

ARTÍCULO

¿Es la bolsa un indicador avanzado de la economía real?

Joan Hortalà i Arau^{a,*} y Helena Rocañín de la Fuente^b

^a*Catedrático de Teoría Económica (UB) y Presidente de la Bolsa de Barcelona*

^b*Economista, Servicio de Estudios de la Bolsa de Barcelona*

Recibido el 8 de enero de 2013; aceptado el 15 de febrero de 2013

CÓDIGOS JEL

E44;
E32;
G10

PALABRAS CLAVE

Indicadores
macroeconómicos;
Rendimientos
bursátiles;
Fases cíclicas;
Capacidad predictiva;
Indicador avanzado;
Cambio estructural

JEL CLASSIFICATION

E44;
E32;
G10

KEYWORDS

Macroeconomic
indicators;
Stock returns;
Cyclical phases;
Predictive capacity;
Leading indicator;
Structural change

Resumen En este trabajo se analiza la capacidad predictiva de la bolsa sobre los principales componentes del PIB. Se atiende particularmente al posible cambio que tal capacidad predictiva pudiera experimentar como consecuencia de las implicaciones de la crisis financiera. Operativamente, se tiene en cuenta una única dirección de la causalidad posible a partir de la estimación de cuatro modelos dinámicos de retardos distribuidos de orden finito para el periodo comprendido entre 1996 y 2012. En este marco, se considera adicionalmente la posibilidad de que la relación estadística convencional entre bolsa y economía se haya visto alterada, contrastándose así la existencia de un cambio estructural. Los resultados muestran que la capacidad explicativa de los retardos de los rendimientos interanuales del IBEX-35 sobre los indicadores macroeconómicos relevantes de la economía española ha aumentado significativamente en el contexto de la actual fase cíclica contractiva.

© 2013 Asociación Cuadernos de Economía. Publicado por Elsevier España, S.L. Todos los derechos reservados.

Is the Stock Exchange an advanced indicator of the real economy?

Abstract The predictive capacity of the stock market on the main components of GDP is analyzed in this paper, with special reference to possible change such predictive capability could undergo as a result of the implications of the financial crisis. Technically, it takes into account only one possible direction of causality from the estimated four dynamic distributed lag models of finite order for the period between 1996 and 2012. This way, there is also the possibility that the conventional statistical link between the stock market and the economy has been disrupted, thus verifying the existence of a structural change. The results show that the explanatory power of the lags of the annual returns of the IBEX-35 on the relevant macroeconomic indicators of the Spanish economy has increased significantly in the context of the current cyclical recession phase.

© 2013 Asociación Cuadernos de Economía. Published by Elsevier España, S.L. All rights reserved.

*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: agorritz@borsabcn.es

1. Introducción

La relación entre el comportamiento de los mercados bursátiles y los indicadores macroeconómicos han sido objeto de estudio recurrente durante las últimas décadas, contemplando las dos vertientes de causalidad posibles. Por un lado, la influencia de los datos macroeconómicos sobre el comportamiento de los mercados de valores ($PIB_t - Bolsa_t$). Y, por otro lado, la capacidad de los rendimientos bursátiles como indicador adelantado del comportamiento futuro de la economía real ($Bolsa_{t-k} - PIB_t$).

En el presente estudio, se acepta axiomáticamente la influencia de la economía sobre los rendimientos bursátiles. Se parte así de la premisa de que las decisiones de inversión que determinan la evolución de la renta variable se fundamentan en los datos macroeconómicos disponibles, a partir de los cuales se formulan expectativas sobre la coyuntura económica futura. A tales efectos, el consenso de previsiones sobre los acontecimientos venideros de la economía queda recogido en mayor o menor medida en los rendimientos bursátiles.

A partir de esta aceptación inicial, se analiza la cuestión de si las expectativas económicas que se reflejan en la evolución del mercado de valores revelan la evolución de la economía real. Por ello, se procede al estudio y cuantificación de la capacidad anticipadora del ciclo bursátil sobre la evolución de las principales magnitudes macroeconómicas.

Además y en el marco de la actual fase recesiva del ciclo, se atiende también a la posibilidad de que la relación estadística convencional entre bolsa y economía se haya visto alterada e incluso que haya perdido su estabilidad tendencial. Se contrasta, en este sentido, la posible existencia de un cambio estructural en dicha relación en función de las recientes evidencias que caracterizan la actual coyuntura.

2. Antecedentes analíticos

En el contexto contemporáneo, los estudios relevantes relativos a una relación positiva entre el sector financiero y la economía real se remontan a la segunda mitad del siglo xx (Shaw, 1973; Shaw y Gurley, 1955; Goldsmith, 1969; McKinnon, 1973; Barro, 1990, entre otros). En ellos, se examinan las diferentes vías de transmisión de los rendimientos bursátiles a la evolución de la economía productiva.

Con los fundamentos teóricos inherentes, Fama (1981, 1990) investiga, en clave empírica, la relación cuantitativa entre rendimientos bursátiles y crecimiento económico. Mediante estimación de regresiones por mínimos cuadrados ordinarios, se deduce que la producción futura explica los rendimientos bursátiles en los EUA durante el periodo 1953-1987. Posteriormente, Schwert (1990) replica las regresiones realizadas por Fama, ampliando el periodo de análisis hasta un siglo completo, 1889-1988, con un veredicto favorable sobre la existencia de una fuerte relación positiva entre rentabilidad de las acciones y tasas futuras de crecimiento de la producción.

Nuevos estudios al respecto, para diferentes periodos y países corroboraron igualmente los resultados anteriores, en un contexto de mayor robustez formal mediante el em-

pleo de modelos econométricos complejos y, en consecuencia, con mayor significación estadística de los resultados. Choi et al. (1999) se interesan por la cuestión para los países del G-7 en el periodo 1957-1996. Hassapis y Kalyvitis (2001) establecen que los rendimientos bursátiles pueden utilizarse en general como indicador avanzado de la producción a lo largo del periodo 1950-1997, exceptuándose en este marco el caso de Italia. Por su parte, Nasseh y Strauss (2000), Siliverstovs y Duong (2006) amplían la investigación para las principales economías del mundo entre 1985-2004.

En este sentido, es de interés el trabajo que había publicado Binswanger (2000), habida cuenta que si bien acepta en gran medida que las variaciones de las acciones pueden ser explicadas por los valores futuros de la producción, ello no excluye la existencia de una disfuncionalidad incipiente a partir de la década de 1980. Muestra, en este punto, que la secular correlación registrada entre 1960 y 1982 se debilita sensiblemente a partir de 1983. Aduce en este sentido la posibilidad de un cambio estructural coincidente con el auge que a partir de estas fechas tiene el mercado de valores, con referentes estadísticos para EUA y también para los países que conforman el G-7, pormenorizando como desencadenantes del cambio estructural la existencia de burbujas especulativas, los cambios en la política monetaria y, sobre todo, la globalización de los mercados financieros.

A la vista de todos estos resultados, es importante tener en cuenta, sin embargo, que los diferentes análisis se refieren a periodos temporales previos a la grave crisis financiera que se inicia a partir del verano de 2007.

3. Referentes estadísticos I: series macroeconómicas

La relación a largo plazo entre el comportamiento de la bolsa y la economía real que se analiza en este trabajo se basa en la utilización de series temporales de periodicidad mensual entre 01.1996 y 09.2012 (201 observaciones). La opción por la periodicidad mensual obedece a disponer de una mejor significación estadística, ya que de lo que se trata es de testear la existencia de un posible cambio estructural en el contexto de la correspondiente evolución cíclica y, por tanto, es conveniente trabajar con dos muestras con un tamaño suficientemente grande. Por su parte, el hecho de iniciar la muestra a partir del mes de enero de 1996 responde a las características de las series seleccionadas.

Operativamente, las series de datos seleccionadas hacen referencia a los indicadores macroeconómicos representativos. En esta dirección el PIB es, por descontado, el indicador por antonomasia. Sucede, sin embargo, que la serie correspondiente es de periodicidad trimestral y, además, publicada con retrasos notorios respecto del periodo de referencia. Debido a esta eventualidad, se recurre a indicadores macroeconómicos mensuales altamente correlacionados con el comportamiento de los componentes del PIB, ya que gozan de una mayor frecuencia de publicación y un adelanto frente a la difusión trimestral de la Contabilidad Nacional.

De hecho, los propios modelos de predicción del PIB realizados por los entes públicos han demostrado que la combina-

ción de indicadores mensuales relevantes ofrece estimaciones suficientemente precisas del PIB (Burriel, 2012). En particular, utilizan estimaciones indirectas del crecimiento económico en base a la agregación de las predicciones de los distintos componentes del PIB. En este caso, se han seleccionado indicadores macroeconómicos mensuales que presentan altas correlaciones con el comportamiento de los componentes del PIB por la vertiente de la demanda, a excepción del gasto público.

Según la clasificación de este tipo de indicadores entre cualitativos y cuantitativos, se ha considerado más adecuado la utilización de los segundos, a pesar de que se suelen publicar con un retraso de entre 30 y 45 días respecto del periodo de referencia. En este punto, hay que tener presente que en recientes revisiones de los modelos de predicción del Banco de España se ha demostrado que los indicadores de opinión más importantes retrocedieron menos que el PIB en la última recesión. En cambio, la disparidad fue menor para los indicadores cuantitativos más relevantes.

Entre la gran variedad de indicadores mensuales cuantitativos, se ha hecho una preselección formada por los indi-

ces empleados a nivel público para estimar los componentes del PIB (BCE y Ministerio de Economía y Hacienda). Esta preselección abarca a la producción industrial, a la producción de bienes de equipo y a las ventas al por menor. Se añade, a su vez y para grandes empresas, las ventas interiores, las ventas interiores de bienes de consumo, las ventas interiores de bienes de capital, las exportaciones y las importaciones.

De acuerdo con esta selección, se elabora una matriz de correlaciones con el objetivo de cruzar las variaciones interanuales de periodicidad trimestral de los principales componentes del PIB, por el lado de la demanda, y las medias trimestrales de los índices macroeconómicos de periodicidad mensual y/o de sus variaciones interanuales. Se han introducido, además, los cuatro primeros retardos de estas últimas series en la matriz y con los resultados así obtenidos se han seleccionado los indicadores mensuales más representativos de los principales componentes del PIB. Estos componentes son consumo privado, inversión, exportaciones e importaciones, presentando los resultados que se indican en la figura 1.

Indicador trimestral	Indicador mensual	Correlación
Consumo privado	Ventas interiores grandes empresas (VIGES)	93,52%
	Unidades: Var. Interanual	
	Fuente: Ministerio de Hacienda	
	Retraso: 35 días	

Indicador trimestral	Indicador mensual	Correlación
Inversión	Ventas interiores bienes de capital grandes empresas (VICAGE)	92,70%
	Unidades: Var. Interanual	
	Fuente: Ministerio de Hacienda	
	Retraso: 35 días	

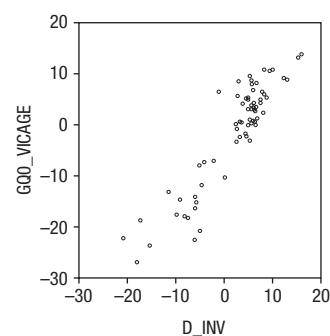
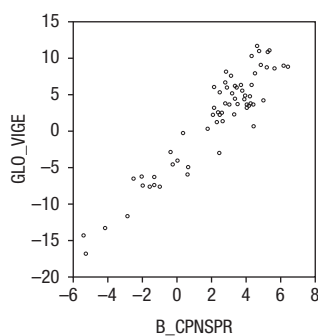
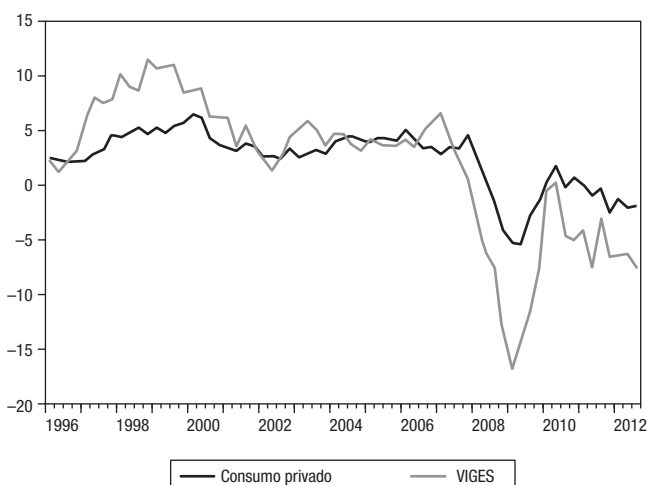
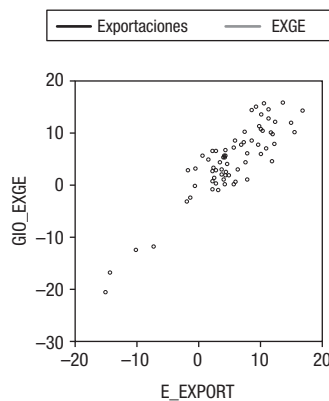
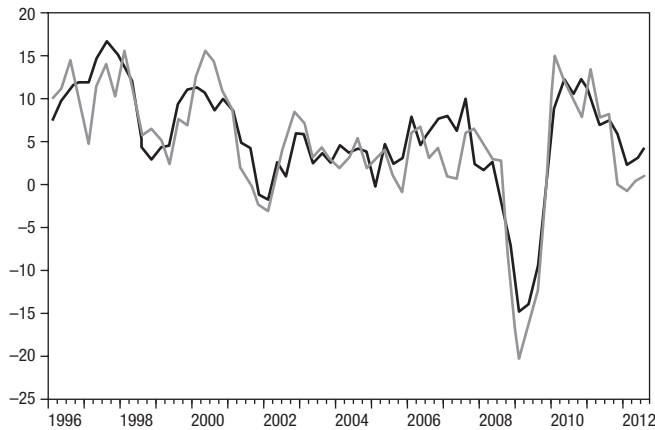


Figura 1

Indicador trimestral	Indicador mensual	Correlación
Exportaciones	Exportaciones grandes empresas (EXGE)	88,71%
	Unidades: Var. Interanual	
	Fuente: Ministerio de Hacienda	
	Retraso: 35 días	



Indicador trimestral	Indicador mensual	Correlación
Importaciones	Índice de producción industrial desestacionalizado (VIPI)	94,75%
	Unidades: Var. Interanual	
	Fuente: Ministerio de Economía y Competitividad	
	Retraso: 45 días	

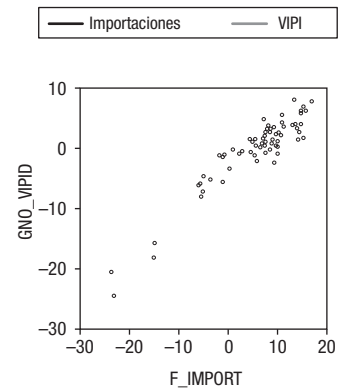
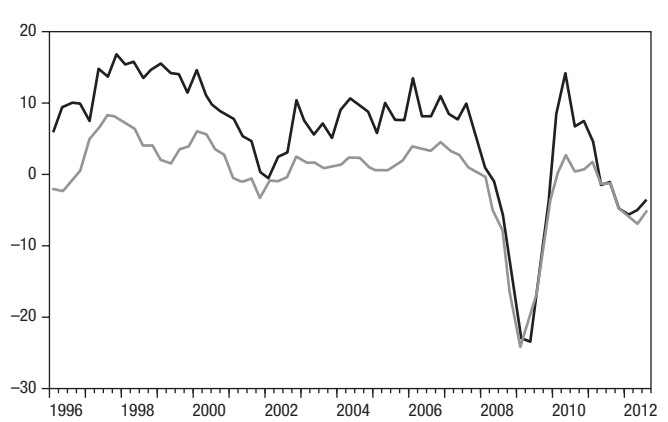


Figura 1 (Continuación).

4. Referentes estadísticos II: series bursátiles

En la medida que los índices bursátiles son los indicadores más usuales para reflejar la evolución de los mercados de capitales, se selecciona, obviamente para el caso español, el IBEX-35, atendiendo a la serie de precios de cierre mensual entre 01.1996 y 09.2012.

La variabilidad de la serie original aumenta con la media, por lo que indica falta de estacionariedad en varianza y, por tanto, es conveniente la transformación logarítmica (LI-BEX). Además, resulta también necesario diferenciar la serie en logaritmos, ya que tampoco presenta estacionariedad en media, tal y como muestran los valores de la función de autocorrelación simple.

De acuerdo con estas puntualizaciones y considerando la interpretación final de los modelos, debe tenerse presente que las series macroeconómicas empleadas están conformadas por tasas de variación interanuales con periodicidad mensual. De este modo, se considera la posibilidad de aplicar diferencias estacionales, ($d = 12$), y comprobar la estacionariedad sobre la serie resultante (D12LIBEX).

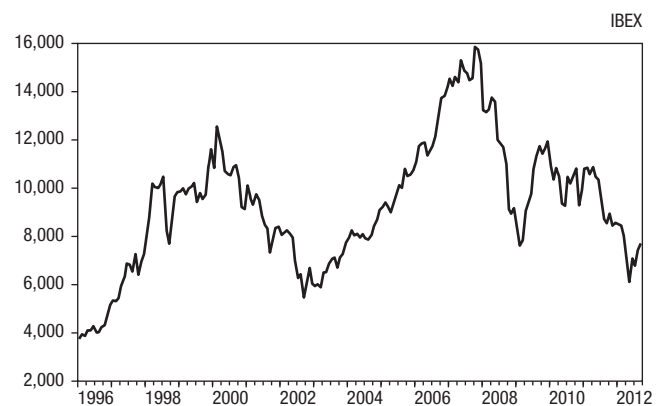


Figura 2

La serie transformada en logaritmos y diferenciada sobre su parte estacional (D12LIBEX) es integrada de orden cero, $I(0)$, de acuerdo con los resultados del contraste de raíces unitarias de Phillips-Perron. En particular, el p-valor asocia-

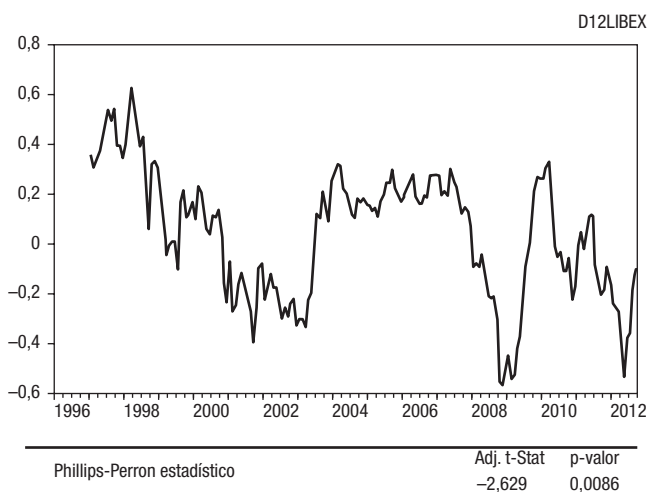


Figura 3

do a la t-student es inferior a 0,05, por lo que se puede aceptar la estacionariedad de la serie transformada con un nivel de confianza del 95%.

5. Modelos predictivos

Para el análisis de la relación entre las series temporales representativas de la economía española y la evolución del mercado de capitales, se utilizan diferentes extensiones econométricas con la finalidad de formular cuatro modelos explicativos. Se trata de cuatro modelos de regresión que permitan estudiar cada una de las series macroeconómicas en función de la serie de rendimientos bursátiles interanuales. Consecuentemente, la variable explicativa común en todos los modelos es la D12LIBEX, mientras que las variables explicadas en cada caso son VIGES, VICAGE, EXGE y VIPI.

Todas las series son series temporales económicas, por lo que atendiendo a su naturaleza es imprescindible evitar la aparición de relaciones espurias en los modelos. Se trabaja, por lo tanto, con series estacionarias y sin estacionalidad para la consecución de estabilidad en el largo plazo. Las series son así analizadas antes de introducirse en los modelos, para lo cual, previamente al inicio de la formulación, se contrasta el orden de integración de las variables mediante el test de raíces unitarias Phillips-Perron, en el bien entendido que la serie transformada del IBEX-35, ya detallada anteriormente, es estacionaria en su diferenciación estacional sobre transformación logarítmica en niveles. Sin embargo, al no disponerse de esta particularidad para las series macroeconómicas, el análisis correspondiente se realiza separadamente para cada una de ellas.

De acuerdo con estos requerimientos, se analizan las series y se estiman los modelos sujetos a las tres proposiciones siguientes:

5.1. Proposición primera: relación unidireccional

Se parte del supuesto inicial de existencia de relación unidireccional de la serie de rendimientos bursátiles respecto a las series macroeconómicas, considerándose, en cambio

como axioma teórico la influencia de la economía sobre la bolsa. En todo caso, se atiende a los resultados del test de causalidad en sentido de Granger.

Este test, previo a la formulación de cada uno de los cuatro modelos, se aplica para el análisis de la relación entre bolsa e indicadores macroeconómicos. Indicadores estos referidos, obviamente, a los componentes del PIB por el lado de la demanda (consumo, inversión, exportaciones e importaciones). Los resultados obtenidos evidencian que la serie de rendimientos bursátiles permite mejorar las predicciones que, en función de sí mismos, presentan tales indicadores. Por lo tanto, en la relación Bolsa - Economía, se rechaza la hipótesis nula de no causalidad de Granger.

5.2. Proposición segunda: relación dinámica

En concordancia con el razonamiento economicista relativo a la posibilidad de que la evolución bursátil pueda explicar el comportamiento futuro de los datos macroeconómicos, se acepta que la relación entre variables pueda ser compleja y transmitirse con retardos. Por ello, la estimación de los modelos introduce el supuesto de que la relación cuantificada sea dinámica y no únicamente contemporánea. De este modo, dado que se supone que los retardos de la variable explicativa pueden afectar a las variables respuesta, se contempla la capacidad de la bolsa como indicador avanzado de la actividad económica.

La posible dinamicidad de las relaciones se introduce en los modelos mediante la presencia de variables exógenas retardadas dentro de los regresores. Por consiguiente, se estiman modelos dinámicos de retardos distribuidos de orden finito (RD(s)). Específicamente, se considera que el orden de los modelos es seis, de manera que se postula que esta pueda adelantarse en un periodo máximo de un semestre.

Los rasgos diferenciales que caracterizan esta tipología de modelos dinámicos tienen que ver con estas tres singularidades. En primer lugar, permitir interpretar directamente los parámetros beta estimados como multiplicadores contemporáneos o retardados de las variables explicativas sobre la variable explicada. En segundo lugar, determinar modelos estables, en el sentido que, ante una variación puntal de la variable exógena en un momento concreto del tiempo, la variable endógena retorne al valor de equilibrio de manera que el efecto total de la variación sea finito. Por último, en tercer lugar, calcular los estimadores de los modelos de retardos distribuidos mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios, siempre que se cumplan el conjunto de hipótesis básicas para obtener eficiencia, consistencia e insesgabilidad.

5.3. Proposición tercera: cambio estructural

La consideración de posibles cambios estructurales es indispensable habida cuenta las especificidades propias de la coyuntura actual, es decir, la ruptura cíclica entre una fase expansiva (1996-2007) y una fase contractiva en curso (2007-2012). Aceptada esta posibilidad, resulta que, estadísticamente, la existencia de cambio estructural puede dar lugar a problemas de autocorrelación.

Así, ante la posibilidad de autocorrelación en las regresiones dinámicas iniciales, se emplea el test de Chow para con-

trastar la existencia de rupturas estructurales. Es decir, se contrasta si los parámetros de cada relación difieren entre distintos lapsos temporales, definiéndose previamente el hipotético punto de origen con el método de los residuos recursivos. Al rechazarse, entonces, la existencia de estabilidad estructural, se usan variables ficticias para corregir los modelos para que estos cumplan las hipótesis básicas. En este sentido, se introducen variables dicotómicas con efectos aditivos para cuantificar el cambio de nivel y variables dicotómicas con efectos multiplicativos para cuantificar el cambio de pendiente.

5.4. Procedimiento

De acuerdo con las tres proposiciones establecidas, el proceso de estimación de cada uno de los cuatro modelos sigue la pauta siguiente. En primer lugar, se analizan las características de estacionariedad de las series macroeconómicas. En segundo lugar, se estima un primer modelo de regresión global con toda la muestra disponible (1996-2012). En tercer lugar, se contrasta la existencia de un posible cambio estructural según los resultados obtenidos. En cuarto lugar, se introducen variables ficticias para contemplar la existencia de rupturas estructurales en el modelo global y, a su vez, determinar la formulación final.

A efectos comparativos, se estiman modelos para las dos submuestras resultantes del cambio (1996-2007 y 2007-2012 vs. 1996-2012), para comparar las modificaciones entre el modelo global y el correspondiente al periodo previo al inicio de la crisis así como, aunque secundariamente, respecto al periodo posterior.

5.5. La bolsa como indicador avanzado del consumo

5.5.1. Análisis de la variable explicada: ventas interiores de las grandes empresas

La variación anual de las ventas interiores de las grandes empresas (VIGES) a población constante es un indicador de periodicidad mensual que presenta una correlación superior al 90% con el consumo privado. Como consecuencia, se utiliza la serie como representativa del citado componente

del PIB por el lado de la demanda, siendo la variable explicada del modelo. En este caso, la publicación del indicador se empezó a difundir en España a inicios del 1996 en el “Informe de ventas, empleo y salarios en las grandes empresas” elaborado por la Agencia Tributaria. Por consiguiente, la serie empleada abarca desde 1996:01 hasta el 2012:09. En relación al análisis de estacionariedad de la serie, los resultados del test Phillips-Perron indican que la serie VIGES es estacionaria con un nivel de confianza del 90%.

5.1.2. Formulación del modelo

Dado que la serie VIGES es estacionaria y también la serie de variaciones interanuales del IBEX-35, como se ha indicado anteriormente, se estima un modelo dinámico RD(6) por mínimos cuadrados ordinarios. Se trata de explicar la evolución de las ventas interiores de las grandes empresas (VIGES_t, variable dependiente) en función de la serie de tasas de variación interanuales del IBEX-35 y seis retardos de la misma (D12LIBEX_{t-k}, variable independiente). El tamaño de la muestra comprende el periodo enero de 1996 y septiembre de 2012, implementando la expresión siguiente:

$$C.PRIV.\dot{VIGES}_t = f(D12LIBEX_{t-k}) \quad k = \{0, 1 \dots 6\}$$

A partir del RD(6) inicial y tras comprobar la normalidad de los residuos para conseguir la validez en la inferencia, se ha ido ajustando los regresores en función de las mayores significaciones individuales.

El modelo ajustado presenta un problema de autocorrelación serial de los residuos, por lo que se procede a contrastar el cumplimiento de la hipótesis básica de permanencia estructural de los estimadores. Mediante el método de residuos recursivos, se observa un salto en un momento determinado que provoca la salida de las bandas de confianza durante un periodo prolongado, evidenciando la posibilidad de desencadenar inestabilidad estructural.

Dicho punto se corresponde al mes de noviembre de 2007, el cual coincide con el mes posterior a los máximos históricos en cierre mensual registrados por el selectivo español. Esta coincidencia ofrece mayor robustez al punto de cambio detectado, dado que coincide con un acontecimiento real destacable en los mercados de capitales. No obstante, se ha corroborado formalmente que el punto 2007:11 deviene realmente una ruptura, después de testearlo con el contraste de cambio estructural de Chow (fig. 5).

Como consecuencia de la detección de la falta de estabilidad estructural, el siguiente paso consiste en reestimar el modelo que engloba el total de la muestra incluyendo la ruptura estructural con la introducción de una variable ficticia. Esta categoriza las observaciones a partir de noviembre de 2007 con un 1, mientras que se asigna un 0 a las anteriores. En este sentido, dicha variable dicotómica se incluye con efectos aditivos (F) y con efectos multiplicativos sobre la variable explicativa y sus retardos ($F \cdot D12LIBEX_{t-k}$). Así,

$$Ficticia_t = F = \begin{cases} 1 & \text{si } t \geq 2007: 11 \\ 0 & \text{en el resto} \end{cases}$$

De acuerdo con los periodos relevantes anteriormente considerados (1996-2007 y 2007-2012), se procede a elabo-

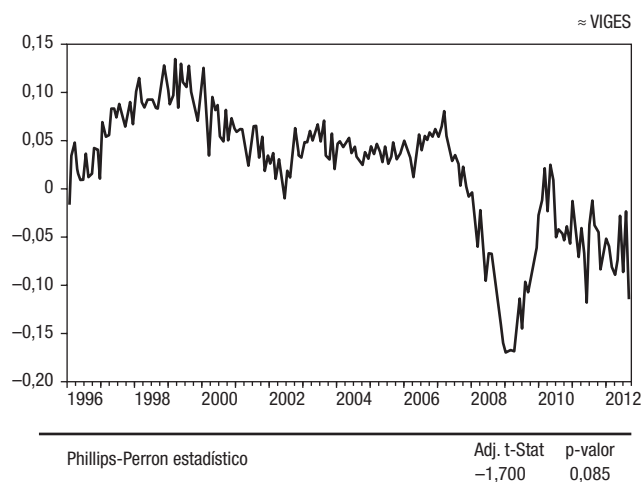
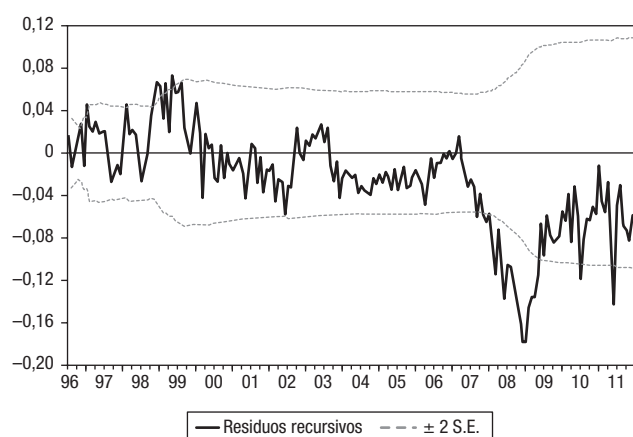


Figura 4



Punto de ruptura testeado: 2007M11

Hipótesis nula: no ruptura estructural en el punto especificado

F-statistic	244,352	Prob. F(2,184)	0,000
Log likelihood	243,718	Prob. Chi-Square(2)	0,000
Wald statistic	488,704	Prob. Chi-Square(2)	0,000

Figura 5

rar modelos diferenciados para cada uno de ellos a efectos comparativos en relación con el modelo global (1996-2012).

Tabla 1

Variables independientes	Variable dependiente: VIGES		
	1996-2012	1996-2007	2007-2012
C	0,044 0,0000	0,053 0,0000	-0,053 0,0000
D12LIBEX(-3)	- -	- -	0,184 0,0000
D12LIBEX(-4)	0,034 0,0479	0,030 0,0726	- -
F	-0,074 0,0000	- -	- -
F*D12LIBEX(-3)	0,127 0,0000	- -	- -
AR(1)	0,474 0,0000	0,462 0,0000	0,305 0,0343
AR(3)	0,357 0,0000	0,375 0,0000	- -
R2	0,9053	0,6264	0,7780
Prob (F-Snedecor)	0,0000	0,0000	0,0000
Durbin-Watson	2,1381	2,2256	2,0386
Prob (Jarque-Bera)	0,3149	0,4342	0,7319
Test Breusch Godfrey			
Prob (F-Snedecor)	0,4431	0,1989	0,5831
Prob (Chi-cuadrada)	0,4250	0,1868	0,5658
Test White			
Prob (F-Snedecor)	0,4935	0,2438	0,8391
Prob (Chi-cuadrada)	0,4860	0,2394	0,8303

En relación con la información recogida para cada variable explicativa, el valor superior se corresponde con el estimador del coeficiente beta correspondiente, mientras que el valor inferior en cursiva se corresponde con el p-valor asociado al estadístico t-student correspondiente a cada regresor.

La tabla 1 resume los principales resultados de los tres modelos considerados que atienden a los respectivos intervalos temporales.

5.1.3. Implicaciones

Según los resultados de la tabla 1 para la totalidad de la muestra (1996-2012), el modelo dinámico definitivo que cuantifica la relación entre las VIGES y los retardos de D12LIBEX e incluye la existencia de un cambio estructural es el siguiente:

$$VIGES_t = 0,044 + 0,034D12LIBEX_{t-4} - 0,074F + 0,127F*D12LIBEX_{t-3} + u_t$$

$$u_t = 0,474u_{t-1} + 0,357u_{t-3} + \varepsilon_t$$

Comprobado el cumplimiento de las hipótesis básicas del modelo de regresión se observa que presenta elevadas significatividades individuales y global y, simultáneamente, un coeficiente de determinación que supera el 90%. La capacidad explicativa de los retardos de la evolución bursátil se ha ampliado en casi 30 porcentuales al introducir la última época contractiva (2007-2012). Resulta entonces que atendiendo a los resultados numéricos antes obtenidos, el coeficiente de determinación del modelo del periodo 1996-2012 es del 91%, mientras que este coeficiente para el periodo 1996-2007 es del 62%. Por ello, puede concluirse que en la actualidad la variabilidad de las ventas interiores de las grandes empresas queda explicada en más de un 90% por las variaciones interanuales retardadas del selectivo español.

Conjuntamente con este resultado, debe señalarse que el modelo estimado muestra una modificación del tiempo de anticipación de la bolsa cuando se tiene en cuenta la fase contractiva. En efecto, mientras que el retardo en D12LIBEX comportaba un adelanto de cuatro meses ($t-4$) en el periodo previo a la contracción, la introducción de la variable ficticia cruzada con retardos muestra que en esta fase contractiva el retardo es de tres meses ($t-3$). Por lo tanto, la capacidad anticipativa de la bolsa sobre las VIGES se reduce en un mes.

Finalmente, un tercer punto conclusivo merece atención especial. Se trata de la diferencia entre la cuantificación de la relación VIGES-IBEX respecto a cada una de las fases cíclicas consideradas, es decir, entre el periodo expansivo y el periodo contractivo. En este sentido y a efectos de clarificación, se cambia la notación de la ecuación resultante para evidenciar las discrepancias entre observaciones previas y posteriores al punto de ruptura estructural. El modelo se formula como un sistema de dos ecuaciones, las cuales varían en función de cuando la variable ficticia toma valor 1 (periodo posterior a 2007:10) o valor 0 (periodo anterior a 2007:10). Así,

$$\begin{cases} VIGES_t = 0,044 + 0,034D12LIBEX_{t-4} + u_t & t \leq 2007:10 \text{ (} F = 0 \text{)} \\ VIGES_t = -0,03 + 0,034D12LIBEX_{t-4} + u_t & t > 2007:10 \text{ (} F = 1 \text{)} \\ \quad + 0,127D12LIBEX_{t-3} + u_t \end{cases}$$

A partir de dicha formulación y teniendo en cuenta que las variables explicativas no son controlables en modelos de este tipo, se consideran escenarios diversos para determinar cómo dichas variables afectan a la variable respuesta. El análisis de tales escenarios se compendia en los gráficos que

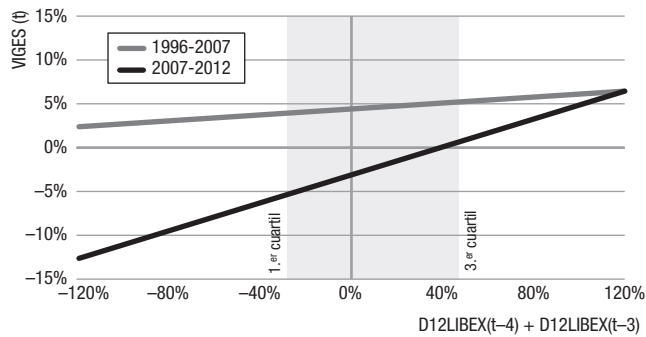


Figura 6

siguen, en los cuales en el eje horizontal se recogen escenarios de hipotéticos rendimientos bursátiles y en el eje vertical los resultados que dichos escenarios provocarían sobre las VIGES.

Debe tenerse en cuenta que los registros del eje horizontal se corresponden con el sumatorio de los rendimientos interanuales del IBEX-35 en los periodos t-3 y t-4, los cuales se consideran de igual magnitud para simplificar la representación.

Además, para delimitar el alcance de las anotaciones en el eje horizontal se ha acudido a los principales estadísticos descriptivos de la serie de rendimientos interanuales con periodicidad mensual del IBEX-35 y de la serie que recoge el sumatorio de estos durante dos meses.

De acuerdo, pues, con estas puntualizaciones y, obviamente, con el resultado que muestra el análisis gráfico, se observa tanto un cambio de pendiente como un cambio de nivel entre los dos subperiodos.

Por lo que atañe al cambio de pendiente, se observa un incremento notorio de la sensibilidad de las VIGES respecto a la evolución bursátil. En esta dirección, los datos estadísticos del periodo previo a la crisis ponen de relieve que ante una variación interanual unitaria del IBEX-35 en el tercer y cuarto retardo, se correspondía con un incremento de 0,034 (3,4%) de las VIGES.

En cambio, en el periodo posterior a la crisis, este escenario bursátil se corresponde con un aumento de la variación de las VIGES hasta el 0,161 (16,1%). Esta modificación de la pendiente aparece aun mayormente especificada si se atiende al gráfico siguiente, en el cual se introducen las variaciones del cuarto retardo como nulas como indican las formulaciones correspondientes:

Si $DL12LIBEX_{t-4} = 0$,

$$VIGES_t = 0,044 + u_t \quad t \leq 2007: 10 \text{ (} F = 0 \text{)}$$

$$VIGES_t = -0,03 + 0,127DL12LIBEX_{t-3} + u_t \quad t > 2007: 10 \text{ (} F = 1 \text{)}$$

Debe advertirse, a efectos operativos, que los registros del eje de abscisas corresponden únicamente a la variación del IBEX-35 avanzado tres meses ya que la variación avanzada a cuatro meses es nula. De esta manera, la línea negra (2007-2012) solo recoge los efectos generados por el cambio estructural.

Este importante cambio de pendiente, en el sentido que ha ganado en inclinación, se entrelaza con el cambio de nivel. Efectivamente, la línea representativa del periodo

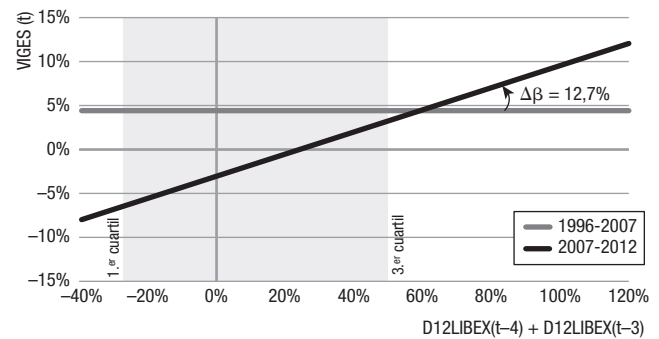


Figura 7

contractivo (color negro) experimenta en este sentido un desplazamiento hacia abajo que motiva que su intersección con el eje de ordenadas se sitúe por debajo del punto 0,0%.

Este desplazamiento provoca que, ante un escenario bursátil plano en t-3 y t-4, la variación de las ventas interiores de las grandes empresas sea negativa, en contraste con el hecho de que antes de la crisis esta variación era positiva. Cuantitativamente, antes de 2007 la constante del modelo era 0,044 (4,4%), mientras que muestra una disminución hasta el -0,03 (-3,0%) tras el inicio de la fase recesiva.

Este cambio de nivel se observa en el gráfico siguiente, en el cual el escenario contempla que las variaciones del tercer retardo son cero y las del cuarto retardo se incrementan progresivamente. De esta manera, la diferencia existente entre las dos rectas es resultado solo del cambio de nivel provocado por la ruptura estructural.

Si $DL12LIBEX_{t-3} = 0$,

$$VIGES_t = 0,044 + 0,034DL12LIBEX_{t-4} + u_t \quad t \leq 2007: 10 \text{ (} F = 0 \text{)}$$

$$VIGES_t = -0,03 + 0,034DL12LIBEX_{t-4} + u_t \quad t > 2007: 10 \text{ (} F = 1 \text{)}$$

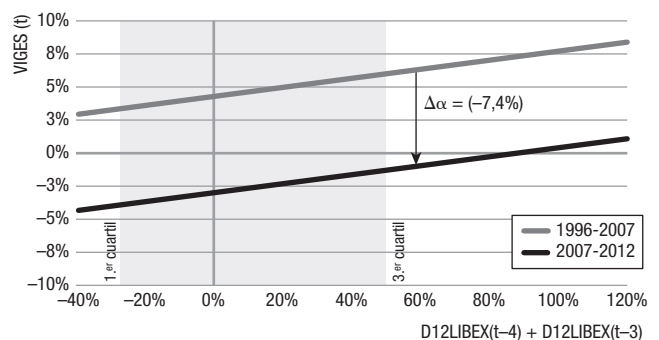


Figura 8

5.6. La bolsa como indicador avanzado a la inversión

5.6.1. Análisis de la variable explicada: ventas interiores de bienes de capital de las grandes empresas

La variación anual de las ventas interiores de bienes de capital de las grandes empresas (VICAGE) a población constante es un indicador de periodicidad mensual que presenta

una correlación superior al 90% con la evolución de la inversión nacional. Análogamente al caso de las ventas interiores totales, la publicación del indicador se empezó a difundir en España a inicios del 1996, por lo que la serie empleada también abarca desde 1996:01 hasta el 2012:09. En este caso, los resultados del contraste de Phillips-Perron indican igualmente estacionariedad de la serie a un nivel de confianza del 95%, ya que el valor-p asociado al estadístico de contraste es inferior al 0,05.

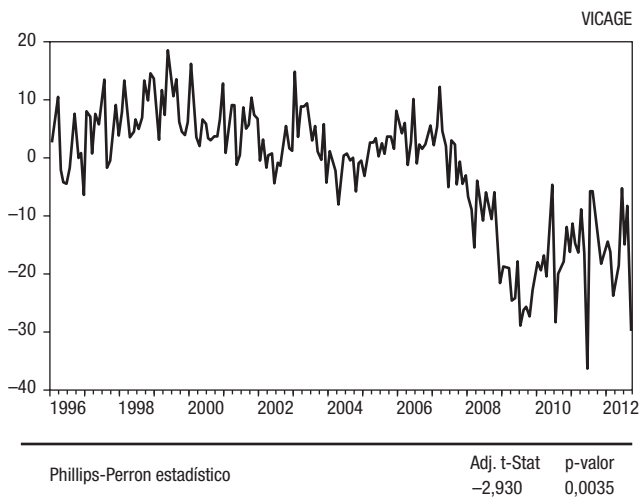


Figura 9

5.6.2. Formulación del modelo

En este punto la relación significativa es la existente entre los rendimientos bursátiles y las variaciones en las ventas interiores de bienes de capital de las grandes empresas, siendo esta última serie seleccionada como representativa del comportamiento de la inversión nacional. La formulación correspondiente es

$$INV_t \approx VICAGE_t = f(D12LIBEX_{t-k}) \quad k = \{0, 1 \dots 6\}$$

El proceso analítico es el seguido en el punto anterior, o sea, formulación de un modelo dinámico de orden seis estimado mediante mínimos cuadrados y ajustes posteriores en los regresores para conseguir una mayor significación.

Evidenciado el problema de autocorrelación, se contrasta la existencia de un cambio estructural, detectándose que el modelo es inestable a largo plazo y requiere la introducción de variables ficticias. Ello no obstante, los resultados obtenidos en este caso no son robustos estadísticamente.

Sucede que la reformulación del modelo presenta problemas de no normalidad en los residuos y heteroscedasticidad, los cuales impiden el cumplimiento de las hipótesis de partida establecidas en los modelos de regresión.

Además, estos problemas no han podido ser corregidos con posteriores reajustes, porque no muestran un buen resultado estadístico y la capacidad explicativa de los rendimientos bursátiles se ve mermada. El intento de volver formular el modelo utilizando a otros indicadores mensuales representativos de la inversión no presenta resultados satisfactorios por problemáticas estadísticas de diferente tipo.

Ante tales eventualidades, cabe concluir que no es que la bolsa no se comporte como un indicador avanzado en la inversión, sino que esta presenta una volatilidad muy elevada, por otra parte propia del periodo de crisis. Esta alta volatilidad origina un fallo en la distribución de los residuos que dificulta una explicación satisfactoria en base al modelo de regresión.

5.7. La bolsa como indicador avanzado de las exportaciones

5.7.1. Análisis de la variable explicada: exportaciones de las grandes empresas

Las tasas de variación de las exportaciones de las grandes empresas (EXGE) a población constante es un indicador de periodicidad mensual que presenta una correlación superior al 85% con el comportamiento de las exportaciones de bienes y servicios en España. Esta serie también es publicada mensualmente en el informe de ventas de la Agencia Tributaria ya citado, el cual inicio su difusión desde el 1996.

Del mismo modo que las series anteriores, los resultados del test Phillips-Perron también determinan estacionariedad de la serie EXGE.

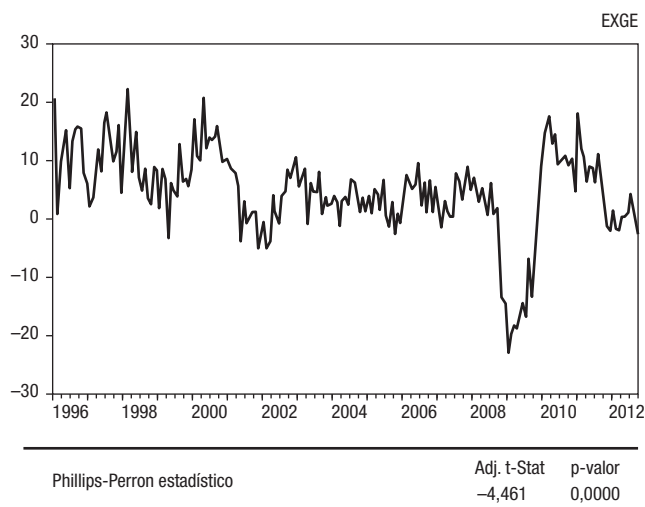


Figura 10

5.7.2. Formulación del modelo

Análogamente a los casos anteriores, se parte de la estimación de un modelo dinámico RD(6) para determinar la parte de variabilidad de las exportaciones de las grandes empresas ($EXGE_t$, variable dependiente) según la serie de variaciones del IBEX-35 y sus retardos ($D12LIBEX_{t-k}$, variable independiente).

$$EXP_t \approx EXGE_t = f(D12LIBEX_{t-k}) \quad k = \{0, 1 \dots 6\}$$

De acuerdo con la muestra comprendida entre enero de 1996 y septiembre de 2012, se ha depurado el modelo con el objetivo de seleccionar estadísticamente los retardos significativos. Una vez más, el modelo presenta ausencia de permanencia estructural, lo cual fuerza a detectar el punto de ruptura y su contrastación.

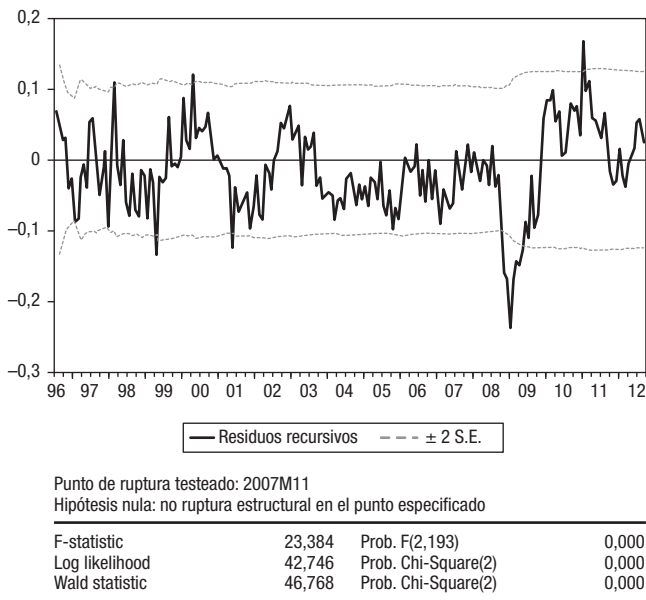


Figura 11

De hecho, el gráfico relativo a los residuos recursivos pone de manifiesto que la salida de las bandas de confianza se produce durante el año 2008. Por lo tanto, se produce con posterioridad al punto de máximos del IBEX-35 registrado en el año 2007 y que coincidía con el punto de ruptura obtenido en el modelo de consumo. Como consecuencia de esta particularidad, no se considera a efectos analíticos el punto de salida de las bandas de 2008, sino el máximo relativo de exportaciones del año 2007 que a su vez inicia el descenso sucesivo en la venta exterior de bienes y servicios.

Con este proceder, se contrasta la existencia de una ruptura en 2007:11 con el test de cambio estructural de Chow y, como se observa en la tabla, los resultados permiten rechazar la hipótesis nula de estabilidad estructural.

Se ha estimado así el modelo completo para el periodo 1996-2012, introduciendo una variable ficticia con efectos aditivos y multiplicativos. Por su parte, se han estimado también los modelos para cada uno de los subperiodos resultantes del cambio estructural (1996-2007 y 2007-2012). Los datos relevantes de este análisis se recogen en la tabla 2.

5.7.3. Implicaciones

Atendiendo a la variable ficticia y a sus cruces con las variables independientes, se obtiene el modelo dinámico final para la totalidad el periodo analizado (1996-2012), que arroja la formulación siguiente:

$$EXGE_t = 0,048 + 0,066D12LIBEX_{t-4} + 0,159F*D12LIBEX_{t-3} + u_t$$

$$u_t = 0,439u_{t-1} + 0,136u_{t-2} + 0,235u_{t-3} + \varepsilon_t$$

Los favorables estadísticos y el cumplimiento de las hipótesis básicas del modelo de regresión se detallan en la tabla 2, con el resultado de que se ha producido un sensible incremento de la capacidad explicativa de los retardos de la evolución bursátil tras el inicio de la última crisis.

Tabla 2

Variables independientes	Variable dependiente: EXGE		
	1996-2012	1996-2007	2007-2012
C	0,048 <i>0,0027</i>	0,050 <i>0,0009</i>	– –
D12LIBEX(-3)	– –	– –	0,118 0,0524
D12LIBEX(-4)	0,066 <i>0,0370</i>	0,046 <i>0,1669</i>	– –
F	– –	– –	– –
F*D12LIBEX(-3)	0,159 <i>0,0013</i>	– –	– –
AR(1)	0,439 <i>0,0000</i>	0,376 <i>0,0000</i>	0,869 <i>0,0000</i>
AR(2)	0,136 <i>0,0785</i>	– –	– –
AR(3)	0,235 <i>0,0011</i>	0,387 <i>0,0000</i>	– –
R2	0,7123	0,4951	0,8221
Prob (F-Snedecor)	0,0000	0,0000	–
Durbin-Watson	1,9261	1,9862	2,3272
Prob (Jarque-Bera)	0,4669	0,8495	0,6352
Test Breusch Godfrey			
Prob (F-Snedecor)	0,2312	0,3594	0,1726
Prob (Chi-cuadrada)	0,2176	0,3425	0,1935
Test White			
Prob (F-Snedecor)	0,3514	0,6163	0,3117
Prob (Chi-cuadrada)	0,3460	0,6086	0,3003

En relación con la información recogida para cada variable explicativa, el valor superior se corresponde con el estimador del coeficiente beta correspondiente, mientras que el valor inferior en cursiva se corresponde con el p-valor asociado al estadístico t-student correspondiente a cada regresor.

Aparte de los últimos cinco años, el modelo que cubre el período 1996 hasta octubre de 2007 ofrece un modesto coeficiente de determinación inferior al 50%. En cambio, con la introducción de las observaciones de últimos años, la capacidad explicativa de las tasas de variación interanuales del índice bursátil español respecto de la evolución de las exportaciones de las grandes empresas se sitúa por encima del 70%.

Además, se ha puesto igualmente de manifiesto la modificación del retardo más significativo entre el periodo expansivo y recesivo. En el periodo expansivo, a pesar del bajo coeficiente de determinación, el retardo de D12LIBEX más significativo individualmente era de cuatro meses. Sin embargo, en el periodo recesivo, la variable ficticia cruzada con el retardo de tres meses es la más explicativa.

De este modo, la capacidad anticipativa de la bolsa sobre las exportaciones se ha acortado de cuatro a tres meses, mostrando similitud con el modelo de consumo.

Adicionalmente a estos resultados, el análisis comparativo del modelo para cada uno de los subperiodos ofrece conclusiones relevantes. Efectivamente, utilizando igual que en el caso anterior el análisis gráfico, se plantea el modelo

como un sistema de dos ecuaciones en el cual la primera ecuación establece relación cuando la variable ficticia es igual a 0 (1996-2007) y la segunda ecuación cuando es igual a 1 (2007-2012).

$$\begin{cases} EXGE_t = 0,048 + 0,066D12LIBEX_{t-4} + u_t & t \leq 2007: 10 \\ EXGE_t = 0,048 + 0,066D12LIBEX_{t-4} + 0,159D12LIBEX_{t-3} + u_t & t > 2007: 10 \end{cases}$$

En el gráfico siguiente, en donde en el eje horizontal se representa hipotéticos escenarios bursátiles y en el vertical los resultados que se corresponderían con las EXGE, se observan cada una de las líneas representativas de los periodos expansivo (gris) y contractivo (negro).

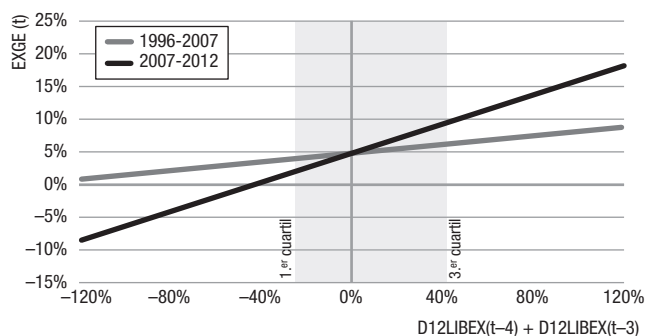


Figura 12

Se observa así que, a diferencia de lo sucedido en el análisis sobre el consumo, ahora lo relevante es el cambio de tendencia y no el cambio de nivel. Sucede, en consecuencia, que la elasticidad de las EXGE respecto a la evolución de los retardos del IBEX-35 se ha ampliado considerablemente tras el inicio de la crisis.

Actualmente, ante dos variaciones interanuales y unitarias del IBEX-35 que se produzcan consecutivamente en el tercer y cuarto retardo, se estima que las EXGE experimentarían una variación anual contemporánea del 0,225 (22,5%). En cambio, hasta antes del 2008, la tasa de variación anual correspondiente hubiera ascendido a un 0,066 (6,6%). Este hecho se observa en la representación gráfica que sigue, en la cual se supone nulas todas las variaciones del cuarto retardo.

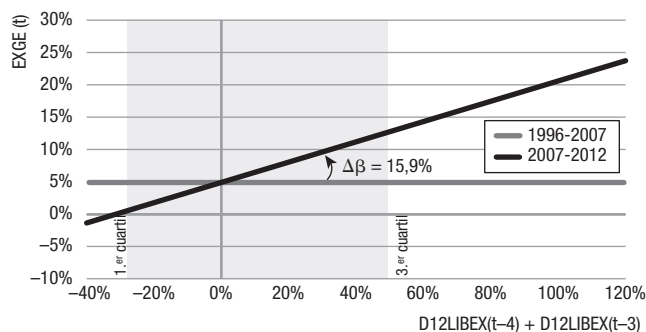


Figura 13

Si $DL12LIBEX_{t-4} = 0$,

$$EXGE_t = 0,048 + u_t \quad t \leq 2007: 10 \quad (F = 0)$$

$$EXGE_t = 0,048 + 0,159D12LIBEX_{t-3} + u_t \quad t > 2007: 10 \quad (F = 1)$$

5.8. La bolsa como indicador avanzado de las importaciones

5.8.1. Análisis de la variable explicada: variación interanual del índice de producción industrial

La serie de tasas de variación interanual del índice de producción industrial (VIPI) de periodicidad mensual es el indicador de mayor correlación con la evolución de las importaciones de bienes y servicios nacionales. Se han utilizado, en consecuencia, las variaciones registradas por el IPI desestacionalizado calculado por el Ministerio de Economía a través del programa TRAMO-SEATS.

La serie seleccionada está corregida de problemas de estacionalidad y, a su vez, de problemas de estacionariedad iniciales al presentarse en tasas interanuales resultantes de la diferenciación. En contra de las tres variables explicadas en los casos anteriores (consumo, inversión y exportaciones), el inicio de esta serie es anterior a 1996.

Ello no obstante, y a efectos de homogeneización con los análisis anteriores, el lapso temporal considerado es de 1996:01 a 2012:09, siendo estacionarios los resultados del test de raíces unitarias de la serie de variaciones interanuales del IPI.

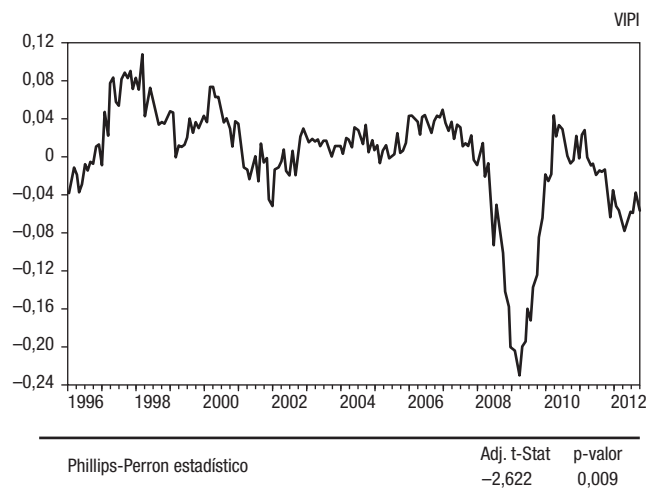


Figura 14

5.8.2. Formulación del modelo

Se trata de explicar las variaciones de la producción industrial ($VIPI_t$, variable dependiente) en función de los rendimientos interanuales mensuales del selectivo español y sus retardos ($D12LIBEX_{t-k}$, variable independiente). O sea,

$$IMP_t \approx VIPI_t = f(D12LIBEX_{t-k}) \quad K = \{0, 1 \dots 6\}$$

Al igual que en los casos anteriores, se detecta la presencia de un cambio estructural con el punto de ruptura comprendido entre finales del 2007 y inicios del 2008. En este sentido, se vuelve a contrastar el punto 2007:11 con el pro-

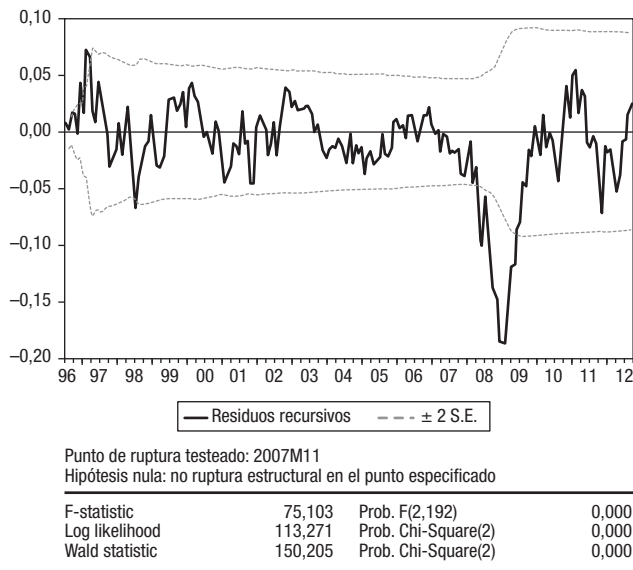


Figura 15

pósito de homogeneizar las interpretaciones finales, con la particularidad que coincide con el mes posterior a los máximos del IBEX-35 en cierre mensual.

Los resultados muestran, una vez más, la no existencia de estabilidad de los estimadores, siendo el mes de noviembre de 2007 contrastado como punto de origen.

Considerando los efectos relativos a la ruptura, se estima el modelo con la introducción de una variable ficticia con efectos aditivos y multiplicativos para obtener la formulación definitiva (1996-2012).

Asimismo, igual que en los casos anteriores y a efectos comparativos, se formulan igualmente los modelos representativos de los dos subperiodos (1996-2007 y 2007-2012).

Los resultados obtenidos se presentan en la tabla 3.

5.8.3. Implicaciones

La formulación del modelo definitivo en base a la totalidad del periodo temporal (1996-2012) es el siguiente:

$$VIPI_t = 0,016 + 0,027D12LIBEX_{t-5} - 0,050F + 0,072D12LIBEX_{t-4} + u_t$$

$$u_t = 0,741u_{t-1} + 0,190u_{t-2} - 0,422u_{t-12} + \varepsilon_t$$

Verificado el cumplimiento de las hipótesis básicas sobre las que se construye el modelo, una primera conclusión establece que la capacidad explicativa de los retardos de D12LIBEX es de mayor magnitud que en los casos anteriores. En particular, el valor de la R^2 se incrementa hasta el 93,02%, mientras que el análisis del periodo correspondiente a 1996-2007 presenta un coeficiente de determinación sólo del 68%. Por lo tanto, se registra un aumento de 25 puntos porcentuales del coeficiente de determinación del modelo global, en comparación con el modelo del periodo expansivo. Con todo, se constata una sensible mejora de la capacidad explicativa de los rendimientos del IBEX-35.

Aparte de este incremento del coeficiente de determinación, también cabe destacar una segunda conclusión respecto a la modificación del retardo significativo, igualmente que se observa en los casos anteriores. El retardo de cinco

Tabla 3

Variables independientes	Variable dependiente: VIPI		
	1996-2012	1996-2007	2007-2012
C	0,016 <i>0,2504</i>	0,021 <i>0,0016</i>	-0,049 <i>0,1964</i>
D12LIBEX(-4)	- -	- -	0,087 <i>0,0121</i>
D12LIBEX(-5)	0,027 <i>0,0921</i>	0,043 <i>0,0073</i>	- -
F	-0,050 <i>0,0000</i>	- -	- -
F*D12LIBEX(-4)	0,072 <i>0,0041</i>	- -	- -
AR(1)	0,741 <i>0,0000</i>	0,549 <i>0,0000</i>	0,919 <i>0,0000</i>
AR(2)	0,190 <i>0,0117</i>	0,226 <i>0,0100</i>	- -
AR(12)	-0,422 <i>0,0000</i>	- -	- -
R2	0,9302	0,6802	0,9031
Prob (F-Snedecor)	0,0000	0,0000	0,0000
Durbin-Watson	2,0168	2,0316	2,2671
Prob (Jarque-Bera)	0,1549	0,1751	0,7649
Test Breusch Godfrey			
Prob (F-Snedecor)	0,2314	0,7267	0,1726
Prob (Chi-cuadrada)	0,2172	0,7166	0,1559
Test White			
Prob (F-Snedecor)	0,4552	0,1205	0,5783
Prob (Chi-cuadrada)	0,4473	0,1192	0,5647

En relación con la información recogida para cada variable explicativa, el valor superior se corresponde con el estimador del coeficiente beta correspondiente, mientras que el valor inferior en cursiva se corresponde con el p-valor asociado al estadístico t-student correspondiente a cada regresor.

meses era el que aportaba mayor capacidad explicativa para el periodo 1996-2007, ahora, con la ampliación de la muestra hasta finales de 2012 y teniendo en cuenta el cambio estructural, resulta que la variable ficticia cruzada con el cuarto retardo es la más significativa. Una vez más, la capacidad anticipadora de la bolsa sobre las variaciones de la producción industrial se ha acortado en un mes.

Sentadas estas características, cabe analizar las particularidades específicas resultantes de la observación de las diferencias existentes entre las fases expansiva y contractiva. Se describe así la anotación de la ecuación para formularla en un sistema de dos ecuaciones y evidenciar las discrepancias entre las observaciones previas y posteriores al punto de ruptura estructural. El sistema de ecuaciones es el siguiente:

$$\begin{cases} VIPI_t = 0,016 + 0,027D12LIBEX_{t-5} + u_t & t \leq 2007: 10 \\ VIPI_t = -0,034 + 0,027D12LIBEX_{t-5} + 0,072D12LIBEX_{t-4} + u_t & t > 2007: 10 \end{cases}$$

Análogamente como se ha venido procediendo, la representación gráfica correspondiente es la que sigue, observán-

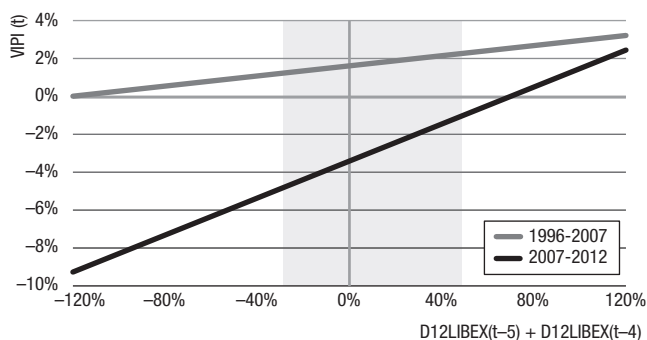


Figura 16

dose que el modelo que cuantifica la relación VIPI-IBEX35 y que tiene en cuenta el cambio estructural, presenta un cambio de pendiente y un cambio de nivel entre los dos periodos cíclicos considerados.

En relación al cambio de pendiente, se observa que ha incrementado la sensibilidad de la variable macroeconómica respecto a la evolución del mercado de capitales partir del periodo recesivo.

Cuantitativamente, resulta que, en el periodo previo a la crisis, ante una variación interanual unitaria del IBEX-35 en el cuarto y quinto retardo, el incremento era del 0,027 (2,7%) del IPI.

Después de la crisis, en cambio, el mismo comportamiento de la bolsa se corresponde con un aumento del 0,099 (9,9%).

Atendiendo a estos resultados y para una mejor representación gráfica del cambio de pendiente producido por la ruptura estructural, se añade el diseño siguiente, suponiendo nulo el quinto retardo de D12LIBEX en todos los escenarios hipotéticos.

Si $DL12LIBEX_{t-5} = 0$,

$$VIPI_t = 0,016 + u_t \quad t \leq 2007: 10$$

$$VIPI_t = -0,034 + 0,072D12LIBEX_{t-4} + u_t \quad t > 2007: 10$$

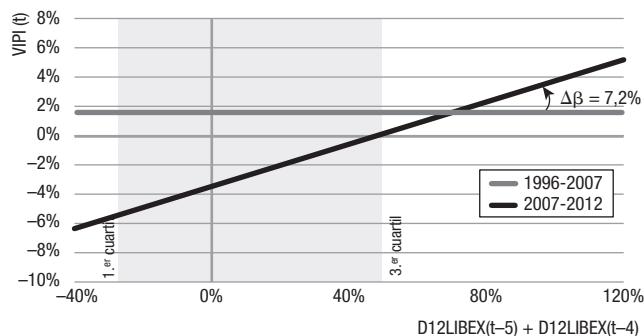


Figura 17

Ahora bien, debe advertirse que este cambio de pendiente está estrechamente ligado al cambio de nivel, el cual ha provocado un descenso de la constante del modelo en el periodo cíclico contractivo (cruce con el eje de ordenadas).

En la fase expansiva del ciclo, frente a un escenario bursátil plano durante el cuarto y quinto mes anterior al analizado, la producción industrial experimentaba subidas en torno al 0,016 (1,60%).

Sin embargo, a partir del inicio de la crisis, este escenario comporta una caída del 0,034 (3,40%) de la producción industrial. El gráfico siguiente indica estas salvedades:

Si $DL12LIBEX_{t-4} = 0$,

$$VIPI_t = 0,016 + 0,027D12LIBEX_{t-5} + u_t \quad t \leq 2007: 10$$

$$VIPI_t = -0,034 + 0,027D12LIBEX_{t-5} + u_t \quad t > 2007: 10$$

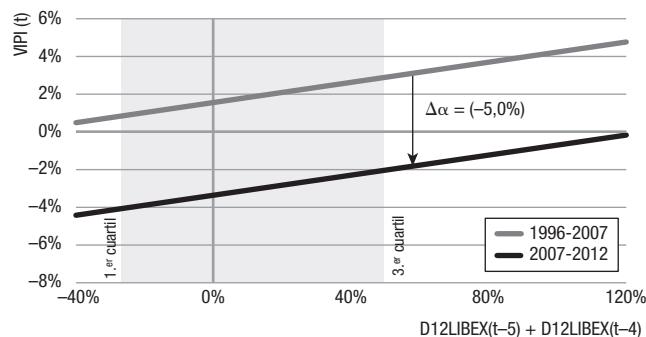


Figura 18

6. Conclusiones

El objetivo de este estudio es cuantificar la relación actual entre la evolución de los mercados de capitales y las principales magnitudes macroeconómicas españolas, teniendo en cuenta las posibles modificaciones que hayan podido originarse después del inicio de la actual crisis económico-financiera. En este sentido, se tiene en cuenta una única dirección de la causalidad posible y se analiza la capacidad predictiva de los rendimientos bursátiles sobre las variaciones de diferentes indicadores macroeconómicos mensuales representativos de los componentes del PIB por la vertiente de la demanda.

En el análisis correspondiente, se parte de la estimación de cuatro modelos dinámicos de retardos distribuidos de orden finito para el periodo comprendido entre 1996 y 2012 (y dos subperiodos 1996-2007 y 2007-2012).

En los modelos, las variables explicadas en cada modelo son: a) las variaciones de las ventas interiores de las grandes empresas (consumo privado); b) las variaciones de las ventas interiores de bienes de capital de las grandes empresas (inversión); c) las variaciones de las exportaciones de las grandes empresas (exportaciones), y d) las variaciones de la producción industrial (importaciones).

Por su parte, la variable explicativa en todos los modelos hace referencia a los rendimientos interanuales de periodicidad mensual del IBEX-35 y sus correspondientes retardos. El conjunto de las series temporales iniciales han sido transformadas y diferenciadas hasta para que todas ellas sean estacionarias y no estacionales. Los resultados obtenidos se resumen en la tabla 4.

Fruto de los análisis anteriores, son relevantes las conclusiones que siguen:

Tabla 4

Variables independientes	Variables dependientes		
	VIGES	EXGE	VIPI
C	0,0044 <i>0,0000</i>	0,048 <i>0,0027</i>	0,016 <i>0,2504</i>
D12LIBEX(-4)	0,034 <i>0,0479</i>	0,066 <i>0,0370</i>	– –
D12LIBEX(-5)	– –	– –	0,027 <i>0,0921</i>
F	-0,074 <i>0,0000</i>	– –	-0,050 <i>0,0000</i>
F*D12LIBEX(-3)	0,127 <i>0,0000</i>	0,159 <i>0,0013</i>	– –
F*D12LIBEX(-4)	– –	– –	0,0072 <i>0,0041</i>
AR(1)	0,474 <i>0,0000</i>	0,439 <i>0,0000</i>	0,741 <i>0,0000</i>
AR(2)	– –	0,136 <i>0,0785</i>	0,190 <i>0,0117</i>
AR(3)	0,357 <i>0,0000</i>	0,235 <i>0,0011</i>	– –
AR(12)	– –	– –	-0,422 <i>0,0000</i>
R2	0,9053	0,7123	0,9302
Prob (F-Snedecor)	0,0000	0,0000	0,0000
Durbin-Watson	2,1381	1,9261	2,0168
Prob (Jarque-Bera)	0,3149	0,4669	0,1549
Test Breusch Godfrey			
Prob (F-Snedecor)	0,4431	0,2312	0,2314
Prob (Chi-cuadrada)	0,4250	0,2176	0,2172
Test White			
Prob (F-Snedecor)	0,4935	0,3514	0,4552
Prob (Chi-cuadrada)	0,4860	0,3460	0,4473

En relación con la información recogida para cada variable explicativa, el valor superior se corresponde con el estimador del coeficiente beta correspondiente, mientras que el valor inferior en cursiva se corresponde con el p-valor asociado al estadístico t-student correspondiente a cada regresor.

6.1. Cambio estructural

En cada modelo se registra un cambio estructural estadísticamente significativo. Los correspondientes puntos de ruptura, a finales del 2007 y a inicios de 2008, se detectan a través de métodos de residuos recursivos y para homogeneizar la interpretación, se contrasta el mes de noviembre de 2007 como punto de cambio estructural. Esta fecha coincide con el mes posterior al nivel de máximo histórico que, en cifras de cierre mensual, alcanzó el selectivo español.

Esta coincidencia, dota de mayor robustez al punto de ruptura, puesto que concuerda con los acontecimientos reales acaecidos en los mercados de capitales. Al surgir, sin embargo, la inexistencia de estabilidad estructural, se introducen, para corregirla, variables ficticias con efectos aditivos y multiplicativos en cada modelo, cobrando entonces significación la división del periodo considerado (1996-2012)

en dos subperiodos: el expansivo (1996-2007) y el contractivo (2007-2012).

6.2. Capacidad explicativa

Los modelos obtenidos, después de la introducción de las variables ficticias, consiguen un mejor ajuste estadístico, lo cual pone de relieve la sólida capacidad predictiva de los rendimientos bursátiles sobre el comportamiento de los indicadores macroeconómicos. En efecto, para el periodo 1996-2012, se obtiene que, según el modelo, entre un 77% y 93% de las variabilidades de cada indicador económico se explica por los retardos de los rendimientos interanuales del IBEX-35.

Específicamente, el mayor coeficiente de determinación corresponde al modelo predictivo de las variaciones del índice de producción industrial (importaciones) con un 93,02%. Le sigue el resultado relativo al modelo de ventas interiores de las grandes empresas (consumo) con un coeficiente del 90,53%. Por último, este coeficiente alcanza el 77,80% en el modelo que analiza las exportaciones de las grandes empresas (exportaciones).

No obstante estos resultados, debe tenerse en cuenta que los que ofrece el modelo de las ventas interiores de bienes de capital de las grandes empresas, como indicador representativo de la inversión, no son estadísticamente robustos y presentan estimaciones deficientes en sus regresores por el elevado grado de volatilidad que incorporan, lo cual aconseja su rechazo como indicador relevante.

En este marco, no debe desconsiderarse el hecho de que en los análisis del periodo anterior a esta coyuntura de crisis (1996-2007), los coeficientes de determinación oscilaban tan solo entre el 49% y el 65%, muy distante de los señalados anteriormente. Esta diferencia pone comparativamente de relieve la mayor capacidad predictiva de los retardos de los rendimientos interanuales del IBEX-35 en el transcurso del actual periodo contractivo.

6.3. Anticipación

La determinación del cambio estructural permite observar una reducción del periodo de anticipación en la fase contractiva. Efectivamente, en cada modelo los retardos del periodo contractivo 2007-2012 se reducen en un mes respecto de los del periodo expansivo 1996-2007, lo cual se concreta en una reducción de tres a cuatro meses por lo que atañe a consumo y a exportaciones y de cuatro a cinco meses respecto a las importaciones.

Estas conclusiones sumadas a las de los apartados anteriores, ponen de manifiesto que en las épocas contractivas, en contraste con las expansivas, los rendimientos del IBEX-35 ofrecen mayor capacidad explicativa y más rápida anticipación. Tales singularidades pueden obedecer, entre otras, a las siguientes salvedades:

Primera, como que en las caídas de la bolsa los ajustes contractivos se registran en todos los sectores, esta homogeneidad bursátil se corresponde con la homogeneidad de la economía real, es decir, también es general la contracción en los diferentes sectores productivos. Por tanto, no es de extrañar que exista mayor correlación entre la bolsa y la economía real en las fases contractivas del ciclo.

Segunda, las depresiones afectan mayormente a sectores que en el periodo expansivo habían incorporado mayores

sobrevaloraciones bursátiles (inmobiliario, construcción, bancario). Por consiguiente, la caída del peso de la capitalización de estos sectores sobrevalorados sobre el total cotizado provoca una mayor diversificación sectorial dentro del índice bursátil, que además recoge las singularidades debidas al sistema de ponderaciones vigente. Esta mayor representatividad sectorial hace que los rendimientos bursátiles tengan una mayor capacidad explicativa de la economía real en las fases contractivas.

Tercera, asimismo la mayor capacidad explicativa de los rendimientos bursátiles sobre la economía real se corresponde con el cambio en la tipología de inversores según la fase cíclica. En los periodos expansivos coexisten inversores profesionales con inversores ocasionales. En las depresiones, estos últimos disminuyen y, por lo tanto, son aquellos los que acaparan relativamente el mercado. Y como estos ajustan presumiblemente mejor sus decisiones de inversión a la evolución de los indicadores macroeconómicos, la sintonía entre bolsa y economía real es mayor.

6.4. Magnitud e intensidad del cambio

Otra conclusión relevante tiene que ver tanto con la modificación de la magnitud que experimentan las variables macroeconómicas según sea la fase cíclica (cambio de nivel), como con la intensidad con que varían en términos relativos los componentes del PIB (cambio de pendiente).

Es decir, por una parte, consumo, importaciones y exportaciones tienen un comportamiento diferente, obviamente, según se expanda o se contraiga la economía: tenderán a crecer en el primer caso y en el segundo a disminuir; por otra parte, la intensidad relativa con que varíen estos agregados en función de los rendimientos bursátiles también diferirá según el signo coyuntural, de tal manera que la sensibilidad de su variación en función de los rendimientos bursátiles se aumentará o disminuirá según se esté en periodos contractivos o en periodos expansivos.

De acuerdo con estas precisiones y en el contexto de una coyuntura recesiva resultante de un cambio estructural profundo, ante un escenario bursátil plano en los retardos correspondientes, sucede que la variación de las importaciones desciende en un $-0,050$ ($-5,00\%$), por su parte, el consumo baja un $-0,074$ ($-7,40\%$). Ahora bien, debe advertirse que estas modificaciones cuantitativas se compensan por las que experimentan los componentes del PIB en términos relativos según el signo coyuntural, con lo cual los porcentajes indicados tienden a reducirse de manera progresiva a medida que se incrementan los rendimientos bursátiles.

En este contexto, es revelador el hecho de que a diferencia de lo que ocurre respecto a consumo e importaciones, las exportaciones no sufren cambios significativos en lo concerniente a su magnitud, aunque sí ajustes importantes en la intensidad de la variación en concordancia con los rendimientos bursátiles.

Esta conclusión, entendida genéricamente, o sea, al margen de los resultados cuantitativos, responde al comportamiento esperado de la economía real. Efectivamente, mientras en la actual fase contractiva consumo e importaciones experimentan comparativamente descensos nota-

bles, las exportaciones registran variaciones superiores ante subidas análogas del IBEX-35.

*

En síntesis, detectado el cambio estructural acaecido en la relación entre bolsa y economía real y constatada la capacidad explicativa de los retardos de los rendimientos interanuales del IBEX-35 sobre la variación de los indicadores representativos de los componentes del PIB, en base a registros mensuales, puede afirmarse que la evolución del selectivo español es un indicador avanzado de mayor fiabilidad de la economía real en el actual periodo contractivo que en el periodo previo a la crisis 2007.

Bibliografía

- Barro, R., 1990. The stock market and investment. *Review of Financial Studies*.
- Binswanger, M., 2000. Stock market booms and real economy activity: is this time different? *International Review of Economics and Finance*.
- Binswanger, M., 2000. Stock returns and real activity: is there still a connection? *Applied Financial Economics*.
- Binswanger, M., 2004. Stock returns and real activity in the G-7 countries: did the relationship change during 1980? *Review, Economics, and Finance*.
- Burriel, P., 2012. Un modelo desagregado de predicción en tiempo real del PIB del área del euro. *Boletín Económico del Banco de España*.
- Choi, J., Hauser, K., Kopecky, J., 1999. Does the stock market predict real activity? Time series evidence from the G-7 countries. *Journal of Banking & Finance*.
- Fama, E., 1981. Stock returns, real activity, inflation, and money. *American Economic Review*.
- Fama, E., 1990. Stock returns, expected returns, and real activity. *Journal of Finance*.
- Goldsmith, R., 1969. *Financial structure and development*. Yale University Press.
- Granger, C., 1969. Investigating casual relations by econometrics models and cross-spectral methods. *Econometrica*.
- Granger, C., Newbold, P., 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*.
- Hassapis, C., Kalyvitis, S., 2001. Investigating the links between growth and real stock prices changes with empirical evidence from the G7 economies. *Review of Economics and Finances*.
- McKinnon, R., 1973. *Money and capital in economic development*. Brookings Institution.
- Ministerio de Economía y Hacienda, 2007. *Revisión de la metodología para el cálculo de indicadores sintéticos de la economía española*.
- Nasseh, A., Strauss, J., 2000. Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: A cointegration approach. *The Quarterly Review of Economic and Finance*.
- Schwert, W., 1990. Stock returns and real activity: a century of evidence. *Journal of finance*.
- Shaw, E., 1973. *Financial deepening in economic development*. Oxford University Press.
- Shaw, E. Gurley, J., 1955. *Financial aspects of economic development*. The American Economic Review.
- Siliverstovs, B., Duong, M., 2006. On the role of stock market for real economic activity: Evidence for Europe. *DIW Berlin Discussion Paper*.