
Análisis y evaluación de un shock en la inversión residencial española.

Ángel Cuevas y Pilar Más
Ministerio de Economía y Hacienda

Resumen

En este trabajo se describe la evolución de la inversión residencial en España en la última década así como la ralentización observada recientemente. Posteriormente se presenta la estimación de un modelo VAR con el objeto de evaluar el impacto en las principales variables de la economía española de un shock en la inversión residencial. Por otro lado, se modeliza la inversión en vivienda en función del número de viviendas iniciadas periodificadas y, a partir de esta relación, se define cuantitativamente el citado shock. Finalmente se presenta el efecto final que tendría la caída de la inversión en vivienda sobre el Producto Interior Bruto, el consumo de los hogares y el nivel global de precios.

Palabras clave: inversión residencial, modelos VAR, Contabilidad Nacional, shock.

Clasificación JEL: C10, C22, C32, C50

N.B.: Las opiniones presentadas en este trabajo corresponden a sus autores y no reflejan necesariamente las de la D.G. de Análisis Macroeconómico y Economía Internacional. Los autores agradecen las aportaciones, observaciones y discusiones mantenidas con Aranzazu Bernard, Camino González, Alicia López, Enrique M. Quilis y Alberto Soler sobre este trabajo.

Abstract

This paper briefly describes the evolution of the residential investment in the last decade and the recent fall occurred in the last quarters. Later the estimation of a VAR model is explained to evaluate the impact in the main variables of the economy caused by a shock in the residential investment. On the other hand, we try to estimate the residential investment in function of the periodified started houses and from it we try to define quantitatively the mentioned shock. This way, it's possible to obtain the final effect that a fall in the residential investment will have in the Gross Domestic Product, household consumption and global level of prices.

Key words: residential investment, VAR models, National Accountability, shock.

JEL Classification: : C10, C22, C32, C50

1.- *Introducción.*

Los elevados crecimientos registrados en los últimos años en la actividad constructora en España han incrementado su peso en la economía, si bien desde mediados de 2006 la actividad en el sector se halla inmersa en un proceso de desaceleración motivado, principalmente, por el debilitamiento del segmento residencial. El endurecimiento de la política monetaria, las expectativas menos favorables de revalorización de los precios de la vivienda y el nivel alcanzado por los mismos, que ha dificultado las condiciones de acceso, explican, en gran medida, la tendencia de moderación observada. No obstante, la inversión residencial sigue constituyendo una de las principales decisiones de gasto de los hogares españoles.

El objetivo del presente estudio es doble: por un lado persigue cuantificar y evaluar el impacto que un shock de inversión residencial tiene sobre las principales variables macroeconómicas y, por otro lado, modelizar la inversión en vivienda a partir del número de viviendas iniciadas.

El artículo se estructura en seis secciones, aparte de la introducción. En la siguiente sección se describe la evolución del sector de la construcción en España, tanto desde la perspectiva de la oferta, como de la demanda y el empleo. En la tercera se presentan los fundamentos econométricos de los modelos vectoriales autorregresivos (VAR); en la cuarta se describen las series de datos utilizadas y el modelo estimado para analizar el impacto de un shock de inversión en vivienda sobre el PIB real, el deflactor del PIB y el consumo de los hogares; en la quinta sección se presenta el modelo ajustado para estimar la inversión residencial a partir del número de viviendas iniciadas; en la sexta se recogen los resultados obtenidos y la interpretación de los mismos y, por último, la sección séptima incluye las conclusiones del estudio.

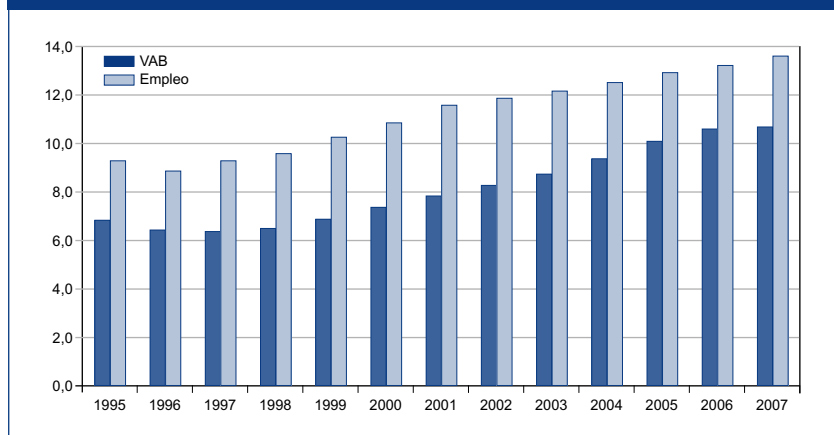
2.- Evolución del sector de la construcción en España.

La influencia que ejerce el sector de la construcción sobre la economía española se ha incrementado en los últimos años tanto desde la perspectiva de la oferta, como desde la del gasto y del empleo. Así lo pone de manifiesto el Gráfico 1, que muestra cifras publicadas por la Contabilidad Nacional.

Atendiendo al Gráfico 1, el Valor Añadido Bruto (VAB) de la construcción ha experimentado un incremento sostenido de su peso sobre el PIB en los últimos doce años, pasando de representar el 6,9% del Producto Interior Bruto en 1995 al 11% en 2007. Por su parte, el empleo en el sector, medido en términos de puestos de trabajo equivalentes a tiempo completo¹, ha seguido una trayectoria similar en el período analizado, pasando del 9,4% del total de empleo en 1995 a casi el 14% en 2007.

En lo relativo al peso de la construcción en la Formación Bruta de Capital Fijo, ha tenido una trayectoria fundamentalmente ascendente,

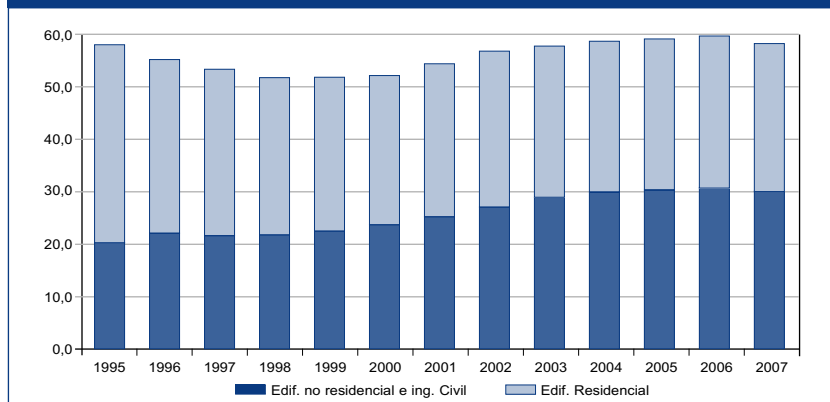
Gráfico 1
Evolución del peso de la construcción en términos de VAB sobre el PIB y del empleo del sector sobre el total.



Fuente: Contabilidad Nacional, INE.

1) Equivale al total de horas trabajadas dividido por el promedio anual de horas trabajadas en puestos de trabajo a tiempo completo. Estos conceptos se consideran, según la Contabilidad Nacional, más apropiados para aproximar los insumos del factor trabajo utilizados en los procesos productivos que el número de personas ocupadas.

Gráfico 2
Evolución del peso de la inversión en construcción sobre el total de la FBCF.



Fuente: Contabilidad Nacional, INE.

especialmente a partir del año 2000, si bien hay que distinguir entre inversión residencial e inversión no residencial e ingeniería civil, siendo la primera de ellas la que ha mostrado un dinamismo espectacular en la última década. Esta situación la pone de manifiesto el Gráfico 2.

Se observa que la inversión en construcción ha representado aproximadamente el 50% del total de Formación Bruta de Capital Fijo y actualmente supone casi el 58%, incremento que se explica, principalmente, por el fuerte empuje de la inversión residencial, que ha pasado de representar apenas el 20% del total de la inversión a casi el 30% en el pasado año.

Por otra parte, históricamente, tanto la actividad como la inversión en construcción han registrado variaciones, tanto en términos nominales como reales, más intensas que las del Producto Interior Bruto (PIB), comportamiento que se hace especialmente patente a partir de 1998, manteniéndose, incluso, tasas elevadas para los años 2001 y 2002, período en el que se desaceleró la actividad económica de forma general.

En consecuencia, la contribución (resultante del producto del peso de la actividad por su tasa de crecimiento en volumen²⁾) al

2) Formalmente, con índices encadenados, la tasa de crecimiento de un agregado se obtiene como una media ponderada de las tasas de crecimiento de sus componentes, siendo las ponderaciones los pesos de cada uno de ellos en el agregado, valorados a precios corrientes del año anterior. Véase Abad, Cuevas y Quilis (2008).

crecimiento del PIB ha sido muy notable a partir de 1998, superando casi todos los años 0,5 puntos.

2.1. Evolución reciente de la producción y el empleo en la construcción.

La construcción continúa ejerciendo una notable influencia sobre la actividad económica del país, si bien las cifras de la Contabilidad Nacional reflejan una pérdida de tono desde mediados de 2006 motivada, esencialmente, por la desaceleración de la edificación residencial, frente a la fortaleza mostrada por la obra civil y la edificación no residencial. Otros indicadores, como el indicador sintético de la construcción, elaborado por el Ministerio de Economía y Hacienda³, y la confianza de las empresas constructoras, confirman la fuerte desaceleración sufrida por la actividad de la construcción en el período reciente.

La senda de moderación de la actividad en esta rama se ha intensificado en el último trimestre de 2007, a juzgar por las últimas cifras de la Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR). En efecto, el VAB de la construcción registró en dicho período un crecimiento interanual del 2,8%, tasa inferior en un punto a la del trimestre previo.

La información más reciente apunta a un menor dinamismo de la actividad constructora en el primer trimestre de 2008. En efecto, el consumo aparente de cemento ha experimentado una caída interanual del 7% en el primer bimestre del año, tasa inferior en más de siete puntos a la del conjunto de 2007. Asimismo, el indicador de confianza de la construcción, elaborado por la Comisión Europea, permanece en saldos negativos desde el último trimestre del pasado año, reflejo del pesimismo empresarial.

Para valorar la evolución de la construcción vía oferta y diferenciando por tipo de obra, edificación (residencial y no residencial) y obra civil, y puesto que la Contabilidad Nacional no proporciona información sobre el VAB de la construcción a este nivel de desagregación, es preciso recurrir a otros indicadores como el índice de producción de la industria de la construcción. En los dos primeros meses del presente año, la producción de materiales para

3) Ver "Revisión de la metodología para el cálculo de los indicadores sintéticos de la economía española" (2007). Ministerio de Economía y Hacienda. Dirección General de Análisis Macroeconómico y Economía Internacional.

la edificación registró un descenso interanual del 5,6%, tras la caída del 1,4% del pasado año, mientras que la producción de materiales para obra civil anotó en dicho período una tasa del -8,6%, tras el aumento del 3,7% del año 2007.

Dentro de la edificación, el segmento residencial mostró una fuerte desaceleración en el pasado año, a juzgar por el descenso del número de viviendas iniciadas y de los visados de dirección de obra. En efecto, el número de viviendas iniciadas cerró el pasado año con una caída del 19% en media anual, frente al incremento del 6,1% en 2006, mientras que la superficie a construir en viviendas de obra nueva experimentó en 2007 un notable retroceso (25,2%) que se ha intensificado en el primer bimestre de 2008 (46,8%).

Con todo, el gap observado entre el número de proyectos visados y el de viviendas iniciadas, se explica no sólo por el sesgo al alza que el cambio de normativa ha introducido en los visados (cuya imperfección como indicador adelantado de la evolución a corto plazo de los proyectos “reales” de edificación es conocida), sino también por la desaceleración de la demanda de vivienda por parte de los hogares españoles, consecuencia lógica del incremento de su esfuerzo para acceder a ella. En efecto, el indicador de esfuerzo para la adquisición de vivienda elaborado por el Banco de España se situaba en el último trimestre de 2007 en el 46,2%, sin deducciones fiscales, y en el 37%, con deducciones.

El empleo en el sector, según cifras de la Contabilidad Nacional Trimestral, ha mostrado un comportamiento favorable, tras registrar un crecimiento medio en 2007 del 5,7%, superior en tres décimas al del conjunto de 2006 (5,4%). No obstante, la información disponible más reciente, como las afiliaciones a la Seguridad Social en el sector, han intensificado la ligera caída que mostraron en diciembre del pasado año (-0,6%), hasta anotar un retroceso del 5,8% en el pasado mes de abril.

2.2. Evolución reciente de la inversión en construcción.

Según las últimas cifras de la Contabilidad Nacional Trimestral, la inversión en construcción cerró el año 2007 con un incremento interanual del 4%, cifra inferior en dos puntos a la registrada en el conjunto del 2006 (6%). Por tipo de obra, la inversión en vivienda creció a menor ritmo (3,1%) que la inversión en otras construcciones

(5,1%), habiéndose desacelerado más intensamente la primera respecto al pasado año que la segunda.

La información reciente disponible apunta a la prolongación, en el primer trimestre de 2008, de la tendencia de moderación observada en la demanda de vivienda, consecuencia lógica del deterioro de los ratios de accesibilidad a la compra de vivienda de los hogares. El endurecimiento de las condiciones financieras, las expectativas de menor dinamismo de nuestra economía y los todavía elevados precios de la vivienda, están delimitando la capacidad de las familias para acceder a la compra de una vivienda, lo que se está traduciendo en un menor número de transacciones inmobiliarias y en el alargamiento de los plazos de venta. En efecto, las compraventas de viviendas registradas continuaron descendiendo en el último trimestre del pasado año (-20,6%).

El desajuste entre oferta y demanda está provocando la desaceleración de los precios de la vivienda, a juzgar por la tasa de variación interanual del precio por metro cuadrado, que creció en 2007 el 5,8% frente al 10,4% de 2006. Un indicador adelantado de la evolución de los precios de la vivienda es la financiación a las familias para adquisición de vivienda, que ha registrado en enero de 2008 un incremento interanual del 12,9%, frente al 19,7% anotado en el mismo mes de 2007.

3.- Metodología VAR.

Los modelos vectoriales autorregresivos (VAR), inicialmente introducidos por Sims (1980), son herramientas que se inscriben en el contexto del análisis multivariante de series temporales. En ellos, todas las variables se consideran endógenas, o dicho de otra forma, cada variable influye en las demás y a su vez es influida por las otras. Esta es la principal diferencia de los modelos VAR respecto a los modelos multiecuacionales clásicos o modelos de ecuaciones simultáneas (SEM de las siglas en inglés), basados en la teoría económica y donde se conoce el orden de causalidad de las variables que intervienen en el modelo, lo que supone conocer a priori cuáles son las variables endógenas y exógenas del conjunto del sistema. Este determinante hace que en numerosas ocasiones

los modelos clásicos sean difíciles de identificar, debido a las numerosas restricciones que incorporan.

El tipo de modelo a utilizar depende del interés del usuario. Generalmente, si se desea realizar predicciones, lo más apropiado es utilizar un modelo VAR y si, por el contrario, se está más interesado en contrastes sobre el valor de un parámetro, lo más adecuado es un SEM. De esta forma un modelo SEM puede imponer que la única interpretación posible de la correlación contemporánea entre dos variables **X** e **Y** es, en términos de causalidad, unidireccional de **Y** a **X**. Por su parte, en un modelo VAR la correlación contemporánea entre variables endógenas se recoge exclusivamente en la matriz de varianzas covarianzas de las innovaciones, mientras que las variables retardadas aparecen explícitamente en las ecuaciones del modelo. De esta forma, la principal ventaja de los modelos VAR respecto a los SEM es que, estando ambos muy sobreparametrizados, los VAR son más sencillos de estimar y más aptos para la predicción y el análisis de las funciones impulso respuesta, razones por las cuales se ha decidido emplear este procedimiento para evaluar el impacto de un shock en la inversión residencial sobre las principales variables macroeconómicas ⁴.

En un modelo VAR, en cada una de las ecuaciones que lo componen aparece explicada una de las variables como función lineal de sus propios retardos y de los retardos del resto de variables. Suponiendo que el sistema estuviese formado por dos variables y considerando dos retardos (orden 2), podría expresarse del siguiente modo:

$$\chi_{1,t} = \mu_1 + \beta_{11}\chi_{1,t-1} + \beta_{12}\chi_{2,t-1} + \beta_{11}^2\chi_{1,t-2} + \beta_{12}^2\chi_{2,t-2} + u_{1,t}$$

$$\chi_{2,t} = \mu_2 + \beta_{21}\chi_{1,t-1} + \beta_{22}\chi_{2,t-1} + \beta_{21}^2\chi_{1,t-2} + \beta_{22}^2\chi_{2,t-2} + u_{2,t}$$

No obstante, generalmente tanto el número de variables (**k**) como el de retardos (**p**) suele ser mayor que dos, por lo que el modelo suele expresarse matricialmente para simplificar la notación:

$$X_t = \mu + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_p X_{t-p} + U_t$$

4) Existen excelentes referencias de modelos multiecuacionales, mucho más complejos, que también sirven de referencia para la evaluación de shocks (por ejemplo, el REMS (Rational Expectations Model for Simulation And Policy Evaluation of the Spanish Economy; véase Domenech et al. (2007)).

Donde:

X_t es un vector columna que contiene las k variables endógenas contemporáneas.

μ es un vector de k constantes.

X_{t-i} son vectores columna que contienen las k variables endógenas retardadas con $i=1,\dots,p$.

β_i son matrices de dimensión $k \times k$ que contienen los parámetros asociados a las k variables endógenas retardadas con $i=1,\dots,p$.

U_t es un vector columna de k perturbaciones aleatorias que se suponen no correlacionadas serialmente, siendo además su distribución normal multivariante: $U_t \sim N(0, \Sigma)$.

Por lo general se admite que Σ no es una matriz diagonal, es decir, que pueden existir innovaciones contemporáneas entre las k perturbaciones. De esta forma, siguiendo a Quilis (2002) los modelos VAR se pueden clasificar en función de la forma que tomen las matrices β_i y Σ , (Cuadro 1).

Esta especificación permite recoger de forma más completa los movimientos e interrelaciones a corto plazo de las distintas variables, lo cual presenta una ventaja frente a los modelos univariantes, como son los ARIMA. Los modelos VAR constituyen también una técnica adecuada para generar pronósticos fiables a corto plazo y para llevar a cabo simulaciones de política económica, si bien de forma limitada, ya que debe entenderse como el impacto sobre las variables del sistema de un shock previamente estipulado o conocido.

El asumir la posibilidad de que existan correlaciones contemporáneas entre innovaciones de ecuaciones diferentes genera problemas, tanto para la estimación del modelo como para la simulación de shocks a través de las funciones de respuesta a impulsos, por lo que hay que proceder a la ortogonalización de las

		Σ	
		Completa	Diagonal
β	Completa	VAR general	VAR sin interacciones contemporáneas
	Triangular	Sistema de funciones de transferencia independientes	Funciones de transferencia independientes
	Diagonal	Ecuaciones de regresión dinámicas aparentemente no relacionadas	Modelos AR(p) independientes

Fuente: Elaboración propia.

perturbaciones mediante la diagonalización de su matriz de varianzas-covarianzas. Tras ortogonalizar las innovaciones, se puede utilizar el modelo ecuación por ecuación para el análisis de un shock, si bien los resultados pueden depender del orden de las ecuaciones, salvo que se utilicen las funciones de impulsos generalizados. En caso de no utilizarlas el orden se puede determinar mediante la realización de test de causalidad.

4.- Impacto de un shock de la inversión en vivienda sobre las principales variables macroeconómicas.

A efectos de evaluar el impacto de un shock de la inversión en vivienda sobre las principales variables macroeconómicas, se ha estimado un modelo vectorial autorregresivo (VAR) que incluye como variables endógenas la FBCF en vivienda (VIV), el PIB real (PIB), el deflactor del PIB (DEFL) y el gasto en consumo final de los hogares (CONS).

El período muestral utilizado para la estimación del modelo comprende, en frecuencia anual, desde 1980 hasta 2007, y las series, expresadas en tasas interanuales, provienen de los datos de Contabilidad Nacional.

La amplia dimensión del modelo, a la que se ha hecho mención anteriormente, sugiere tratar de seleccionar la especificación más parsimoniosa (con menos retardos), para lo cual se han seguido dos procedimientos alternativos:

- a) Estimación tentativa de distintos retardos y evaluación de los modelos resultantes en base a los estadísticos conjuntos adecuados (valor mínimo de los criterios informativos).
- b) Realización de tests de longitud de retardos.

Finalmente, ambos criterios sugieren la especificación de un retardo, como muestran los resultados de los diferentes test de longitud de retardos incluidos en el Cuadro 2.

Cuadro 2 Test de longitud de retardos.

Criterios de selección del orden del VAR
Variables endógenas: VIV PIB DEFL CONS
Variables exógenas: C

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-196.3691	NA	107.5755	16.02953	16.22455	16.08362
1	-161.2016	56.26803*	23.72385*	14.49613*	15.47123*	14.76658*
2	-146.4930	18.82699	29.45962	14.59944	16.35462	15.08625

* indica el orden seleccionado por el criterio

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Fuente: Elaboración propia.

Una vez seleccionado el orden del modelo VAR se ha procedido a su estimación, obteniendo los siguientes resultados:

Cuadro 3 Modelo VAR y estimación.

Errores estándar en () y t-estadísticos en []

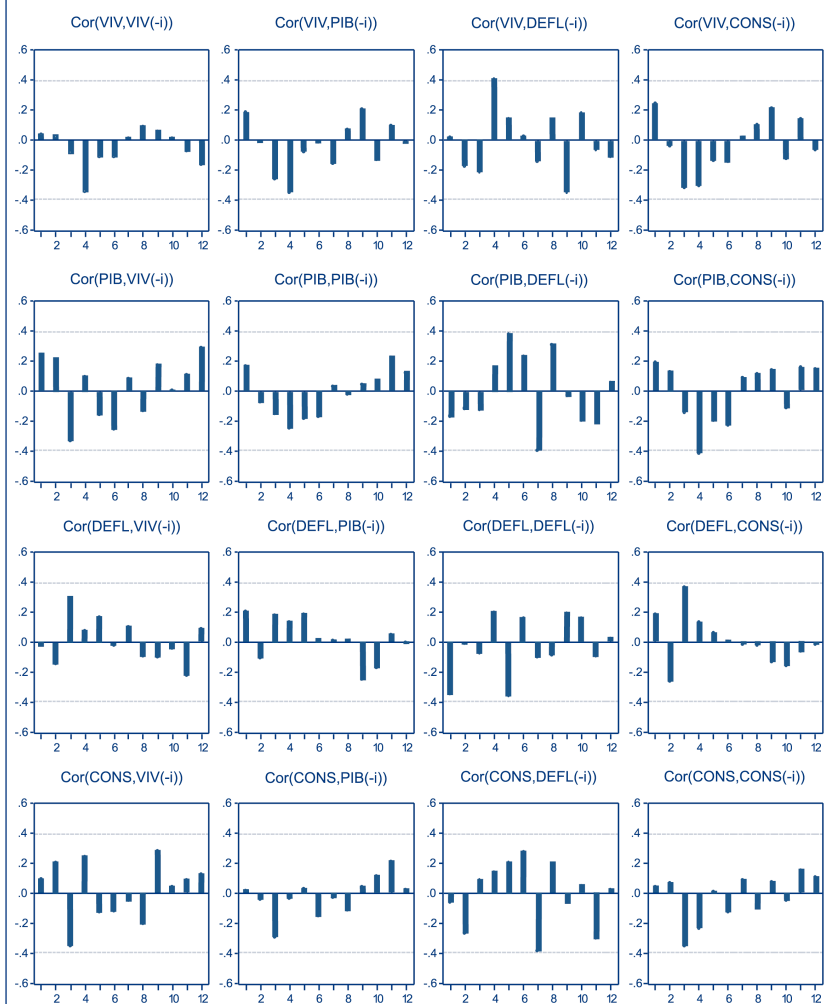
	VIV	PIB	DEFL	CONS
VIV(-1)	-0.060582 (0.23283) [-0.26020]	0.092139 (0.05782) [1.59346]	0.088276 (0.07659) [1.15258]	0.078385 (0.07068) [1.10908]
PIB(-1)	3.479298 (1.57718) [2.20602]	0.870889 (0.39170) [2.22335]	0.132395 (0.51883) [0.25518]	0.890179 (0.47876) [1.85934]
DEFL(-1)	-0.734254 (0.32136) [-2.28484]	-0.014629 (0.07981) [-0.18329]	0.897483 (0.10571) [8.48965]	-0.040813 (0.09755) [-0.41838]
CONS(-1)	-1.806108 (1.24942) [-1.44556]	-0.365886 (0.31030) [-1.17914]	-0.192515 (0.41101) [-0.46839]	-0.159801 (0.37927) [-0.42134]
C	4.237320 (3.24864) [1.30433]	1.197229 (0.80682) [1.48389]	-0.009703 (1.06868) [-0.00908]	0.567135 (0.98614) [0.57511]
R-squared	0.473181	0.580634	0.828635	0.624795
Adj. R-squared	0.372835	0.500755	0.795995	0.553327
Sum sq. resids	373.9862	23.06752	40.47116	34.46116
S.E. equation	4.220055	1.048071	1.388236	1.281018
F-statistic	4.715481	7.268911	25.38644	8.742341
Log likelihood	-71.55199	-35.33668	-42.64481	-40.55497
Akaike AIC	5.888615	3.102822	3.664985	3.504229
Schwarz SC	6.130556	3.344763	3.906927	3.746170
Mean dependent	4.853942	3.144339	5.819089	2.911985
S.D. dependent	5.328773	1.483317	3.073564	1.916728

Fuente: Elaboración propia.

Como recogen diversos autores, Enders (1995) y Pulido (2001), entre otros, la evaluación de modelos VAR es bastante compleja por estar la significatividad individual de los parámetros muy condicionada a la necesaria correlación entre los regresores, siendo este el motivo por el cual el análisis de la significatividad individual de los regresores no es demasiado útil, como tampoco lo es la bondad del ajuste (R^2 ajustado) de las ecuaciones individuales. Sin

Gráfico 3 Pruebas de autocorrelación en los residuos.

Autocorrelaciones. Intervalos de amplitud dos desviaciones típicas.



Fuente: Elaboración propia.

embargo, sí es importante que se cumpla la ausencia de correlación serial de los residuos en las ecuaciones individuales y que su distribución sea normal multivariante.

En relación al primero de los aspectos, el conjunto de los correlogramas de los residuos de cada una de las cuatro ecuaciones y las correlaciones cruzadas entre las distintas variables contemporáneas y retardadas del modelo no han sido indicativas de autocorrelación (Gráfico 3).

Por su parte, la prueba de normalidad multivariante en los residuos ha resultado igualmente satisfactoria. Este test es la extensión multivariante del contraste de normalidad residual de Jarque-Bera, el cual compara los momentos de tercer y cuarto orden de los residuos con los correspondientes de la distribución normal. Para su versión multivariante es preciso escoger una factorización de los residuos para conseguir que sean ortogonales entre sí. En este caso concreto se ha seleccionado el método de ortogonalización de Cholesky.

Cuadro 4 Test de normalidad multivariante de los residuos.

Ortogonalización: Cholesky (Lutkepohl)

Hipótesis nula: los residuos siguen una distribución normal multivariante

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.448823	0.872915	1	0.3501
2	-0.036947	0.005915	1	0.9387
3	-0.105648	0.048367	1	0.8259
4	0.393327	0.670395	1	0.4129
Joint		1.597592	4	0.8092
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.802708	1.552967	1	0.2127
2	2.334799	0.479367	1	0.4887
3	2.390044	0.403050	1	0.5255
4	1.773306	1.630176	1	0.2017
Joint		4.065560	4	0.3972
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	2.425881	2	0.2973	
2	0.485282	2	0.7846	
3	0.451417	2	0.7980	
4	2.300571	2	0.3165	
Joint	5.663152	8	0.6849	

Fuente: Elaboración propia.

En el Cuadro 4 se muestran los estadísticos de los contrastes realizados acompañados del p-valor (Prob.) correspondiente. El p-valor es superior al 0,05 en todos los casos, por lo que se puede concluir que no hay evidencia empírica para rechazar la hipótesis de normalidad de los residuos.

Una vez comprobada la adecuación de la estimación del modelo se ha procedido al análisis de las funciones de impulso respuesta (FIR), herramienta básica de simulación con modelos VAR para el análisis de teorías o políticas económicas. Estas funciones recogen los impactos inducidos por los shocks en las variables del sistema. Formalmente, se introduce una alteración en la perturbación aleatoria de una ecuación (generalmente igual al valor de su desviación típica) y se comprueba el resultado que dicha alteración tiene sobre el conjunto del sistema. Sin embargo, puesto que existen correlaciones entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones, no se pueden diferenciar claramente los efectos individuales de cada perturbación a menos que se lleve a cabo una ortogonalización previa.

En este caso concreto se ha recurrido a la FIR de impulsos generalizados, la cual permite obviar el problema de considerar diferentes ordenamientos alternativos en el modelo ya que es la única invariante a este efecto. El shock ha sido efectuado en la innovación de la inversión en vivienda y se puede observar que no sólo afecta a dicha variable sino que también se transmite a las restantes variables endógenas del sistema a través de la estructura del propio modelo.

Cuadro 5
Función impulso respuesta.

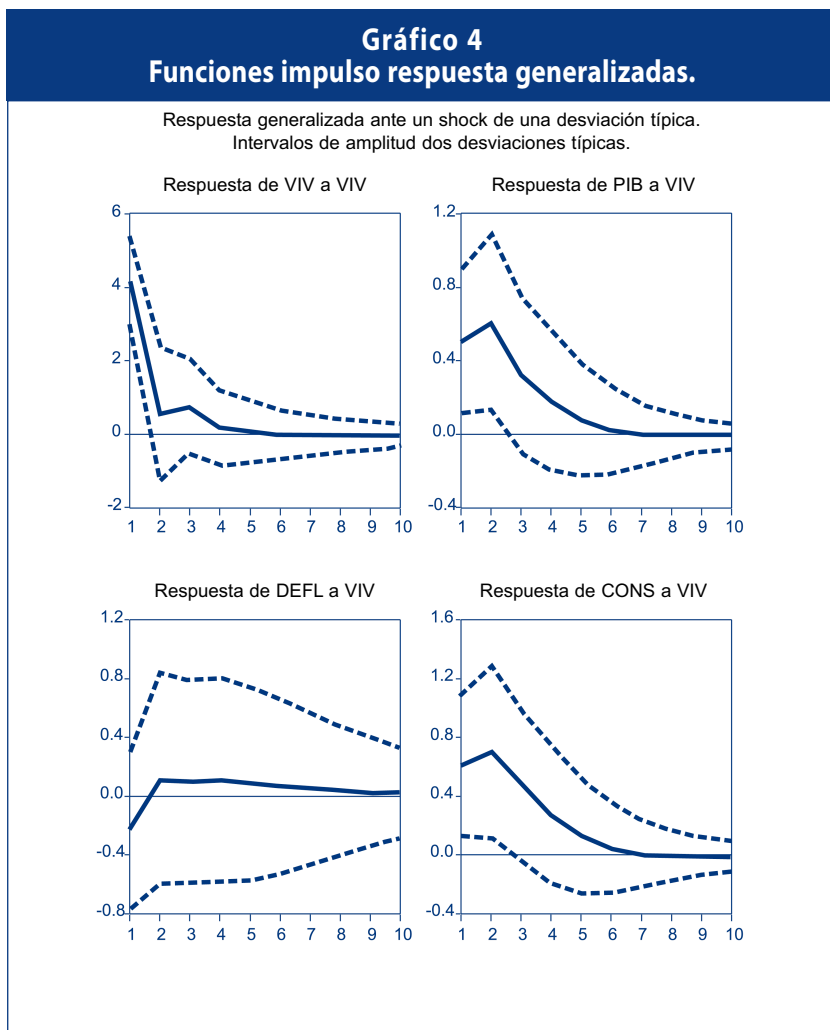
Período	VIV	PIB	DEFL	CONS
t	4.220055	0.507486	-0.232684	0.611670
t+1	0.576144	0.610399	0.113135	0.694292
t+2	0.751822	0.328989	0.099549	0.472959
t+3	0.171794	0.181280	0.108217	0.272148
t+4	0.049331	0.072545	0.083896	0.126931
t+5	-0.041434	0.020055	0.064819	0.044737
t+6	-0.056108	-0.003669	0.048559	0.004810
t+7	-0.053709	-0.010836	0.037216	-0.010415
t+8	-0.042962	-0.011119	0.029230	-0.013710
t+9	-0.032784	-0.009053	0.023608	-0.012268

Impulso generalizado

Fuente: Elaboración propia.

La interpretación de la función impulso respuesta se detalla a continuación. Un shock positivo de la Inversión en vivienda (VIV) en el período t de 4,22 puntos porcentuales (pp) tendría los siguientes efectos:

- Se perpetua en la propia variable, produciéndose un aumento en el período t+1 de 0,58pp, de 0,75pp en t+2 y, a partir de ese instante se amortigua hasta desaparecer en el período t+5.
- Sobre el PIB real produce un aumento de 0,51pp en el período t, 0,61pp en t+1 y posteriormente se va amortiguando hasta desaparecer en t+6.



Fuente: Elaboración propia.

- En el deflactor del PIB induce un efecto inicialmente negativo (-0,23pp) para pasar a ser posteriormente positivo y desaparecer definitivamente en el período t+9.
- En el consumo privado ejerce el mayor efecto, provocando un aumento de 0,61pp en el período t, 0,69pp en t+1, e igualmente su efecto se va amortiguando hasta desaparecer en t+7.

El perfil de las funciones impulso respuesta es indicativo de estabilidad en el modelo, ya que muestran efectos transitorios y no explosivos ante un cambio en las innovaciones de una de las variables (también se puede comprobar que ante un impulso en el resto de variables las correspondientes FIR son convergentes y estables en el tiempo).

5.- Modelización de la inversión residencial en España.

Con objeto de estimar la inversión residencial en España se ha tomado como referencia el número de viviendas iniciadas, para lo cual ha sido preciso seleccionar, de entre las diversas fuentes existentes que proporcionan información sobre el número de viviendas iniciadas, la más adecuada y precisa. La mayor parte de estas fuentes provienen de estadísticas elaboradas por el Ministerio de Fomento (MFOM) y el Ministerio de Vivienda (MVIV).

Entre las primeras destacan los Visados de Dirección de Obra de los Colegios de Aparejadores y Arquitectos Técnicos (Estadística de Obras en Edificación), estadística que recoge la información incluida en los formularios del Visado de encargo de dirección de obra y de la Certificación de fin de obra que los Aparejadores o Arquitectos Técnicos deben cumplimentar obligatoriamente. Su información hace referencia a las modalidades de obra nueva por tipología, ampliación y reforma o restauración de edificios. Su periodicidad es mensual, siendo el período de referencia para la primera investigación enero de 1992, y cuenta con un desfase de tres meses. En relación al número de viviendas, los Visados proporcionan series del número de viviendas iniciadas, subdividiendo entre obra nueva, ampliaciones y reformas y, por

parte de los Certificados proporciona viviendas terminadas según promotor (privado o público).

Por parte del MFOM también se publica la estadística de Licencias Municipales de Obra (Construcción de edificios), que recoge la información derivada del cuestionario que el promotor o técnico responsable de un proyecto debe entregar en el ayuntamiento al solicitar la licencia de una obra mayor de nueva planta, de demolición o de rehabilitación de edificios y viviendas. Su periodicidad también es mensual, disponiéndose de datos desde enero de 1990 y su desfase es de seis meses. Se publican series de número de viviendas según tipo de obra, subdividiendo en nueva planta, rehabilitación, demolición y total de viviendas (nueva planta + rehabilitación – demolición).

Por su parte, el MVIV presenta un conjunto de operaciones estadísticas elaboradas a partir de fuentes de información procedentes de distintos actos administrativos. En lo concerniente a número de viviendas iniciadas distingue entre viviendas protegidas y libres. La estadística de vivienda protegida proviene de las diferentes actuaciones administrativas en esta materia realizadas por las Comunidades Autónomas, y la de vivienda libre de los correspondientes boletines de visados de arquitectos. Ambas estadísticas están disponibles desde enero de 2004 y se publican con un desfase de cuatro meses. No obstante, antes de enero de 2004 estos mismos datos los proporcionaba la anterior Dirección General de Arquitectura y Vivienda del MFOM, estando la serie disponible desde enero de 1980 hasta junio de 2004, lo que permite hacer un enlace de forma sencilla.

Para seleccionar de entre estas series la más apropiada como indicador de la inversión en edificación residencial, se ha procedido a la periodificación de las mismas. Para ello se ha seguido un procedimiento, utilizado por diversas instituciones⁵, que se describe a continuación. Se ha supuesto un retraso de un mes desde la concesión de la licencia hasta el comienzo de las obras y se ha partido del hecho de que las viviendas que se inician en un determinado período no aproximan la actividad en dicho período, es decir, se supone un calendario medio de construcción que determina el porcentaje de

5) SGAM Síntesis de Indicadores Económicos. Marzo 1994. Boletín Trimestral de Coyuntura desde nº61 (1996) hasta nº98 (2005). Apéndice 2. INE.

obra realizada en cada período hasta un total de 18 meses. Dicho calendario ha sido proporcionado por el MFOM en base a estudios técnicos disponibles.

Una vez periodificadas las diferentes series de viviendas iniciadas, se ha procedido a ver cual de ellas presenta una correlación, con datos anuales y en tasas de variación interanual, más elevada con la Formación Bruta de Capital Fijo en vivienda. Los resultados se recogen en el Cuadro 7.

Atendiendo a las anteriores correlaciones la serie seleccionada ha sido la que actualmente publica el MVIV.

A continuación, para estimar la inversión residencial en función de esta serie de viviendas iniciadas periodificadas se ha ajustado el siguiente modelo de regresión:

$$y_t = \alpha x_t + \beta x_{t-4}$$

donde y_t es la tasa de variación interanual de la FBCF en vivienda de la CNTR y x_t la tasa de variación interanual del indicador de viviendas periodificadas, ambas en frecuencia trimestral. Las estimaciones de los parámetros del modelo se han obtenido aplicando el método de máxima verosimilitud, siendo 0,45 y 0,11 los valores de α y β , respectivamente.

6.- Shock de vivienda. Resultados.

Atendiendo a la modelización presentada en el apartado anterior, es preciso suponer un comportamiento del input (viviendas iniciadas) en el presente año y en el próximo. Se han llevado a cabo dos simulaciones diferentes, la primera bajo la

Cuadro 6
Coefficientes técnicos.
(tanto por mil)

Mes 1	8,081	Mes 10	78,798
Mes 2	16,162	Mes 11	81,828
Mes 3	22,222	Mes 12	83,948
Mes 4	30,303	Mes 13	83,948
Mes 5	38,384	Mes 14	82,938
Mes 6	46,465	Mes 15	80,818
Mes 7	53,235	Mes 16	75,668
Mes 8	62,636	Mes 17	66,677
Mes 9	71,727	Mes 18	16,162

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 7
Coefficientes de correlación
con la FBCF en vivienda.

MVIV y anterior DG Arquitectura y vivienda MFOM (enlazada)	Visados de Dirección de Obra MFOM	Licencias Municipales de Obra MFOM
0,75	0,65	0,48

Fuente: Elaboración propia.

asunción de estabilización del número de viviendas iniciadas en el entorno de 450.000 en los dos próximos años, nivel ligeramente inferior a la media observada para el período 1994-2007 (aproximadamente 500.000 viviendas), y la segunda basada en las predicciones proporcionadas por el ajuste de un modelo ARIMA a la serie de viviendas iniciadas.

6.1. Primer escenario.

Periodificando la serie de viviendas iniciadas y traduciéndolo en inversión residencial mediante la ecuación de regresión estimada, se pueden concretar los siguientes inputs para la simulación (Cuadro 8).

Cuadro 8					
Supuestos sobre viviendas iniciadas (primer escenario).					
Año	Viviendas iniciadas		Viviendas iniciadas periodificadas		FBCF vivienda volumen
	Nivel	% anual	Nivel	% anual	% anual
2006	760.179	6,1	716.163	3,3	6,4
2007	615.976	-19,0	738.214	3,1	3,1
2008	450.000	-26,9	600.253	-18,7	-8,0
2009	450.000	0,0	456.290	-24,0	-11,8

Fuente: Elaboración propia.

Así, siendo ésta la trayectoria prevista para la evolución de la inversión residencial, se ha obtenido la respuesta global como composición de las respuestas a los dos shocks consecutivos (Cuadro 9).

El resultado anterior pone de manifiesto que los citados shocks en la inversión residencial, reducirían el

Cuadro 9				
Función impulso respuesta final (primer escenario).				
Período	Shock VIV			
	viv	pib	defl	cons
1	-8,00	-0,96	0,44	-1,16
2	-13,59	-2,66	0,47	-3,13
3	-3,13	-2,43	-0,52	-2,95
4	-2,55	-1,32	-0,50	-1,92
5	-0,60	-0,67	-0,48	-1,05
6	-0,07	-0,25	-0,37	-0,46
7	0,23	-0,05	-0,28	-0,14
8	0,27	0,03	-0,21	0,01
9	0,24	0,05	-0,17	0,06
10	0,19	0,05	-0,13	0,06

Fuente: Elaboración propia.

crecimiento del PIB en casi un punto en el presente año, si bien sería el próximo año cuando se alcanzaría el máximo impacto debido, fundamentalmente, al efecto de la periodificación, es decir, del tiempo que transcurre desde el inicio de una vivienda hasta que se

convierte en Formación Bruta de Capital. A partir del tercer año el efecto del shock sobre el crecimiento del producto empezaría a amortiguarse para desaparecer, prácticamente en su totalidad, en el séptimo año.

Con respecto al efecto sobre el consumo de los hogares, se observa un descenso de 1,16pp el primer año y de 3,13pp en el segundo, siendo al igual que en el PIB este último año el que soporta el mayor impacto. A partir de entonces se iniciaría el proceso de reducción del mismo hasta desaparecer en el octavo período.

Por último, los efectos sobre el deflactor del PIB serían más contenidos que en los dos agregados previos. En los primeros años el shock en vivienda originaría incrementos en los precios de cuatro y cinco décimas, respectivamente, y descensos de medio punto aproximadamente en los períodos tercero y cuarto, para posteriormente reducirse y desaparecer pasados diez períodos.

6.2. Segundo escenario.

Alternativamente al supuesto de viviendas iniciadas, se plantea un modelo ARIMA univariante para predecir el número de viviendas iniciadas el presente año y el siguiente. En el apéndice figura detalladamente el proceso de identificación y estimación del mismo.

Las predicciones obtenidas con el modelo y su posterior periodificación y translación a inversión residencial se muestran en el Cuadro 10.

Cuadro 10
Supuestos sobre viviendas iniciadas (segundo escenario).

Año	Viviendas iniciadas		Viviendas iniciadas periodificadas		FBCF vivienda volumen
	Nivel	% anual	Nivel	% anual	% anual
2006	760.179	6,1	716.163	3,3	6,4
2007	615.976	-19,0	738.214	3,1	3,1
2008	530.748	-13,8	619.828	-16,0	-6,8
2009	489.559	-7,8	526.634	-15,0	-8,3

Fuente: Elaboración propia.

El modelo ARIMA estima una transición más suave en el descenso del número de viviendas que el especificado en el primer escenario, llegando a situarse en el entorno de las 490.000 en 2009 de modo que podríamos denominarlo escenario "optimista". Bajo estos supuestos, la respuesta global que se obtiene como composición de las respuestas a los dos shocks consecutivos es la siguiente (Cuadro 11 y Grafico 5):

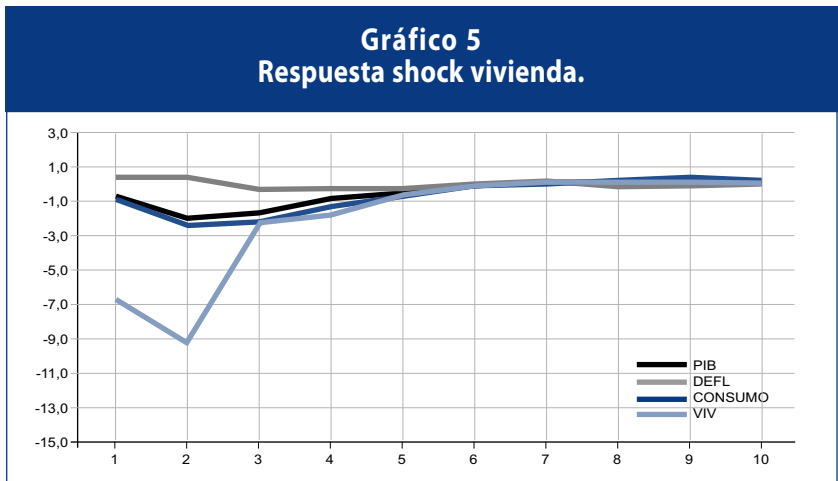
Cuadro 11
Función impulso respuesta final
(segundo escenario).

Periodo	Shock VIV			
	viv	pib	defl	cons
1	-6,79	-0,82	0,37	-0,98
2	-9,22	-1,98	0,28	-2,32
3	-2,34	-1,73	-0,38	-2,13
4	-1,75	-0,94	-0,37	-1,37
5	-0,42	-0,47	-0,35	-0,74
6	-0,03	-0,17	-0,27	-0,32
7	0,17	-0,03	-0,21	-0,10
8	0,20	0,02	-0,16	0,01
9	0,17	0,04	-0,12	0,04
10	0,14	0,04	-0,10	0,05

Fuente: Elaboración propia.

En este caso se observa que los respectivos shocks en la inversión residencial reducirían el crecimiento del PIB ocho décimas en 2008 y casi dos puntos en 2009, siendo este último año aquel en el que se alcanzaría el mayor impacto, al igual que en el escenario previo. Ya a partir del tercer año el efecto del shock sobre el crecimiento del producto empezaría a amortiguarse y desaparecería, casi en su totalidad, en el séptimo año.

Con respecto al efecto sobre el consumo de los hogares, se observa un descenso de 0,98pp el primer año y de 2,32pp en el segundo, siendo al igual que en el PIB este último año el que soporta



Fuente: Elaboración propia.

el mayor impacto. A partir de entonces se iniciaría el proceso de reducción del mismo hasta desaparecer en el octavo período.

Por último, los efectos sobre el deflactor del PIB serían más contenidos que en los dos agregados previos. En los primeros años el shock en vivienda originaría incrementos en los precios de cuatro y tres décimas, respectivamente, y descensos de cuatro décimas, aproximadamente, en los períodos tercero, cuarto y quinto, para posteriormente reducirse y desaparecer pasados diez períodos.

7.- Conclusiones.

En este trabajo se ha analizado el posible efecto que tendría un shock negativo en la inversión residencial sobre las principales variables macroeconómicas. Se ha puesto de manifiesto cuán relevante ha sido en la última década su influencia sobre el crecimiento económico y el empleo en España, si bien en este momento se está viviendo un momento de clara ralentización.

Se ha tratado de cuantificar la desaceleración de la inversión en vivienda a través de su relación con las viviendas iniciadas y, posteriormente, mediante la estimación de un modelo VAR se ha inferido cuál podría ser su impacto sobre el crecimiento del PIB, del gasto en consumo de los hogares y sobre el deflactor del PIB, mediante la estimación de las funciones de impulso respuesta del modelo.

Los resultados han sido claros, en el sentido de que el crecimiento económico, medido a través del Producto Interior Bruto, se ve claramente afectado ante el shock en vivienda, retrayéndose en magnitudes en torno a un punto porcentual en el primer año. También puede concluirse que el mayor impacto parece que pueda darse, no este año, sino el siguiente, amortiguándose a partir de entonces y resultando ser prácticamente inapreciable pasados cinco años.

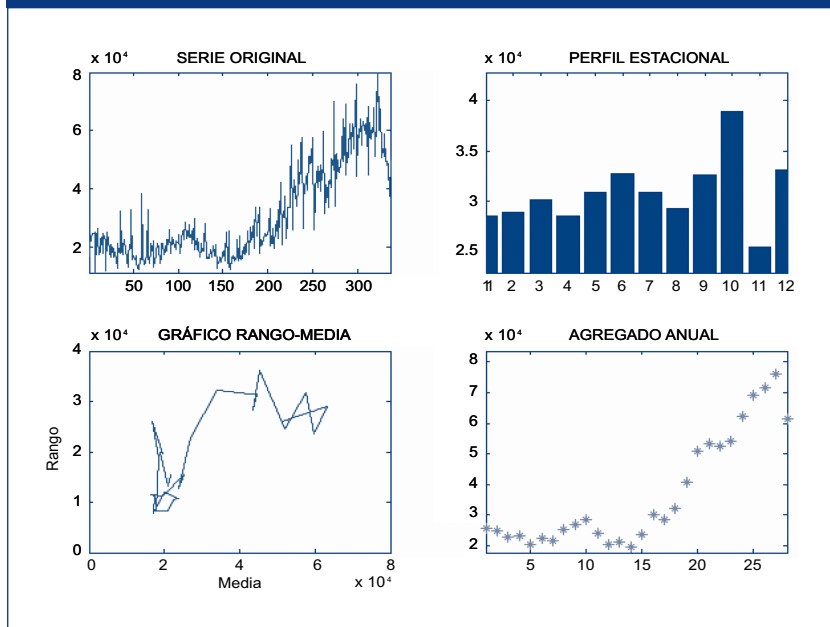
Por su parte, los efectos sobre el consumo de los hogares resultan si cabe más significativos, apreciándose impactos ligeramente más negativos que en el caso del PIB, si bien de duración similar. Por último, el efecto sobre los precios resulta ser contenido en los dos primeros períodos, pasando a posteriori a tener un efecto moderador de los mismos.

En definitiva, tanto bajo un escenario de tendencia hacia un nivel medio como bajo un escenario más optimista, las conclusiones son similares pudiendo concluir que una reducción drástica de la inversión residencial tendría una repercusión clara sobre las principales variables de la economía española.

APÉNDICE: Modelización univariante de la evolución del número de viviendas iniciadas.

La serie en estudio es la mencionada del MVIV del número de viviendas iniciadas enlazada con la anterior de la Dirección General de Arquitectura y Vivienda del antiguo MFOM. De esta forma, la serie está disponible desde enero de 1980 hasta diciembre de 2007. Como primer paso se ha llevado a cabo un análisis exploratorio de la variable para posteriormente ajustar un modelo ARIMA univariante con Análisis de Intervención.

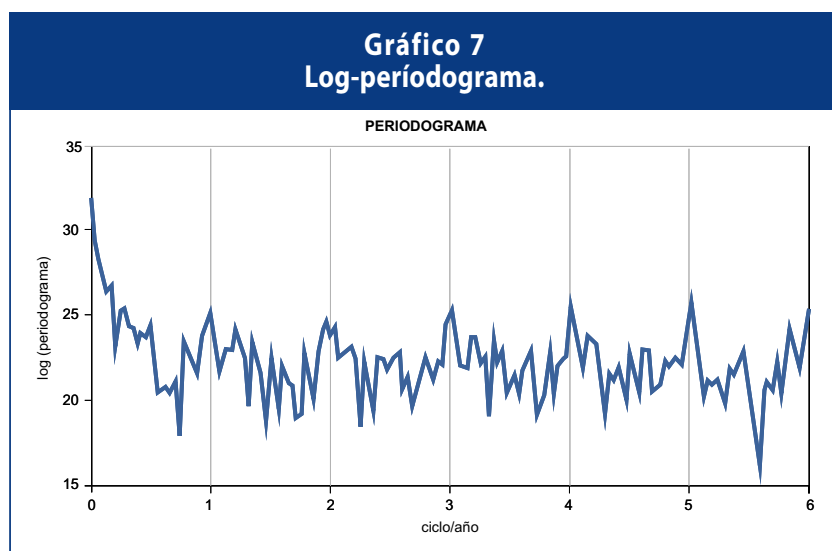
Gráfico 6
Análisis descriptivo.



Fuente: Elaboración propia.

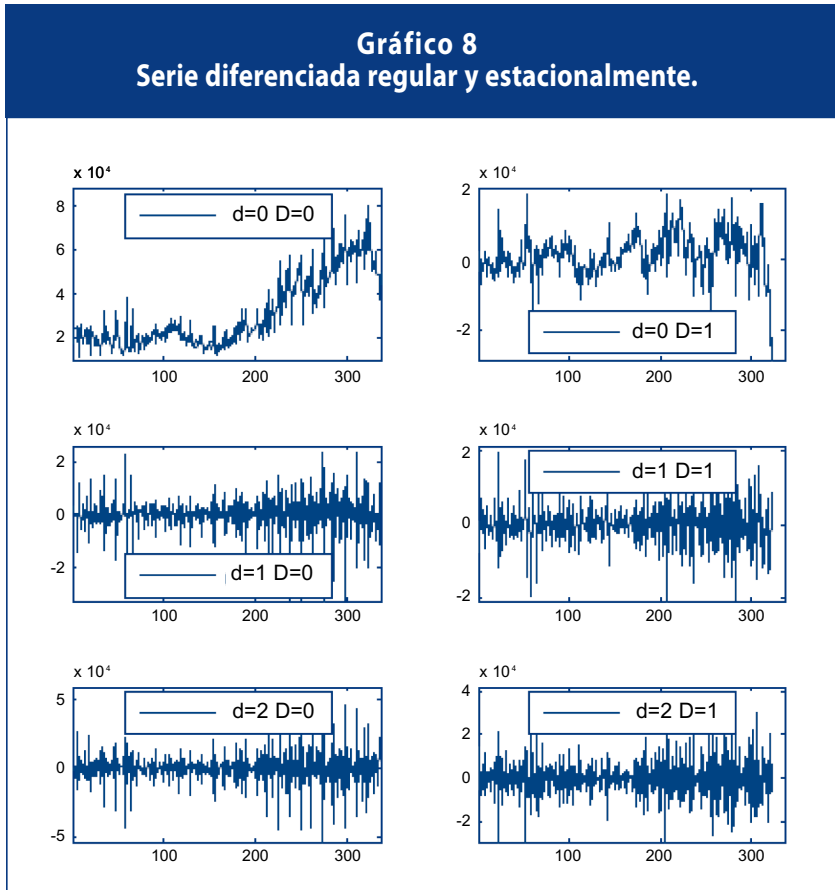
En el gráfico de la serie original en niveles se puede observar claramente que se trata de una serie con una marcada volatilidad y tendencia ascendente, a excepción del importante descenso en el último año. La necesidad de efectuar una transformación logarítmica vendrá determinada por la relación en la que la varianza de la serie aumente o disminuya sistemáticamente con el nivel de la misma. Para ello se observa el gráfico rango-media, del cual no se desprende la necesidad de aplicar una transformación logarítmica a la serie original puesto que existen tramos tanto ascendentes como descendentes (esta conclusión vendrá posteriormente confirmada por el pre-test de TRAMO). Cabe destacar igualmente el marcado carácter estacional de la misma con los importantes ascensos en octubre seguidos de bajadas en noviembre. Este aspecto lo confirma el comportamiento de la serie desde el dominio de la frecuencia. Para ello se ha examinado su log-períodograma que se presenta en el Gráfico 7.

Los altos valores alcanzados en las frecuencias próximas a cero son un indicativo del fuerte componente tendencial que presenta la serie. De igual forma la presencia de frecuencias claramente significativas en los puntos enteros de ciclos/año es señal de la existencia de estacionalidad. La presencia de ciclo semanal (frecuencias 4,18 y 5,18) no parece ser especialmente significativa⁶.



6) Para un análisis detallado de la detección de los efectos de calendario desde una perspectiva frecuencial ver Bógalo y Quilis (2006).

Asimismo, resulta útil estudiar el grado de diferenciación que sería conveniente aplicar a la variable en logaritmos para transformarla en estacionaria, para lo cual nos ayudamos de los siguientes gráficos:



Fuente: Elaboración propia.

Se observa la serie diferenciada d veces regularmente y D veces estacionalmente. De todos los modelos los que más se asemejan a un comportamiento estacionario son los que toman una o dos diferencias regulares y una estacional ($d=1, D=1$ y $d=2, D=1$). No obstante, es preciso discriminar entre ambos, para lo cual se ha utilizado el Criterio de Titner⁷.

7) El Criterio de Titner nos lleva a escoger el grado de diferenciación que minimiza la varianza sujeto a que el t-ratio asociado al contraste de hipótesis nula de media nula se mantenga en niveles aceptables.

Cuadro 12 Criterio de Titner.

GRADO DE DIFERENCIACIÓN: CRITERIO DE TITNER				
d	D	var	mean	t-ratio
0	0	15978.50711160	30765.0625	35.2932
1	0	8078.09699041	99.4716	0.2257
2	0	14115.39074427	28.9341	0.0376
0	1	6353.79974442	1102.9228	3.1819
1	1	6334.91613892	-70.8514	-0.2050
2	1	10693.69174504	0.6273	0.0011

Grado de diferenciación sugerido:
d: 1
D: 1

Fuente: Elaboración propia.

El criterio de Titner nos sugiere elegir un orden de diferenciación $d=1$, $D=1$. Denominando X_t al número de viviendas iniciadas en el período t , la serie para la que se va a ajustar un modelo ARMA es la siguiente:

$$Z_t = (1-B)(1-B^4)X_t$$

La identificación y estimación del modelo ARIMA univariante con Análisis de Intervención se ha llevado a cabo mediante la metodología implementada en el programa TRAMO⁸. Los resultados obtenidos han sido los siguientes:

Lam	Mean	P	D	Q	BP	BD	BQ	SE(res)	BIC	Q-val	N-test	SK(t)	KUR(t)	QS	Q2	RUNS
0	0	0	1	1	0	1	1	0.133	-3.917	19.36	0.253	0.310	0.396	4.68	29.20	-0.45

El modelo resultante es un $(0,1,1) \times (0,1,1)$, siendo las estimaciones de los coeficientes para la parte estocástica:

TH1	(t)	BTH	(t)
-0.67555	(-16.)	-0.61686	(-13.)

8) Ver Gómez y Maravall (1996 y 1998) Ver Gómez y Maravall (1996 y 1998).

Y para la parte determinista:

EE	(t)
-0.12766	(-4.2)
AO01(0685,	5.99)
AO02(1284,	7.72)
AO03(1283,	5.49)
AO04(1292,	3.84)
TC01(1282,	5.12)

Se puede observar que los resultados son ampliamente aceptables en cuanto a los contrastes diagnósticos (Q-val <34, N-test < 6, SK(t) < 2, KUR(t) < 2, QS < 6, Q2 < 34 y RUNS < 2). De la misma forma todos los coeficientes para la parte estocástica resultan ampliamente significativos, al igual que, en la parte determinista, los efectos de Pascua (EE) y los outliers aditivos (AO) y transitorios (TC) (sus t-ratios son todos mayores que 2 en valor absoluto).

Bibliografía.

- ABAD, A. M., CUEVAS A. y QUILIS, E. M. (2008): "Cuantificación del crecimiento real y de la inflación mediante índices encadenados", *Tribuna de economía ICE*, enero-febrero, nº 840, págs. 197-216.
- BÓGALO, J. Y QUILIS, E. M. (2006): "Los efectos de calendario desde una perspectiva frecuencial", *Estadística Española*, vol. 48, nº161, págs. 135-174.
- BOSCA J. E., DÍAZ, A., DOMÉNECH, R., PÉREZ, E. y PUCH, L. (2007): "A rational expectations model for simulation and policy evaluation of the Spanish economy", D.G de Presupuestos, documentos de trabajo D-2007-04.
- ENDERS. W. (1995): *Applied econometric time series*, John Wiley & sons, Inc. New York.
- ESPASA, A. y CANCELO, J. R. (1993): *Métodos Cuantitativos para el Análisis de la Coyuntura Económica*, Alianza Editorial, Madrid.
- EIEWS 6 USER'S GUIDE (2007): Quantitative Micro Software, LLC.
- GÓMEZ, V. y MARAVALL, A. (1996): "Programs TRAMO and SEATS", Documento de Trabajo nº 9626, Banco de España.
- GÓMEZ, V. y MARAVALL, A. (1998): "Automatic modeling methods for univariate series", Documento de Trabajo nº 9808, Banco de España.
- HAMILTON J. D. (1994): *Time series analysis*, Princeton University Press. New Jersey.
- LÜTKEPOHL, H. (1991): *Introduction to multiple time series analysis*, Springer Verlag, Berlín.
- OTERO, J. M. (1993): *Econometría. Series temporales y predicción*, Editorial AC, Madrid.
- PULIDO, A. y PÉREZ, J. (2001): *Modelos econométricos*, Ediciones Pirámide, Madrid.
- QUILIS, E.M. (2002): "Modelos BVAR: especificación, estimación e inferencia", Instituto de Estudios Fiscales, Papeles de Trabajo n.8/02.
- SIMS, Ch. A. (1980): "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, vol. 48, nº1, págs. 1-48.