donde se puede apreciar cómo un 0,015 por ciento de la reacción de la *vivienda pública* se explica por la influencia de la *vivienda libre*, aumentando con rapidez hasta 1,59 por ciento en el cuarto desfase temporal. No obstante, el efecto contrario no es cierto, la *vivienda libre* aumenta siguiendo su propia dinámica durante las primeras unidades temporales. La asociación positiva que se aprecia en la correlación de ambas series muestra un modelo de crecimiento conjunto de ambos ciclos de edificación en la provincia de Alicante.

### 3.3 El modelo de Madrid

En el modelo de Madrid, la relación a estimar se modeliza utilizando un vector autorregresivo convencional dado que no ha podido ser rechazada la hipótesis de no estacionariedad en las series *vivienda libre* y *vivienda pública*<sup>10</sup> (cuadro 5.1, anexo estadístico). De los resultados obtenidos se desprende una capacidad explicativa superior del modelo de *vivienda libre* (53,29 por ciento) en relación a la *vivienda pública* (27,20 por ciento), en dos ajustes significativos. El modelo de retardos muestra tres desfases de equilibrio (menor valor del criterio de Akaike,  $AIC=32,93$ <sup>11</sup>), con una tendencia que estadísticamente significativa para la relación correspondiente a la *vivienda libre* ( $t^*=4,7429$ ) La relación obtenida refleja una dependencia inexistente de la *vivienda libre* cuando se producen variaciones en la *pública*, no siendo ninguna de las variables desfasadas estadísticamente significativa.

---

<sup>10</sup> Aunque el contraste ADF para la *vivienda libre* muestra un indicio de la existencia de una raíz unitaria al 5 por ciento de significatividad, el test de Phillip-Perron no puede aceptar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria.

<sup>11</sup> Este valor era similar estimando el modelo con tres y cuatro desfases, por lo que se elige el menor número de ellos.

Ello significaría que la *vivienda libre* se podría explicar sobre la base de su propia dinámica. Sin embargo, la pauta de comportamiento de la *vivienda libre* afectaría a la *vivienda pública* con un desfase temporal de una unidad ( $t^*=2,6066$ ). Un aumento del uno por ciento en la de *vivienda libre* generaría un incremento del 0,11 por ciento en la *vivienda pública* durante el período siguiente.

La función de impulso-respuesta refleja una reacción dispar entre ambas series de pequeña intensidad en ambos casos (cuadro 5.2, anexo estadístico). Un shock en la *vivienda pública* produce una respuesta negativa de la *vivienda libre* a partir del tercer período de desfase tras producirse el cambio. El cambio produciría un efecto nulo durante el primer período siguiente al shock, y un aumento de la *vivienda libre* en el siguiente (19,8 unidades) para hacerse negativo en los siguientes períodos y converger a la situación de equilibrio a partir del decimoquinto desfase. Por el contrario, un shock inesperado en la *vivienda libre* produciría una reacción en el mismo sentido de la *vivienda pública*. En el primer período se produciría una contracción de las unidades públicas iniciadas de 69,5 unidades, y en el tercero de -6,5, teniendo un impacto positivo en el resto de unidades temporales hasta 107,2 unidades en el segundo y 40,7 en el quinto, a partir del cual convergería a cero en quince períodos. Esta relación asimétrica de influencia entre ambas series se ve afianzada por la información que se desprende de la descomposición de la varianza que, en el caso de la *vivienda pública*, muestra una dependencia de la desviación típica del error procedente de la dinámica de la *vivienda libre* (0,81 por ciento en el primer desfase) alcanzando pronto el 2,5 por ciento, máximo explicativo.

La estimación del ajuste entre ambas variables confirma la dependencia de la *vivienda libre* de su propia dinámica (cuadro 5.3, anexo estadístico) y la relación de la *vivienda pública* con la *vivienda libre* tras un período de desfase a partir de la innovación en estas últimas ( $t^*=2,6065$ ).

#### **4.- Resultados y discusión**

##### **En el caso de Asturias...**

1. Las alteraciones que se pudieran producir en la trayectoria de las variables *vivienda libre* y *pública* (integradas ambas de orden uno) tendrán efectos permanentes en el tiempo. Ello significa que las actuaciones adoptadas en una determinada referencia temporal no ejercerán un efecto transitorio en su trayectoria.

2. Al estar ambas series cointegradas será posible diferenciar una relación de largo plazo y su dinámica a corto plazo. El análisis de cointegración permite verificar la existencia de ajustes entre el largo y corto plazo y obtener estimaciones correctas libres de resultados espurios.
3. La correlación obtenida entre ambas series,  $-0,3099$ , significa que la asociación lineal en el corto plazo materializa trayectorias de sentido contrario. Ahora bien, el valor del coeficiente no constituye un dato definitivo. El VEC obtenido pone de relieve la obtención de un equilibrio a largo plazo entre ambas figuras. Ambas series se complementan para abastecer la demanda de mercado. Variaciones en la *vivienda libre* repercuten levemente y de forma positiva en la *vivienda pública*, pero a partir del cuarto retardo de forma casi asintótica los efectos se hacen negativos.
4. En el ámbito territorial del Principado de Asturias el ejercicio realizado aporta evidencia empírica que permite afirmar que no existe una relación entre ambos ciclos de edificación que los ligue en el tiempo. La correlación obtenida,  $-0,3099$ , significa que la asociación lineal en el corto plazo materializa trayectorias de signo contrario y reducido grado de asociación lineal. Los resultados sugieren una caracterización como bienes sustitutivos, esto es, un aumento en la provisión pública desplazaría la actividad privada.
5. La respuesta de la *vivienda pública* ante un cambio en el sector privado genera una sensible reacción en los períodos iniciales que se hace negativa, de forma casi asintótica en las unidades temporales siguientes. Los efectos de actuaciones sobre la *vivienda libre* en relación a la *vivienda pública* son nulos inicialmente, débiles en las unidades temporales siguientes y a partir de la cuarta unidad temporal se hacen asintóticamente negativos. Ello significa que las actuaciones sobre la edificación privada ejercen un escaso efecto sobre la *vivienda pública*, aunque no al revés.
6. De forma análoga se comprueba la reacción del sector privado ante actuaciones sobre la *vivienda pública*. El efecto inicialmente es negativo, nulo en la segunda unidad temporal, positivo en la tercera y a partir de la cuarta, se hace claramente y de forma estable negativo.



### **En el caso de Alicante...**

1. Las relaciones entre *vivienda libre* y *pública* no son intensas y no suponen una relación de largo plazo, por lo que no son permanentes en el tiempo y tienden a la convergencia.
2. Existe una correlación general entre ambas series de 0,132, positiva, que implica una asociación del mismo signo y, por tanto, un modelo de crecimiento aparejado de ambas variables en el tiempo. En ambos casos, la vinculación es positiva y tiene efectos que se alargan en el tiempo.
3. La *vivienda libre* afecta al ritmo de edificación de la *pública* durante el primer período. Podría afirmarse que existe una relación de influencia-liderazgo de la *vivienda libre*. Este resultado junto con la respuesta ante innovaciones, muestra dos ciclos relacionados positivamente, con reacciones en el mismo sentido. Ello sugiere la existencia de un comportamiento procíclico entre ambos tipos de edificación, en los que la *vivienda libre* influiría sobre la *pública*, aunque con cierto grado de sustituibilidad. En ningún caso esta reacción implica una disminución de la edificación ante innovaciones en alguno de los tipos de vivienda.
4. Estos resultados sugieren que las medidas de incentivo de provisión de *vivienda pública* mediante la 'cuota' ejercen su efecto, aunque alejado del 30 por ciento de media que es fijado en la Comunidad Valenciana.

### **En el caso de Madrid...**

1. La no existencia de series integradas implica que las relaciones entre las dos series de vivienda no presentan efectos permanentes.
2. El modelo de relación entre *vivienda libre* y *pública* muestra una influencia significativa de la construcción de *libre* sobre la edificación de *vivienda pública*. Cambios en la edificación de las primeras provocan una reacción del mismo signo ( $\hat{\beta} = 0,11$ ) en el período siguiente. Esto muestra una respuesta del ciclo público con el privado semejante, que tiende a converger en doce períodos. La reacción desfasada estaría mostrando un efecto de liderazgo del ciclo privado en relación al público.
3. La reacción desde la *vivienda libre* ante cambios en la *vivienda pública* es negativa, mostrando un efecto de sustitución entre ambos tipos de edificación. Este impacto de signo contrario aparece en el tercer período tras el shock inicial y

tiende a converger en dieciséis unidades temporales. Ello implica que un aumento en la *vivienda pública* reduciría la intensidad del ciclo privado posteriormente.

4. De nuevo, en este caso, los resultados muestran evidencia sobre cómo el aumento de la provisión privada se asocia a un aumento en la pública, reflejando el efecto ‘cuota’, aunque en una cifra muy alejada del 50 por ciento fijado habitualmente en la Comunidad de Madrid. Además, la eventual intensificación de la construcción de la *vivienda pública* afectaría negativamente a la actividad privada, lo que podría estar reflejando una escasez en la capacidad constructora (reducido número de empresas en la industria de la construcción), una limitación de suelo (insuficiente suelo para construir) o límites existentes en la concesión de permisos.

En conjunto, los ejercicios identifican distintas formas de reacción entre las regiones. Por un lado, Asturias presenta una fuerte relación entre ambas actividades en el largo plazo, que vincula su evolución en el tiempo. Su convergencia al equilibrio en el corto plazo muestra que bastan tres períodos para que el efecto del aumento en el ciclo de *vivienda libre* ejerza efectos negativos sobre la provisión de *vivienda pública*, permanentemente. Igualmente, un aumento inesperado de la *vivienda pública* ejerce un efecto sustitución de *vivienda libre*, reduciendo posteriormente su ritmo de edificación. Estos resultados podrían interpretarse como que la utilización de los mecanismos de provisión privados limitan la posibilidad de llevar a cabo la política de provisión pública y que, en el caso de tener éxito, penalizaría el ciclo de construcción privada. La idea de que ambos tipos de viviendas son bienes sustitutivos surge desde el mismo momento de la construcción, cuando la lógica muestra que deberían pertenecer a mercados diferentes dadas las condiciones específicas de la demanda.

En el caso de Alicante y Madrid las reacciones son distintas a las de Asturias, aunque la similitud en sus resultados muestran particularidades específicas que las diferencian entre sí. En Alicante, ambos ciclos se alimentan de manera que, aunque los ejercicios muestran una pequeña relación, los aumentos en *vivienda libre* son los que incentivan la *vivienda pública* con un período de diferencia, y con una sensibilidad muy pequeña (y alejada del 30 por ciento). Su comportamiento dinámico no se interrelaciona en el largo plazo con un modelo claro de relación, pero se produce un crecimiento simultáneo de ambos tipos de edificación. Cada ciclo reacciona con el mismo signo cuando la construcción de vivienda aumenta en el otro. Ello significa que se satisfacen las condiciones para permitir reacciones procíclicas,

de lo que se deduce, *caeteris paribus*, que el ciclo *público* aumentará cuando lo haga el *privado* y viceversa, aunque no se infiere la existencia de un liderazgo claro entre ambos. Esto induce a pensar que existen incentivos (de mercado y desde la política) para que ambos tipos de edificación aumenten a la vez, lo que no es posible sin la existencia suficiente de suelo y flexibilidad de permisos, a la vez que de una agilidad promotora elevada, durante el período considerado<sup>12</sup>.

El caso de Madrid es similar al de Alicante en cuanto que no muestra un modelo de comportamiento de largo plazo, y las relaciones que ajustan el equilibrio reflejan una clara influencia de la edificación de *vivienda libre* sobre la *vivienda pública*, con similar modelo temporal al de Alicante. Esto significa que la *vivienda pública* iniciada en Madrid depende del ciclo privado casi tanto como de su propio dinamismo, mientras que éstas pueden actuar reduciendo el ritmo edificador privado de manera indirecta. En este caso, la provisión pública se encuentra ‘ligada’ a la privada en el corto plazo, y las variaciones de ésta última generarían efectos inmediatos sobre aquella, aunque no necesariamente al contrario.

Los ejercicios realizados muestran que la provisión de *vivienda pública* nueva puede verse afectada por factores distintos a los que fijan sus objetivos (presupuestos públicos, objetivos sociales, ..) dependiendo de la región y, por tanto, de la intensidad de su demanda y del mecanismo de oferta. Un cambio en el ciclo general puede conducir al éxito o fracaso de la *política de vivienda* por razones ajenas a su diseño, y esta situación puede ser dispar en las distintas regiones españolas. Mayor incertidumbre en cuanto al éxito en ámbitos territoriales como Alicante y, posiblemente, mayor ajuste en otros como Asturias.

## 5.- Conclusiones

En este artículo se han llevado a cabo distintos ejercicios que estiman la vinculación temporal entre los ciclos de edificación de *vivienda pública* y *libre* en unidades territoriales del ámbito nacional diferentes con objeto de identificar la dependencia existente y el alcance de su relación. Se trata de evaluar los efectos que una súbita reducción en el ritmo de construcción privado puede ejercer sobre la efectividad de la *política de vivienda* orientada a la provisión de nuevas unidades.

---

<sup>12</sup> Este resultado es consistente con las elasticidades de oferta estimadas en Taltavull, 2006.

El argumento se sustenta en la forma de gestión de las medidas de fomento a la *vivienda pública* nueva en las distintas regiones, que se basa en la utilización de los mecanismos de toma de decisión de construcción privados.

Los resultados sugieren la existencia de un efecto de sustitución, desde la provisión de viviendas en el caso de Asturias, donde el aumento de construcción de *vivienda pública* desplaza el ciclo privado y al contrario, en un comportamiento estable en el largo plazo. Esto parece implicar que ambos tipos de vivienda son claramente sustitutivos desde la provisión, con lo que el sector puede ver condicionada su actividad a las interacciones de la *política pública*. En los casos de Madrid y Alicante esta relación no aparece, lo que sugiere una mayor independencia en las decisiones de construcción, aunque en los dos se obtiene un grado de interrelación entre ambos ciclos en un solo sentido, en el cual los ciclos de edificación privada arrastran al público. Esta intensidad es muy pequeña y en el caso de Madrid, además, revierte a la relación negativa en varios periodos, lo que sugiere que las medidas de incentivo a la edificación pública tienen un efecto limitado y podrían ser sustitutivos de la actividad de mercado (en Madrid).

Este ejercicio no profundiza en las relaciones que causan el ciclo de edificación, aunque busca las relaciones entre ambas que son el resultado de las decisiones de provisión de viviendas. Los resultados generales sugieren que similares medidas de política pública podrían tener efectos asimétricos dependiendo de la región donde se apliquen.

## **Bibliografía**

Díaz Fernández, M.; Llorente Marrón, M. y Costa Reparaz, E.: “La demanda de vivienda en España: Una aproximación empírica”, *Dirección y Organización*, Vol 19, 1998, pp 36-42.

Fernández Carvajal, A: “Veinticinco años de política de vivienda en España (1976-2001): una visión panorámica”, *Tribuna Económica ICE*, Jul-Ago, 2004, pp 145-161.

Ministerio de Vivienda. Plan de Vivienda 2008-2011.

Ministerio de Vivienda. *Estadísticas de Viviendas iniciadas*. Varios años.

Smith, L.; Rosen, K. y Fallis, G: “Recent Developments in Economic Models of Housing Markets”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 26, Marzo, 1988, pp 33-41.

Taltavull, P.: ‘La Política de Vivienda’, en Salinas J. y Álvarez, S, (coord.), *El Gasto Público en la Democracia*, Instituto de Estudios Fiscales, 2003, pp 331-378.

Taltavull, P.: ‘La oferta de viviendas y el Mercado inmobiliario en España’, *Papeles de Economía Española*, Vol 109, 2006, pp 156-181.

# ANEXO ESTADÍSTICO

## CUADRO 1. Estadísticos Básicos

	ALIB	AVPP	ESLIB	ESVPP	MALIB	MAVPP	OVLIB	OVVPP
<b>Mean</b>	1586.602	343.7451	23406.53	6625.866	1950.314	837.9860	445.1545	204.4594
<b>Median</b>	1039.000	278.0000	17280.00	5843.000	1500.000	539.0000	321.0000	136.0000
<b>Maximum</b>	6309.000	1794.000	68700.00	25130.00	10281.00	10419.00	1912.000	1317.000
<b>Minimum</b>	0.000000	13.00000	3190.000	1200.000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
<b>Std. Dev.</b>	1257.925	259.9072	16317.29	3437.494	1654.707	1100.219	385.0179	212.8837
<b>Skewness</b>	0.939403	1.885896	0.833172	1.376053	1.318465	3.496250	1.197461	1.802762
<b>Kurtosis</b>	3.173053	8.474628	2.409248	6.394684	5.560116	22.67224	3.905017	7.374750
<b>Jarque-Bera</b>	52.95290	657.4448	46.36437	284.0823	200.9255	6483.895	97.22820	478.0564
<b>Probability</b>	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
<b>Sum</b>	566417.0	122717.0	8332724.	2365434.	696262.0	299161.0	158475.0	72992.00
<b>Sum Sq. Dev.</b>	5.63E+08	24048428	9.45E+10	4.21E+09	9.75E+08	4.31E+08	52624767	16133731
<b>Observations</b>	357	357	356	357	357	357	356	357

## CUADRO 2 Estacionariedad de las series Análisis de raíces unitarias Prueba Dickey-Fuller Aumentadas (ADF)

### Cuadro 2.1 Asturias

Null Hypothesis: LIBRES has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 11 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.469280	0.8376
Test critical values:		
1% level	-3.995040	
5% level	-3.427830	
10% level	-3.137268	

\*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: PROTEGIDAS has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 10 (Fixed)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.014033	0.1303
Test critical values: 1% level	-3.993200	
5% level	-3.426939	
10% level	-3.136742	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### Cuadro 2.2 .- Alicante<sup>13</sup>

Null Hypothesis: ALIB has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 3 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.092211	0.1103
Test critical values: 1% level	-3.993746	
5% level	-3.427203	
10% level	-3.136898	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(ALIB) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.688578	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.995040	
5% level	-3.427830	
10% level	-3.137268	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

<sup>13</sup> En el caso de la *vivienda libre* de Alicante, el test de raíces unitarias de Phillips-Perron no muestra la existencia de una raíz en la serie en niveles. Se han realizado nuevos test de contraste, como el de Dickey-Fuller GLS y el NG-Perron modificado que muestra la existencia de una raíz unitaria al 10%.

Null Hypothesis: AVPP has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.944153	0.0003
Test critical values: 1% level	-3.992411	
5% level	-3.426557	
10% level	-3.136516	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### Cuadro 2.3.- Madrid

Null Hypothesis: MALIB has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.175246	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.992411	
5% level	-3.426557	
10% level	-3.136516	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: MAVPP has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=15)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.879840	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.992283	
5% level	-3.426494	
10% level	-3.136480	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

### Cuadro 3. ASTURIAS

#### Cuadro 3.1. Análisis de cointegración

##### Test de Johansen

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: LIBRES PROTEGIDAS

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.086634	26.66928	20.26184	0.0057
At most 1	0.012669	3.289603	9.164546	0.5280

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.086634	23.37968	15.89210	0.0028
At most 1	0.012669	3.289603	9.164546	0.5280

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

LIBRES	PROTEGIDAS	C
-0.001592	-0.010553	2.352542
0.002570	0.000288	-1.898235

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(LIBRES)	21.41685	-22.69935
D(PROTEGIDAS)	38.43237	6.335323

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -3383.844

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LIBRES	PROTEGIDAS	C
1.000000	6.629350	-1477.894
	(1.20022)	(220.700)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(LIBRES)	-0.034092	(0.02152)
D(PROTEGIDAS)	-0.061177	(0.01381)



### Cuadro 3.2.- Modelo VEC

Vector Error Correction Estimates

Included observations: 258

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

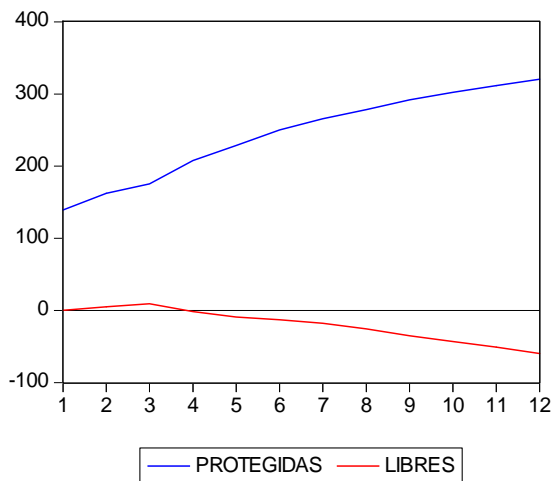
Cointegrating Eq:	CointEq1	
PROTEGIDAS(-1)	1.000000	
LIBRES(-1)	0.150844 (0.05886) [ 2.56270]	
C	-222.9319 (35.7497) [-6.23591]	
Error Correction:	D(PROTEGIDAS)	D(LIBRES)
CointEq1	-0.405567 (0.09155) [-4.43007]	-0.226006 (0.14266) [-1.58425]
D(PROTEGIDAS(-1))	-0.425972 (0.09376) [-4.54300]	0.241426 (0.14611) [ 1.65234]
D(PROTEGIDAS(-2))	-0.358661 (0.09105) [-3.93929]	0.323641 (0.14188) [ 2.28114]
D(PROTEGIDAS(-3))	-0.163437 (0.08111) [-2.01512]	0.114690 (0.12638) [ 0.90747]
D(PROTEGIDAS(-4))	-0.092939 (0.06308) [-1.47340]	0.061694 (0.09829) [ 0.62766]
D(LIBRES(-1))	0.083401 (0.04134) [ 2.01750]	-0.671354 (0.06442) [-10.4220]
D(LIBRES(-2))	0.093419 (0.04731) [ 1.97466]	-0.625613 (0.07372) [-8.48630]
D(LIBRES(-3))	0.032368 (0.04740) [ 0.68288]	-0.387804 (0.07386) [-5.25035]
D(LIBRES(-4))	0.010213 (0.04102) [ 0.24896]	-0.148565 (0.06392) [-2.32414]
R-squared	0.427200	0.372082

Adj. R-squared	0.408797	0.351908
Sum sq. resids	4834955.	11740356
S.E. equation	139.3467	217.1406
F-statistic	23.21336	18.44354
Log likelihood	-1635.243	-1749.686
Akaike AIC	12.74607	13.63323
Schwarz SC	12.87001	13.75717
Mean dependent	-1.922481	6.763566
S.D. dependent	181.2292	269.7258

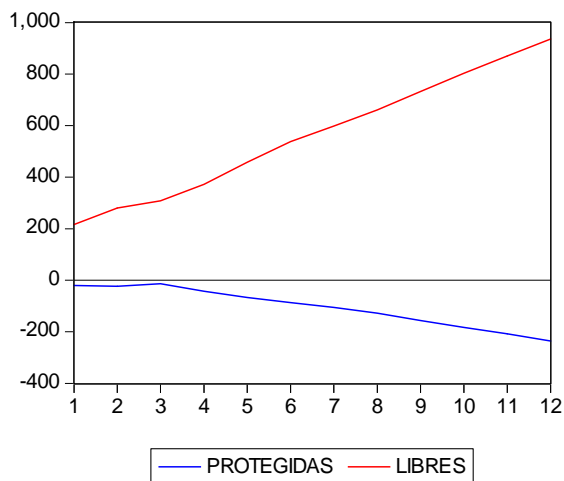
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.08E+08
Determinant resid covariance	8.46E+08
Log likelihood	-3383.844
Akaike information criterion	26.39414
Schwarz criterion	26.68333

**Cuadro 3.3.- Función Impulso - Respuesta Acumulada – Gráfico**

Accumulated Response of PROTEGIDAS to Cholesky  
One S.D. Innovations



Accumulated Response of LIBRES to Cholesky  
One S.D. Innovations



## Funcion Impulso - Respuesta - Descomposición de la Varianza

Variance Decomposition of PROTEGIDAS:			
Period	S.E.	PROTEGIDAS	LIBRES
1	139.3467	100.0000	0.000000
2	141.3191	99.88438	0.115624
3	141.9817	99.78980	0.210198
4	146.0216	99.24802	0.751984
5	147.6848	99.00132	0.998676
6	149.3056	98.96345	1.036552
7	150.1729	98.86490	1.135101
8	150.9322	98.61384	1.386158
9	151.8011	98.25040	1.749601
10	152.3828	97.97895	2.021045
11	152.8763	97.72636	2.273638
12	153.3881	97.40577	2.594233

Variance Decomposition of LIBRES:			
Period	S.E.	PROTEGIDAS	LIBRES
1	217.1406	0.837828	99.16217
2	226.3191	0.798061	99.20194
3	228.3456	0.968557	99.03144
4	238.7174	2.364987	97.63501
5	254.9082	2.988095	97.01190
6	267.9539	3.237259	96.76274
7	275.2345	3.535251	96.46475
8	283.1887	3.973797	96.02620
9	293.4773	4.640142	95.35986
10	303.1365	5.115880	94.88412
11	311.4176	5.517911	94.48209
12	319.4220	5.963313	94.03669

Cholesky Ordering:  
PROTEGIDAS LIBRES

### Cuadro 3.4.- Predicción con el modelo VEC

System: SYS01

Estimation Method: Least Squares

Sample: 1986M01 2007M12

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.406039	0.091537	-4.435792	0.0000
C(2)	-0.425195	0.093729	-4.536435	0.0000
C(3)	-0.360544	0.091121	-3.956772	0.0001
C(4)	-0.164859	0.081165	-2.031155	0.0428
C(5)	-0.093060	0.063099	-1.474825	0.1409
C(6)	0.081148	0.040924	1.982884	0.0479
C(7)	0.091577	0.047035	1.947002	0.0521
C(8)	0.031565	0.047330	0.666909	0.5051
C(9)	0.013137	0.040801	0.321979	0.7476
C(10)	-4.041891	8.676265	-0.465856	0.6415
C(11)	-0.230179	0.142763	-1.612319	0.1075
C(12)	0.246411	0.146249	1.684872	0.0926
C(13)	0.328732	0.142022	2.314657	0.0210
C(14)	0.118834	0.126501	0.939396	0.3480
C(15)	0.064030	0.098354	0.651016	0.5153
C(16)	-0.672710	0.064470	-10.43449	0.0000
C(17)	-0.627522	0.073780	-8.505308	0.0000
C(18)	-0.389786	0.073920	-5.273059	0.0000
C(19)	-0.150996	0.063999	-2.359365	0.0187
C(20)	12.26060	13.54583	0.905119	0.3658

Determinant residual covariance 8.40E+08

$$\begin{aligned} \text{Equation: } D(\text{PROTEGIDAS}) = & C(1) * (\text{PROTEGIDAS}(-1) + 0.151407950065 \\ & * \text{LIBRES}(-1) - 224.024431581) + C(2) * D(\text{PROTEGIDAS}(-1)) + C(3) \\ & * D(\text{PROTEGIDAS}(-2)) + C(4) * D(\text{PROTEGIDAS}(-3)) + C(5) \\ & * D(\text{PROTEGIDAS}(-4)) + C(6) * D(\text{LIBRES}(-1)) + C(7) * D(\text{LIBRES}(-2)) + \\ & C(8) * D(\text{LIBRES}(-3)) + C(9) * D(\text{LIBRES}(-4)) + C(10) \end{aligned}$$

Observations: 259

R-squared	0.427033	Mean dependent var	-1.915058
Adjusted R-squared	0.406324	S.D. dependent var	180.8777
S.E. of regression	139.3670	Sum squared resid	4836367.
Prob(F-statistic)	1.992583		

$$\begin{aligned} \text{Equation: } D(\text{LIBRES}) = & C(11) * (\text{PROTEGIDAS}(-1) + 0.151407950065 \\ & * \text{LIBRES}(-1) - 224.024431581) + C(12) * D(\text{PROTEGIDAS}(-1)) + C(13) \\ & * D(\text{PROTEGIDAS}(-2)) + C(14) * D(\text{PROTEGIDAS}(-3)) + C(15) \\ & * D(\text{PROTEGIDAS}(-4)) + C(16) * D(\text{LIBRES}(-1)) + C(17) * D(\text{LIBRES}(-2)) + \\ & C(18) * D(\text{LIBRES}(-3)) + C(19) * D(\text{LIBRES}(-4)) + C(20) \end{aligned}$$

Observations: 258

R-squared	0.374233	Mean dependent var	6.763566
Adjusted R-squared	0.351524	S.D. dependent var	269.7258
S.E. of regression	217.2049	Sum squared resid	11700131
Prob(F-statistic)	1.929698		

## Cuadro 4. ALICANTE

### Cuadro 4.1 Vector autorregresivo

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 1986M04 2007M12

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	ALIB	AVPP
ALIB(-1)	0.284332 (0.06113) [ 4.65096]	0.019490 (0.01075) [ 1.81267]
ALIB(-2)	0.176837 (0.06328) [ 2.79465]	-0.004160 (0.01113) [-0.37385]
ALIB(-3)	0.209432 (0.06152) [ 3.40437]	0.010949 (0.01082) [ 1.01197]
AVPP(-1)	0.510921 (0.34363) [ 1.48682]	0.155716 (0.06044) [ 2.57651]
AVPP(-2)	-0.071959 (0.33875) [-0.21242]	0.203564 (0.05958) [ 3.41674]
AVPP(-3)	0.527025 (0.33471) [ 1.57457]	0.268927 (0.05887) [ 4.56837]
C	-52.09174 (159.839) [-0.32590]	89.65224 (28.1117) [ 3.18914]
@TREND	3.124469 (0.98118) [ 3.18440]	-0.307430 (0.17257) [-1.78153]
R-squared	0.553325	0.345990
Adj. R-squared	0.540967	0.327895
Sum sq. resids	1.86E+08	5757581.
S.E. equation	857.7387	150.8550
F-statistic	44.77255	19.12061
Log likelihood	-2129.153	-1675.540
Akaike AIC	16.37665	12.90069
Schwarz SC	16.48591	13.00994
Mean dependent	1913.632	275.6130
S.D. dependent	1265.998	184.0099
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.67E+10
Determinant resid covariance		1.57E+10
Log likelihood		-3804.677
Akaike information criterion		29.27722
Schwarz criterion		29.49573

System: Alicante  
 Estimation Method: Least Squares  
 Sample: 1986M05 2007M12

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
<b>C(1)</b>	<b>0.241674</b>	<b>0.061316</b>	<b>3.941461</b>	<b>0.0001</b>
C(2)	0.132003	0.062734	2.104180	0.0359
C(3)	0.149651	0.062678	2.387607	0.0173
<b>C(4)</b>	<b>0.234023</b>	<b>0.061462</b>	<b>3.807584</b>	<b>0.0002</b>
C(5)	0.549211	0.349366	1.572020	0.1166
C(6)	0.046835	0.340955	0.137364	0.8908
C(7)	0.494539	0.338355	1.461597	0.1445
C(8)	-0.416010	0.341246	-1.219092	0.2234
C(9)	-2.667327	159.5863	-0.016714	0.9867
<b>C(10)</b>	<b>2.158846</b>	<b>0.989610</b>	<b>2.181511</b>	<b>0.0296</b>
<b>C(11)</b>	<b>0.021229</b>	<b>0.010768</b>	<b>1.971616</b>	<b>0.0492</b>
C(12)	-0.001921	0.011017	-0.174402	0.8616
C(13)	0.011260	0.011007	1.022987	0.3068
C(14)	-0.003412	0.010793	-0.316098	0.7521
C(15)	0.132817	0.061351	2.164854	0.0309
<b>C(16)</b>	<b>0.165700</b>	<b>0.059874</b>	<b>2.767472</b>	<b>0.0059</b>
<b>C(17)</b>	<b>0.223503</b>	<b>0.059418</b>	<b>3.761553</b>	<b>0.0002</b>
C(18)	0.068432	0.059925	1.141960	0.2540
C(19)	91.18442	28.02453	3.253736	0.0012
C(20)	-0.271150	0.173783	-1.560281	0.1193

Determinant residual covariance 1.39E+10

$$\text{Equation: ALIB} = C(1)*\text{ALIB}(-1) + C(2)*\text{ALIB}(-2) + C(3)*\text{ALIB}(-3) + C(4)*\text{ALIB}(-4) + C(5)*\text{AVPP}(-1) + C(6)*\text{AVPP}(-2) + C(7)*\text{AVPP}(-3) + C(8)*\text{AVPP}(-4) + C(9) + C(10)*\text{@TREND}$$

Observations: 260

R-squared	0.579611	Mean dependent var	1916.658
Adjusted R-squared	0.564477	S.D. dependent var	1267.494
S.E. of regression	836.4722	Sum squared resid	1.75E+08
Prob(F-statistic)	2.012904		

$$\text{Equation: AVPP} = C(11)*\text{ALIB}(-1) + C(12)*\text{ALIB}(-2) + C(13)*\text{ALIB}(-3) + C(14)*\text{ALIB}(-4) + C(15)*\text{AVPP}(-1) + C(16)*\text{AVPP}(-2) + C(17)*\text{AVPP}(-3) + C(18)*\text{AVPP}(-4) + C(19) + C(20)*\text{@TREND}$$

Observations: 260

R-squared	0.321749	Mean dependent var	272.0731
Adjusted R-squared	0.297332	S.D. dependent var	175.2344
S.E. of regression	146.8907	Sum squared resid	5394219.
Prob(F-statistic)	2.009563		

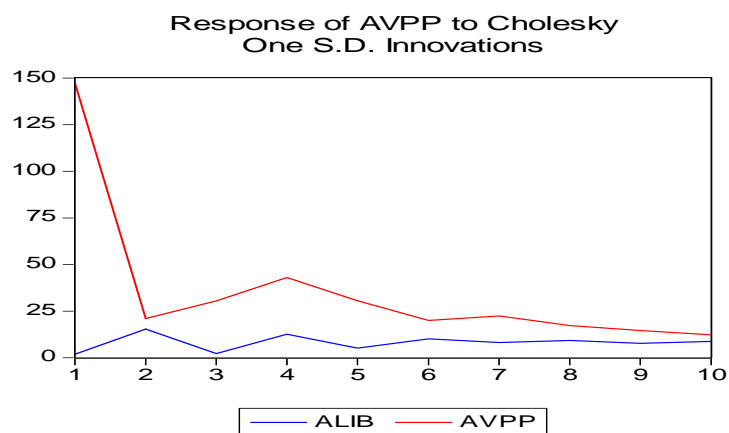
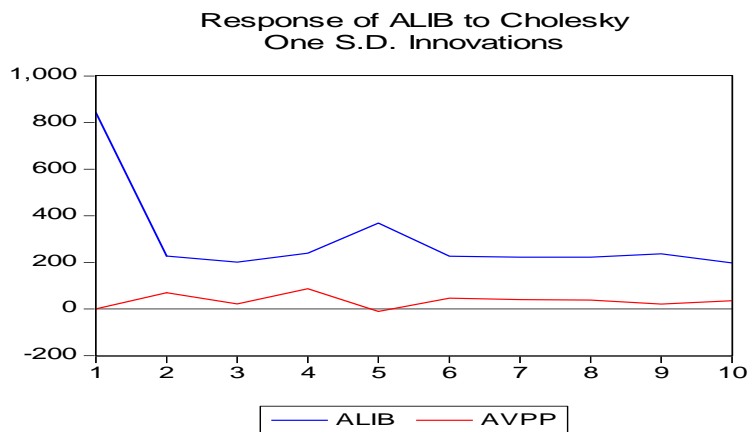
Test de autocorrelación de los residuos

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations  
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.646738	NA*	0.649226	NA*	NA*
2	2.189993	NA*	2.204397	NA*	NA*
3	7.211081	NA*	7.283870	NA*	NA*
4	17.98798	0.0012	18.22850	0.0011	4
5	25.31188	0.0014	25.69545	0.0012	8
6	33.03357	0.0010	33.59883	0.0008	12
7	35.91101	0.0030	36.55557	0.0024	16
8	45.82840	0.0009	46.78654	0.0006	20
9	46.90087	0.0034	47.89732	0.0026	24
10	49.22356	0.0079	50.31255	0.0060	28
11	51.40432	0.0162	52.58926	0.0124	32
12	84.96418	0.0000	87.76647	0.0000	36

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.  
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

**Cuadro 4.2.- Función Impulso – Respuesta– Gráfico**



## Función Impulso - Respuesta - Descomposición de la Varianza

Variance Decomposition of ALIB:			
Period	S.E.	ALIB	AVPP
1	842.7125	100.0000	0.000000
2	875.4007	99.37080	0.629196
3	898.4425	99.34682	0.653177
4	933.7963	98.52806	1.471944
5	1003.651	98.71334	1.286656
6	1029.757	98.58003	1.419972
7	1054.123	98.50071	1.499290
8	1077.786	98.44335	1.556654
9	1103.473	98.48096	1.519038
10	1121.546	98.43363	1.566375
11	1137.991	98.41036	1.589638
12	1153.007	98.39239	1.607606
13	1167.023	98.38699	1.613012
14	1178.766	98.36911	1.630891
15	1189.353	98.35690	1.643101
16	1198.884	98.34611	1.653893
17	1207.491	98.33795	1.662054
18	1215.067	98.32856	1.671440
19	1221.877	98.32082	1.679182
20	1227.991	98.31388	1.686117

Variance Decomposition of AVPP:			
Period	S.E.	ALIB	AVPP
1	147.3098	0.015709	99.98429
2	149.5927	1.072798	98.92720
3	152.6718	1.050914	98.94909
4	159.1121	1.593757	98.40624
5	162.1047	1.636374	98.36363
6	163.6431	1.988377	98.01162
7	165.3685	2.190428	97.80957
8	166.5280	2.469432	97.53057
9	167.3402	2.653742	97.34626
10	168.0173	2.904205	97.09579
11	168.5544	3.110714	96.88929
12	168.9748	3.318266	96.68173
13	169.3184	3.499960	96.50004
14	169.6094	3.682506	96.31749
15	169.8511	3.845674	96.15433
16	170.0579	3.998938	96.00106
17	170.2353	4.137987	95.86201
18	170.3906	4.267842	95.73216
19	170.5259	4.385632	95.61437
20	170.6453	4.493699	95.50630

Cholesky Ordering: ALIB AVPP



## Cuadro 5. MADRID

### Cuadro 5.1. Vector Autorregresivo

Vector Autoregression Estimates  
 Sample (adjusted): 1986M04 2007M12  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	MALIB	MAVPP
MALIB(-1)	0.208914 (0.06177) [ 3.38191]	0.118439 (0.04544) [ 2.60660]
MALIB(-2)	0.079207 (0.06498) [ 1.21897]	-0.043254 (0.04780) [-0.90499]
MALIB(-3)	0.198712 (0.06407) [ 3.10131]	-0.003970 (0.04713) [-0.08423]
MAVPP(-1)	0.025769 (0.08800) [ 0.29282]	0.245307 (0.06473) [ 3.78954]
MAVPP(-2)	-0.053604 (0.08871) [-0.60428]	0.190574 (0.06525) [ 2.92072]
MAVPP(-3)	-0.114479 (0.08644) [-1.32435]	0.145782 (0.06358) [ 2.29279]
C	393.2265 (142.791) [ 2.75385]	26.73332 (105.031) [ 0.25453]
@TREND	7.278210 (1.53453) [ 4.74295]	0.829336 (1.12874) [ 0.73475]
R-squared	0.532826	0.272054
Adj. R-squared	0.519900	0.251913
Sum sq. resids	2.79E+08	1.51E+08
S.E. equation	1049.890	772.2544
F-statistic	41.22196	13.50761
Log likelihood	-2181.911	-2101.751
Akaike AIC	16.78093	16.16668
Schwarz SC	16.89019	16.27593
Mean dependent	2447.851	720.2797
S.D. dependent	1515.228	892.8622
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.52E+11
Determinant resid covariance		6.13E+11
Log likelihood		-4282.600
Akaike information criterion		32.93946
Schwarz criterion		33.15798

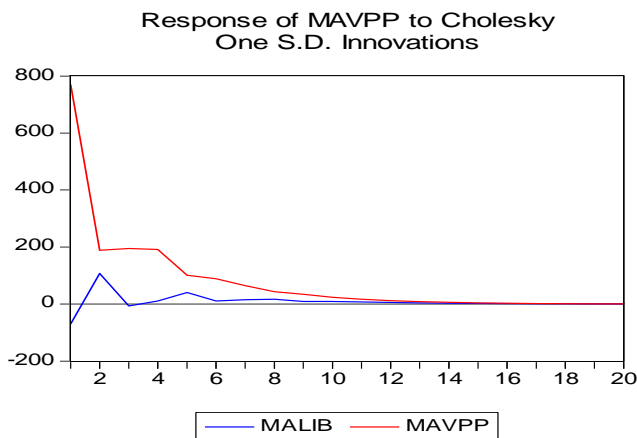
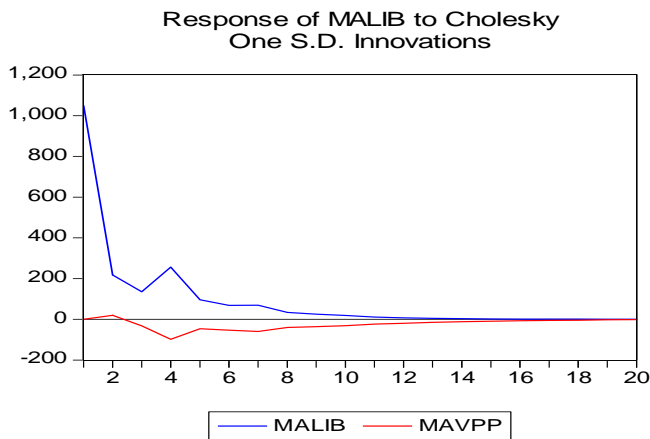
Análisis de los residuos

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations  
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.152716	NA*	0.153304	NA*	NA*
2	1.273548	NA*	1.282791	NA*	NA*
3	4.440084	NA*	4.486147	NA*	NA*
4	6.926305	0.1398	7.011064	0.1353	4
5	14.04028	0.0807	14.26398	0.0751	8
6	16.62599	0.1642	16.91053	0.1530	12
7	18.02471	0.3225	18.34780	0.3039	16
8	22.33604	0.3226	22.79545	0.2989	20
9	28.74438	0.2299	29.43267	0.2043	24
10	32.02978	0.2733	32.84895	0.2414	28
11	36.33767	0.2736	37.34639	0.2368	32
12	50.15783	0.0587	51.83259	0.0425	36

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.  
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

**Cuadro 5.2.- Función Impulso - Respuesta Acumulada – Gráfico**



## Función Impulso - Respuesta - Descomposición de la Varianza

Variance Decomposition of MALIB:			
Period	S.E.	MALIB	MAVPP
1	1049.890	100.0000	0.000000
2	1072.375	99.96584	0.034158
3	1081.332	99.87759	0.122406
4	1115.589	99.10868	0.891324
5	1120.650	98.94615	1.053853
6	1124.023	98.72296	1.277041
7	1127.745	98.45309	1.546911
8	1128.991	98.32739	1.672609
9	1129.845	98.22608	1.773924
10	1130.450	98.15026	1.849741
11	1130.747	98.10744	1.892564
12	1130.937	98.07867	1.921330
13	1131.053	98.06036	1.939637
14	1131.118	98.04970	1.950297
15	1131.157	98.04316	1.956837
16	1131.180	98.03929	1.960714
17	1131.193	98.03706	1.962940
18	1131.200	98.03577	1.964233
19	1131.204	98.03503	1.964968
20	1131.207	98.03462	1.965379

Variance Decomposition of MAVPP:			
Period	S.E.	MALIB	MAVPP
1	772.2544	0.810962	99.18904
2	802.1745	2.540430	97.45957
3	825.6099	2.404608	97.59539
4	847.5536	2.298912	97.70109
5	854.5580	2.488674	97.51133
6	859.2139	2.477824	97.52218
7	861.7961	2.493254	97.50675
8	863.0311	2.523102	97.47690
9	863.7445	2.530467	97.46953
10	864.1131	2.538644	97.46136
11	864.3033	2.544914	97.45509
12	864.4049	2.547894	97.45211
13	864.4568	2.550054	97.44995
14	864.4835	2.551396	97.44860
15	864.4972	2.552132	97.44787
16	864.5041	2.552590	97.44741
17	864.5075	2.552855	97.44714
18	864.5093	2.553003	97.44700
19	864.5101	2.553088	97.44691
20	864.5105	2.553136	97.44686

Cholesky Ordering: MALIB  
MAVPP

### Cuadro 5.3.- Predicción

System: Madrid  
 Estimation Method: Least Squares  
 Sample: 1986M04 2007M12

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.208914	0.061774	3.381912	0.0008
C(2)	0.079207	0.064979	1.218971	0.2234
C(3)	0.198712	0.064073	3.101314	0.0020
C(4)	0.025769	0.088005	0.292815	0.7698
C(5)	-0.053604	0.088707	-0.604276	0.5459
C(6)	-0.114479	0.086442	-1.324351	0.1860
C(7)	393.2265	142.7915	2.753851	0.0061
C(8)	7.278210	1.534533	4.742948	0.0000
C(9)	0.118439	0.045438	2.606596	0.0094
C(10)	-0.043254	0.047796	-0.904986	0.3659
C(11)	-0.003970	0.047130	-0.084231	0.9329
C(12)	0.245307	0.064733	3.789536	0.0002
C(13)	0.190574	0.065249	2.920718	0.0036
C(14)	0.145782	0.063583	2.292794	0.0223
C(15)	26.73332	105.0313	0.254527	0.7992
C(16)	0.829336	1.128737	0.734747	0.4628

Determinant residual covariance 6.13E+11

$$\text{Equation: MALIB} = C(1)*\text{MALIB}(-1) + C(2)*\text{MALIB}(-2) + C(3)*\text{MALIB}(-3) + C(4)*\text{MAVPP}(-1) + C(5)*\text{MAVPP}(-2) + C(6)*\text{MAVPP}(-3) + C(7) + C(8)*\text{TREND}$$

Observations: 261

R-squared	0.532826	Mean dependent var	2447.851
Adjusted R-squared	0.519900	S.D. dependent var	1515.228
S.E. of regression	1049.890	Sum squared resid	2.79E+08
Prob(F-statistic)	2.006298		

$$\text{Equation: MAVPP} = C(9)*\text{MALIB}(-1) + C(10)*\text{MALIB}(-2) + C(11)*\text{MALIB}(-3) + C(12)*\text{MAVPP}(-1) + C(13)*\text{MAVPP}(-2) + C(14)*\text{MAVPP}(-3) + C(15) + C(16)*\text{TREND}$$

Observations: 261

R-squared	0.272054	Mean dependent var	720.2797
Adjusted R-squared	0.251913	S.D. dependent var	892.8622
S.E. of regression	772.2544	Sum squared resid	1.51E+08
Prob(F-statistic)	1.954184		