

LAS PERTURBACIONES EXTERNAS EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA TRAS LA INTEGRACIÓN: ¿TAMAÑO DEL SHOCK O GRADO DE RESPUESTA?*

PEDRO JOSÉ PÉREZ
LUISA ESCRICHE
JOSÉ RAMÓN GARCÍA
Universitat de València

El objetivo de este trabajo es analizar si ha aumentado la influencia de los *shocks* europeos en el ciclo económico español tras el proceso de integración en Europa. Se estudia si los cambios observados se deben a un cambio en la magnitud relativa de los *shocks* (estadounidenses, europeos e internos) y/o a cambios en el grado de respuesta. Los resultados muestran que los efectos de un *shock* europeo han aumentado: un *shock* del mismo tamaño afectaría hoy más a la economía española de lo que lo hacía en los setenta, mientras que un *shock* interno provocaría hoy una respuesta sustancialmente menor.

Palabras clave: fluctuaciones económicas, integración europea, volatilidad.

Clasificación JEL: E32, E37, C32.

Las fluctuaciones en la producción agregada o ciclos de una economía abierta no dependen solamente de factores de oferta y demanda internos, sino también de perturbaciones provenientes de otros países. La economía española ha experimentado durante las tres últimas décadas un proceso de apertura al exterior que ha tenido como hechos más destacados la incorporación a las Comunidades Europeas en 1986, la participación en el Sistema Monetario Europeo desde 1989, y la adopción del euro en 1999. Simultáneamente al proceso de integración europea, la economía mundial está experimentando un proceso de globalización que facilita la transmisión de las perturbaciones económicas entre áreas económicas. Como consecuencia de estos dos procesos sería razonable esperar que la influencia en el ciclo español de las perturbaciones externas, especialmente las provenientes de Europa, haya cambiado en el tiempo, alcanzándose

(*) Los autores desean agradecer a Rafael Doménech, Francisco José Goerlich y Jorge Belaire los comentarios y sugerencias realizados. Una versión de este trabajo ha sido publicada como Documento de Trabajo WP-EC-2005-07 en la serie Documentos serie EC del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. El primer autor quiere agradecer el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia y Tecnología (SEC2002-03375).

una mayor sincronía cíclica de la economía española con las principales economías occidentales.

La existencia de patrones comunes en las fluctuaciones económicas de distintos países ha sido ampliamente contrastada para distintos periodos históricos y para distintas áreas geográficas. Por ejemplo, Gerlach (1988), Baxter y Stockman (1989), Backus y Kehoe (1992) y Fiorito y Kollintzas (1994), entre otros, constatan la existencia de un ciclo económico mundial que estaría causado bien por *shocks* comunes o bien por *shocks* idiosincráticos que se transmitirían al resto de países a través de canales como las relaciones comerciales, las expectativas o los mercados financieros. Por otra parte, Artis y Zhang (1997 y 1999), Bergman y otros (1998) documentan la aparición de un ciclo específicamente europeo tras la creación del Sistema Monetario Europeo. Más recientemente, Lumsdaine y Prasad (2003) encuentran que los ciclos económicos de los países industrializados han aumentado su sincronía desde 1973 y aportan evidencia empírica a favor de la existencia tanto de un ciclo económico mundial como de un ciclo específicamente europeo.

Respecto al ciclo económico español, Borondo y otros (1999) encuentran que se ha producido un aumento de la sincronía cíclica de la economía española con las principales economías europeas desde 1986. En el cuadro 1 presentamos el coeficiente de correlación contemporáneo entre diversas medidas del ciclo económico español y las de varios países para dos periodos, antes y después de la integración. Concretamente las variables utilizadas fueron las tasas de crecimiento interanual y los componentes cíclicos obtenidos mediante el filtro de Hodrick y Prescott (1997), con parámetro de alisado $\lambda = 1600$, y mediante el filtro de Baxter y King (1999); este último diseñado para aislar las frecuencias entre 6 y 32 trimestres. En este cuadro puede observarse que, independientemente del método de obtención del componente cíclico, tras la integración ha aumentado significativamente la sincronía cíclica con los principales países europeos y ha disminuido con Estados Unidos y Reino Unido. Del cuadro 1 podría inferirse que el ciclo español está ahora más influido por perturbaciones europeas; sin embargo, para determinarlo, es necesario la utilización de un modelo estructural que permita identificar los distintos tipos de *shocks* y que además permita que los efectos de los *shocks* puedan transmitirse a una economía con un cierto retraso. Si las perturbaciones provenientes de un país sólo se transmiten a la economía española tras un cierto retraso sus efectos no se manifestarán necesariamente en un aumento de la correlación contemporánea¹.

Un aumento de la sincronía cíclica puede observarse si los países sufren perturbaciones comunes (por ejemplo, *shock* del petróleo), o si cada país sufre perturbaciones internas que son transmitidas al resto. En el primer caso, se podría observar sincronía entre dos países aunque no existiese ninguna relación económica entre ellos. En el segundo caso, las relaciones y mecanismos de transmisión económicos juegan un papel crucial y serían la causa principal de la sincronía cíclica. Por otra parte, hay que tener en cuenta que la influencia de un *shock* o perturbación está determinada por dos factores: por el tamaño de la perturbación (impul-

(1) Véase Gardeazabal e Iglesias (2000) para una alternativa a la utilización de correlaciones cruzadas para cuantificar la transmisión internacional de los ciclos del G7 sobre el ciclo español.

so) y por el grado de respuesta de la economía frente a una perturbación de una determinada magnitud (propagación). Por tanto, la importancia de los *shocks* europeos podría ser mayor, tal como parece inferirse del aumento de la correlación en el cuadro 1, por dos razones: porque los *shocks* europeos hubiesen aumentado su tamaño en relación al de los otros *shocks*, o porque el grado de respuesta de la economía española a un *shock* europeo de una determinada magnitud ha aumentado.

Cuadro 1: CORRELACIÓN CON EL CICLO ESPAÑOL

	Tasas de crecimiento interanual		Hodrick y Prescott		Baxter y King	
	1970:1 1985:4	1986:1 2002:1	1970:1 1985:4	1986:1 2002:1	1970:1 1985:4	1986:1 2002:1
E15	0,65	0,82	0,57	0,83	0,64	0,88
FRA	0,68	0,72	0,57	0,74	0,69	0,80
DEU	0,41	0,53	0,32	0,55	0,41	0,59
ITA	0,37	0,66	0,45	0,63	0,50	0,79
GBR	0,40	0,28	0,46	0,21	0,55	0,21
EE.UU.	0,28	0,25	0,31	0,20	0,32	0,12

(*) El cuadro muestra el coeficiente de correlación contemporáneo entre el componente cíclico español y el de otras economías.

Fuente: Elaboración propia.

Es importante distinguir claramente los motivos que han llevado a una mayor correlación del ciclo español con el europeo. Si es debida a que la integración institucional ha ido acompañada de una integración económica real, de forma que los *shocks* europeos influyen ahora más en la economía española, podría esperarse que la sincronía perdurase a largo plazo. Ahora bien, si esta correlación se explica porque tanto la economía española como la europea han estado sometidas a *shocks* mundiales comunes de elevada magnitud, pueden plantearse dudas acerca de la perdurabilidad de esta sintonía cíclica. Para una unión monetaria es importante que la sincronía cíclica se deba a que los lazos económicos entre los países son intensos, siendo la sincronía cíclica una condición que deben satisfacer un conjunto de países para configurar un área monetaria óptima [Mundell (1961)].

Varios trabajos recientes han cuestionado precisamente la existencia de un ciclo europeo. El hecho de que la última recesión en 2001 fuese común a la mayoría de países desarrollados ha llevado a pensar a ciertos autores que realmente no existe un ciclo específicamente europeo y que la aparente desconexión cíclica de las economías europeas de EE.UU. fue un fenómeno sólo temporal. La literatura sobre esta cuestión es muy amplia y con resultados dispares [véase Doyle y Faust (2002); Pérez, Osborn y Sensier (2003); Kose, Otrok y Whiteman (2003); Canova, Ciccare-

Ili y Ortega (2004) y Artis, Osborn y Pérez (2004)]. En el trabajo de Artis (2004), sin llegar a poner en duda la existencia de un ciclo específicamente europeo, se advierte que la globalización avanza incluso más rápido que la “europeización”.

El objetivo de este trabajo es estudiar si la importancia de las perturbaciones externas en las fluctuaciones de la economía española ha cambiado tras la integración en Europa. Se analizará si los cambios en el papel de las perturbaciones externas se deben a que se ha producido (i) un cambio en el tamaño relativo de los *shocks* internacionales e internos y/o (ii) a que la economía española reacciona con más intensidad a *shocks* de una determinada magnitud. Esto último permitirá estudiar si el proceso de integración ha incrementado la influencia de los *shocks* provenientes de Europa en la economía española y, por otra parte, analizar los factores que explicarían las causas de la mayor sincronía cíclica con Europa.

Para ello se utilizará la metodología de los modelos vectoriales autorregresivos (VAR). En concreto se estimará un modelo VAR con tres variables: la producción agregada real de Estados Unidos, de un agregado europeo (E15) y de España, lo que permitirá cuantificar el efecto de tres tipos de perturbaciones: *shocks* estadounidenses, europeos y *shocks* propios de la economía española. La muestra se dividirá en dos subperiodos, 1970-1985 y 1986-2002, teniendo en cuenta la fecha de incorporación de España a las Comunidades Europeas (1986) para analizar la importancia de las perturbaciones externas antes y después de la integración.

Como se ha comentado con anterioridad, la importancia de los distintos *shocks* en las fluctuaciones económicas depende tanto de la intensidad de los mecanismos de transmisión como del tamaño relativo de cada uno de los *shocks*. En este sentido, la evidencia empírica sugiere que durante los años 80 y 90 se ha producido una importante reducción en la volatilidad de la actividad agregada tanto en EE.UU. [Kim y Nelson (1999), y McConnell y Pérez-Quirós (2000)] como en el resto de países del G7 [Dijk, Osborn y Sensier (2002)]. Para tener en cuenta el papel jugado por los posibles cambios en el tamaño relativo de los *shocks*, se realizará un ejercicio “contrafactual” consistente en analizar cuál hubiese sido el efecto de los tres tipos de *shocks* en la economía española durante el periodo 1986-2002 si ésta hubiese estado expuesta a *shocks* del tamaño relativo de los existentes en el periodo anterior, 1970-1985; es decir, analizar qué hubiese pasado si el tamaño relativo de los *shocks* se hubiese mantenido. Si la incorporación a la UE ha supuesto un fortalecimiento de los lazos económicos sería razonable esperar que un *shock* europeo del mismo tamaño tuviese un mayor efecto y, por tanto, una mayor importancia en la explicación de las fluctuaciones de la economía española.

La integración europea ha sido un proceso gradual, por lo que parece lógico esperar que los posibles cambios en los efectos de los *shocks* europeos sobre la economía española hayan sido también graduales. El ejercicio descrito en el párrafo anterior permite comparar la influencia de los tres tipos de *shocks* antes y después de la integración, comparando dos periodos de tiempo dados, pero no cómo han cambiado sus efectos a lo largo de todo el periodo 1970-2002. Por ello se realiza el mismo ejercicio pero, en lugar de estimar el modelo VAR para dos subperiodos, se estimará el mismo modelo VAR para un tamaño de muestra fijo (10 años) que se irá moviendo a lo largo del tiempo (*rolling*-VAR). Esto permitirá analizar si la influencia de los *shocks* europeos en la economía española ha aumentado de forma gradual.

Este trabajo está estrechamente relacionado con el trabajo de Artis, Osborn y Pérez (2004) en el que, utilizando esta misma metodología, se analizan los cambios de las interrelaciones cíclicas entre los países del G7 desde principios de los setenta. En ese trabajo se obtiene que la naturaleza del ciclo económico internacional ha cambiado tanto en cuanto a la volatilidad (tamaño de los *shocks*) como en cuanto a los mecanismos de transmisión. En concreto, se obtiene que se han reforzado los efectos de los *shocks* europeos tanto en EE.UU. como en las propias economías europeas, y que los efectos de los *shocks* mundiales en Europa han sido mayores en los 70 (*shocks* del petróleo) y a principios de 2000 (recesión global de 2001). Por su parte, Stock y Watson (2003) analizan el papel de los *shocks* globales en el ciclo internacional mediante un modelo VAR que incluye el PIB de las economías del G7, llegando a la conclusión de que la reducción de la volatilidad observada en los años 80 y 90 en los ciclos de los países del G7 está, en buena medida, relacionada con la moderación del tamaño de los *shocks* internacionales comunes.

Por otra parte, este trabajo conecta con el estudio de Borondo y otros (1999) en el que se analiza si el proceso de integración europea ha producido un aumento de la sincronía cíclica de la economía española con los principales países europeos. Estos autores parten de la idea de que aunque la sincronía cíclica es una condición necesaria para formar una unión monetaria, ésta también se puede alcanzar o puede aumentar a posteriori como consecuencia de la intensificación de los flujos comerciales y financieros [Frankel y Rose (1998)]. En su trabajo obtienen que se ha producido un aumento de la sincronía cíclica, medida a través del coeficiente de correlación contemporáneo. Para evaluar hasta qué punto este resultado se debe al proceso de integración europeo y clarificar el papel jugado por la reducción en las volatilidades se precisa un modelo econométrico estructural. Algunos trabajos que también utilizan modelos VAR para analizar la influencia de las perturbaciones externas en la economía española son Ballabriga y otros (1999) y Viñals y Jimeno (1996). Ambos trabajos encuentran que buena parte de la variabilidad del PIB o de la tasa de desempleo españoles es explicada por perturbaciones externas, pero no analizan si la influencia de éstas ha cambiado a lo largo del tiempo.

Los principales resultados de este trabajo son los siguientes. En primer lugar, la influencia de las perturbaciones provenientes de Europa en la economía española ha aumentado después de la integración. Este aumento no ha sido debido a un aumento en el tamaño de dichas perturbaciones, sino a que se ha producido un cambio en la estructura de la economía española o en los mecanismos de propagación que han hecho que *shocks* del mismo tamaño tengan ahora más efecto. El cambio en esta influencia ha sido gradual, tal y como se desprende de los resultados de la estimación del *rolling*-VAR.

En segundo lugar, se ha observado que la importancia de los *shocks* propios de la economía española se ha mantenido después de la integración. Este resultado se explica porque pese al considerable aumento de la volatilidad de éstos, la sensibilidad de la economía española a sus propios *shocks* se ha reducido drásticamente y el ajuste es prácticamente instantáneo. Por último, de este trabajo se desprende que los *shocks* estadounidenses afectan menos al ciclo español porque su magnitud se ha reducido, aunque el grado de respuesta de la economía española a dichos *shocks* se ha incrementado ligeramente.

La estructura de este trabajo es la siguiente: en el apartado 1 se describe brevemente el modelo y la metodología econométrica utilizada y, en el apartado 2, se presentan los principales resultados. Este segundo apartado se ha dividido a su vez en varias secciones. La primera de ellas presenta la importancia relativa de los *shocks* internos e internacionales en el ciclo español antes y después de la integración; la segunda describe los cambios en la volatilidad de los *shocks* y, a través del ejercicio contrafactual, aborda la distinción entre los efectos del cambio en el tamaño relativo de los *shocks* y cambios en su propagación; la última sección ofrece los resultados de la estimación *rolling*-VAR. El trabajo finaliza con un apartado que resume las principales conclusiones.

1. MODELO Y METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

En este trabajo se utilizará la metodología de los modelos VAR estructurales para analizar la influencia en el ciclo español de *shocks* internacionales y propios. Para ello, se estimará un modelo VAR con tres variables: las tasas de crecimiento del PIB real de EE.UU., E15 y España, aproximadas por la primera diferencia logarítmica del PIB. Se supondrá que el vector de variables $Y_t = (EE.UU_t, E15_t, ESP_t)'$ forma un sistema macroeconómico dinámico afectado por tres tipos de perturbaciones: un *shock* estadounidense, un *shock* europeo y un *shock* propio de la economía española. Estas perturbaciones, que son la fuente primaria de variación del sistema, se supondrán interpretables y ortogonales (tanto serial como contemporáneamente) siendo, en este sentido, estructurales. Formalmente, el vector Y_t tiene una representación vectorial en medias móviles tal como:

$$Y_t = \mu + C(L) \varepsilon_t \quad [1]$$

donde μ es un vector $n \times 1$ de constantes, $C(L)$ es un polinomio en el operador de retardos, $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$, y ε_t representa el vector de shocks estructurales, con $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_\varepsilon$ diagonal.

El objetivo del trabajo es obtener estimaciones de los efectos de los *shocks* estructurales en el vector de variables, es decir, estimar el polinomio $C(L)$; sin embargo, éstas no son directamente estimables. Para recuperar la información estructural recogida en $C(L)$ se partirá de la estimación de una forma reducida (modelo VAR), imponiéndose las restricciones necesarias para identificar el modelo estructural [1].

Si el vector de variables Y_t es estacionario admitirá la descomposición de Wold de forma que (obviando en adelante el componente determinista) tendrá una representación en medias móviles como:

$$Y_t = B(L) u_t \quad [2]$$

con $B(L) = \sum_{i=0}^{\infty} B_i L^i$, $B_0 = I$ y siendo $B(L)$ invertible. Definiendo $F(L) = B(L)^{-1}$, la representación VAR de Y_t vendrá dada por:

$$F(L)Y_t = u_t \quad [3]$$

siendo u_t un vector $n \times 1$ de innovaciones con $E(u_t) = 0$, $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ y $E(u_t u_s') = 0$, $\forall t \neq s$.

Comparando las ecuaciones [1] y [2] es evidente que las innovaciones y los *shocks* estructurales están relacionados, de forma que $u_t = C_0 \varepsilon_t$ y, por lo tanto, $\Sigma_u = C_0 \Sigma_\varepsilon C_0'$. Además se obtiene que $C(L) = B(L)C_0$. Premultiplicando ambos lados de [3] por C_0^{-1} se obtendría la representación autorregresiva de Y_t en función de los *shocks* estructurales:

$$D(L)Y_t = \varepsilon_t \quad [4]$$

que sería de hecho una forma estructural para el vector de variables Y_t .

Como se ha mencionado, el objetivo del trabajo es obtener estimaciones de los efectos de los tres *shocks* estructurales en Y_t , es decir, estimar $C(L)$; sin embargo, las matrices C_i no son directamente estimables. Así, se partirá de la estimación de una forma reducida (modelo VAR). Las ecuaciones del modelo [3] pueden estimarse por MCO y la información contenida en Σ_u recuperarse a través de los residuos minimocuadráticos. Una vez estimado el modelo VAR, mediante la inversión del polinomio autorregresivo $F(L)$ es posible obtener una estimación de $B(L)$. El último paso consistirá en recuperar las matrices de $C(L)$ a partir de $B(L)$. La relación entre estas matrices viene dada por $C_i = B_i C_0$, de forma que para recuperar el modelo [1] es necesario identificar en primer lugar la matriz C_0 .

Para identificar exactamente los nueve elementos de C_0 se necesitan igual número de restricciones. Como $\Sigma_u = C_0 \Sigma_\varepsilon C_0'$, el considerar que los *shocks* estructurales recogidos en ε_t son ortogonales entre sí, de forma que su matriz de varianzas y covarianzas sea diagonal, junto a la normalización que implica suponer que los elementos de la diagonal principal de la matriz C_0 son la unidad, impone seis restricciones en C_0 . Adicionalmente, se supone que los *shocks* europeo y español no presentan efectos contemporáneos sobre el PIB estadounidense y, además, que el *shock* español no puede afectar contemporáneamente al PIB europeo. Estas tres restricciones equivalen a imponer una ordenación causal entre las variables del VAR, con EE.UU. como primera variable y E15 como segunda, de forma que la matriz C_0 es triangular inferior.

Técnicamente, la imposición de estas tres restricciones se puede hacer operativa mediante la descomposición de Cholesky, que garantiza que toda matriz simétrica y definida positiva (como es el caso de Σ_u) puede descomponerse de forma única como $\Sigma_u = ADA'$, siendo A una matriz triangular inferior con unos en la diagonal principal y D una matriz diagonal. Por lo que en la práctica el anterior conjunto de restricciones equivale a suponer que $C_0 = A$ y $\Sigma_\varepsilon = D$.

Las restricciones utilizadas son, por supuesto, criticables, pero hacerlas explícitas puede orientar acerca de las limitaciones del análisis y ayudar a interpretar los resultados obtenidos. Así, el supuesto de ortogonalidad entre los *shocks* estructurales es necesario para que la función de impulso-respuesta, que es el principal instrumento usado en la metodología VAR, tenga sentido e implica suponer que los tres *shocks* son distintos entre sí.

La expresión $u_t = C_0 \varepsilon_t$ pone de manifiesto que las innovaciones o errores de predicción del modelo VAR [3] son una combinación lineal de los tres *shocks* es-

estructurales. Imponer una ordenación causal entre las variables del modelo (de forma que C_0 es triangular inferior), con EE.UU. en primer lugar, lleva a que el primer *shock*, el llamado *shock* estadounidense, coincida con la innovación de la primera ecuación del VAR, de forma que aquella parte de la tasa de crecimiento del PIB estadounidense no explicada por el pasado de Y_t se interpreta como un *shock* estadounidense. Si en la práctica hubiese *shocks* globales, en el sentido de que fuesen perturbaciones que pudiesen afectar a las tres variables de Y_t instantáneamente, este *shock* en nuestro modelo se recogería como un *shock* estadounidense; así el primer *shock* estructural es en realidad una combinación de *shocks* globales y propios de la economía americana. Esto no supone un problema relevante dado que el objetivo del trabajo es analizar la influencia de *shocks* europeos antes y después de la integración y en cualquier caso, el *shock* identificado como estadounidense sería un *shock* externo a la economía española, no específicamente europeo.

El segundo *shock* estructural se correspondería con la tasa de crecimiento de E15 no explicada por el modelo ni por el primer *shock*, es decir, es la innovación de la segunda ecuación del VAR ortogonal al *shock* estadounidense; en este sentido, puede interpretarse como un *shock* específicamente europeo.

Por último, el tercer *shock* estructural o *shock* propio de la economía española se correspondería con la innovación de la ecuación de ESP una vez descontados los efectos de los *shocks* americano y europeo.

Los modelos VAR identificados mediante la cadena causal de Cholesky en general son conocidos como VAR ateóricos. Dado el objeto de estudio y la diferente importancia en la economía mundial de las tres economías analizadas, el imponer una ordenación causal entre las variables es a nuestro juicio la mejor alternativa disponible para analizar los efectos de *shocks* europeos en el ciclo económico español. Situar el PIB americano en primer lugar, implica suponer que los *shocks* europeos y españoles sólo pueden afectar al ciclo americano pasado un trimestre y que los *shocks* estadounidenses pueden afectar instantáneamente al resto de economías, lo que dado el peso e influencia de EE.UU. en la economía mundial parece justificado. Por otra parte, situar a España última en la ordenación implica suponer que los *shocks* españoles no influyen instantáneamente en la economía europea, lo que puede no ser apropiado dado que la economía española está incluida en el agregado E15. A pesar de ello se optó por utilizar el PIB de un agregado europeo para recoger al máximo las influencias de Europa y no sólo de un país². La utilización de este agregado no plantea excesivos problemas si el peso de la economía española es reducido: en la serie utilizada el peso de España es en promedio un 7'6% del PIB de E15 en la primera submuestra, y un 8% en la segunda. Para que un *shock* español tuviese un efecto significativo en la tasa de crecimiento del agregado E15 éste tendría que tener un tamaño excepcionalmente alto, por lo que la restricción impuesta (el *shock* español no puede afectar instan-

(2) El mismo ejercicio se realizó sustituyendo en el modelo VAR el PIB de E15 por el de Francia y alternativamente por el PIB alemán. Los resultados obtenidos son muy similares en el modelo con Francia y ligeramente diferentes con Alemania. Los resultados de estos ejercicios están disponibles solicitándolos a los autores.

táneamente a la tasa de crecimiento de E15) no parece alejada de la realidad, máxime cuando sí se permite que afecte pasado un trimestre.

Una alternativa a las tres restricciones de corto plazo utilizadas para identificar C_0 sería utilizar restricciones de largo plazo como, por ejemplo, posibles restricciones de cointegración. Sin embargo, plantear un modelo VAR incorporando n restricciones de cointegración (modelo VECM) implicaría que la dinámica del sistema tri variante estaría conducida por n *shocks* transitorios y $(3-n)$ *shocks* permanentes, imposibilitando la identificación de tres *shocks* transitorios, algo fundamental para el objetivo del trabajo. En este caso, no se podría captar la transmisión de los ciclos entre economías y, por tanto, la influencia del ciclo europeo en España por lo que, al igual que Stock y Watson (2003), no se consideró esta posibilidad³. Los trabajos que hacen uso de la metodología VAR utilizan dos instrumentos para mostrar los resultados: la función de impulso respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción para distintos horizontes temporales⁴.

Las funciones de impulso respuesta indican cuál es la respuesta dinámica del conjunto de variables del sistema ante los distintos *shocks* del modelo. Técnicamente, las funciones de impulso respuesta se obtienen de la representación en medias móviles del modelo [1]. En concreto, la respuesta acumulada (para n periodos) de las variables ante *shocks* de tamaño de una desviación típica, vendría dada por la matriz:

$$R_n = \sum_{i=0}^n B_i C_0 (\Sigma_\varepsilon)^{0.5} = \sum_{i=0}^n C_i (\Sigma_\varepsilon)^{0.5} \quad [5]$$

Por tanto, la respuesta de las tres variables (EE.UU., E15 y ESP) a un determinado *shock* estructural depende de los parámetros de la representación en medias móviles del VAR, recogidos en las matrices B_i ; de las restricciones que permiten identificar el modelo estructural, recogidas en la matriz C_0 ; y de la desviación típica de los *shocks* estructurales, recogidas en $(\Sigma_\varepsilon)^{0.5}$.

La descomposición de la varianza del error de predicción muestra la importancia de los distintos *shocks* en las fluctuaciones de las variables del sistema. Este instrumento indica para distintos horizontes temporales (n), en qué porcentaje contribuye cada *shock* a la explicación de la varianza del error de predicción de cada variable. En este sentido puede interpretarse como una medida de la importancia de cada *shock* en la variabilidad de las distintas variables del modelo. En concreto, la matriz de covarianzas del error de predicción, n periodos adelante, del modelo [1] es:

$$E(Y_{t+n} - \hat{Y}_{t+n}) (Y_{t+n} - \hat{Y}_{t+n})' = \sum_{i=0}^n B_i C_0 \Sigma_\varepsilon C_0' B_i' = \sum_{j=1}^3 e_j \sum_{i=0}^n B_i C_0 d_j d_j' C_0' B_i' \quad [6]$$

donde e_j es el j -ésimo elemento de la diagonal principal de Σ_ε y d_j es una matriz (3×1) de ceros salvo el elemento j -ésimo que es igual a la unidad. Al igual que las funciones de impulso respuesta, la descomposición de la varianza también depen-

(3) Véase Pérez (2003) para un análisis de la identificación de *shocks* estructurales en modelos VECM.

(4) Una introducción a la metodología VAR así como una descripción completa de estos dos instrumentos, puede encontrarse en Lütkepohl (1991).

de de los parámetros del modelo estructural ($B_i C_0 = C_i$) y de la matriz de varianzas-covarianzas de los *shocks* estructurales (Σ_ϵ). Es importante señalar que el error de predicción depende del tamaño absoluto de los *shocks* pero la descomposición de la varianza depende del tamaño relativo de éstos.

En este estudio se estimarán dos modelos VAR, uno para el periodo 1970:1-1985:4 y otro para 1986:1-2002:1, para analizar si el proceso de integración de la economía española en Europa ha supuesto un cambio en los efectos y la importancia de los distintos *shocks*. Tal y como se ha comentado anteriormente, la respuesta de las variables del modelo a los *shocks* depende tanto de los parámetros estimados como del tamaño del *shock*. En este sentido se han observado en numerosos países importantes cambios en la volatilidad de las principales macromagnitudes [véase McConnell y Pérez-Quirós (2000) para EE.UU. y Dijk, Osborn y Sensier (2002) para los países del G7], por lo que parece necesario analizar si los posibles cambios en las funciones de impulso-respuesta y en la descomposición de la varianza entre los dos periodos se deben a un cambio en la volatilidad (tamaño de los *shocks*) o a un cambio en el grado de respuesta de una variable ante *shocks* de un determinado tamaño. Para ello se realiza un ejercicio contrafactual consistente en analizar cuál hubiese sido la respuesta de las variables y la importancia de cada uno de los *shocks* en el segundo subperiodo (1986-2002) si se hubiese mantenido la magnitud de los *shocks* del periodo 1970-1985. Formalmente, se calculan las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza utilizando los parámetros estimados para la segunda submuestra ($B(L)^{II}$ y C_0^{II}) y *shocks* del tamaño de la primera (Σ_ϵ^I):

$$R^{III}_n = \sum_{i=0}^n B_i^{II} C_0^{II} (\Sigma_\epsilon^I)^{0.5}, \tag{7}$$

$$\begin{aligned} E^{III} (Y_{t+n} - \hat{Y}_{t+n}) (Y_{t+n} - \hat{Y}_{t+n})' &= \sum_{i=0}^n B_i^{II} C_0^{II} \Sigma_\epsilon^I (C_0^{II})' (B_i^{II})' = \\ &= \sum_{j=1}^3 e_j^{II} \sum_{i=0}^n B_i^{II} C_0^{II} d_j d_j' (C_0^{II})' (B_i^{II})' \end{aligned} \tag{8}$$

donde las matrices y vectores con subíndices I y II hacen referencia a la estimación del modelo VAR para la primera y segunda submuestra respectivamente.

2. ANÁLISIS EMPÍRICO Y RESULTADOS

En este trabajo, como se mencionó en la introducción, se estimará un modelo VAR con tres variables: las primeras diferencias logarítmicas de la producción real de EE.UU, un agregado de países europeos (E15) y de España. Los datos, que son trimestrales y están desestacionalizados, proceden de la base de la OCDE *Main Economic Indicators*. Los detalles acerca de las variables utilizadas pueden encontrarse en el anexo.

Antes de proceder a la estimación del modelo, mediante contrastes de Dickey y Fuller aumentados se analizó la estacionariedad del vector de variables siguiendo la estrategia secuencial descrita en Perron (1988). En ningún caso se pudo rechazar

la hipótesis de una raíz unitaria en las series en niveles, mientras que en los tres casos se rechazó la presencia de raíces unidad en las series en primeras diferencias. Adicionalmente se contrastó, mediante estadísticos KPSS de Kwiatkowski *et al.* (1992), la hipótesis de estacionariedad de las variables en primeras diferencias, no pudiéndose rechazar en ningún caso la hipótesis nula, concluyéndose, por tanto, que el vector de variables utilizado en el análisis es estacionario.

El número de retardos utilizados en la estimación del VAR para cada submuestra fue de cuatro, y en el *rolling*-VAR se utilizaron dos retardos. En la elección del número de retardos para las dos submuestras se ha seguido la siguiente estrategia: partiendo de un modelo con un número de retardos máximo de seis se contrasta secuencialmente la hipótesis de significatividad del último retardo. Si la hipótesis es rechazada se plantea un modelo con un número inferior de retardos. Este proceso continúa hasta que se encuentre un modelo en el que no se rechace la hipótesis de no significatividad; este último es el modelo que se elige. Otros métodos de selección del número de retardos (estadísticos AIC, BIC y selección del modelo mediante contrastes de no autocorrelación en los residuos) apuntarían a un modelo con un número de retardos inferior. Como los datos son trimestrales parece más razonable utilizar cuatro retardos; no obstante, los resultados son robustos al número de retardos utilizado. En el *rolling*-VAR, dado el reducido número de observaciones, se optó por trabajar con dos retardos. También en este caso los resultados son robustos al número de retardos.

Para detectar posibles errores de especificación se realizaron diversos contrastes de autocorrelación en los residuos del modelo, así como contrastes de normalidad y heteroscedasticidad condicional autorregresiva. En la gran mayoría de los casos no se pudo rechazar la hipótesis nula, consistente en la ausencia de los problemas anteriormente citados, concluyéndose por tanto que los dos modelos estimados no presentan problemas de especificación. Los resultados de esos contrastes, así como los estadísticos utilizados se encuentran en el anexo 1.

Para analizar la robustez de los resultados a la medida del ciclo utilizada, se estimó el mismo modelo VAR trivariante pero sustituyendo las tasas de crecimiento intertrimestrales por dos medidas alternativas del componente cíclico. Concretamente se estimó el mismo modelo sustituyendo las tasas de crecimiento intertrimestrales, por los componentes cíclicos del PIB obtenidos mediante el filtro de Hodrick y Prescott (1997) y, alternativamente, por las tasas de crecimiento interanual de los tres PIB. Un resumen de los principales resultados obtenidos puede encontrarse en el anexo 2. Como se podrá observar los resultados cualitativos no dependen de la medida de ciclo utilizada.

Asimismo, para analizar si los principales resultados del trabajo son robustos a las restricciones utilizadas para identificar los *shocks* estructurales, se repitió el análisis utilizando funciones respuesta al impulso generalizadas [Pesaran y Shin (1998)]. Al igual que en el caso anterior, se comprobó que se mantienen los resultados⁵.

(5) Los resultados están disponibles previa petición a los autores.

2.1. La importancia relativa de los shocks internos e internacionales en el ciclo español

La influencia de los distintos tipos de perturbaciones puede analizarse a partir de los resultados relativos a las funciones de impulso respuesta y la descomposición de la varianza de los modelos estimados. Las funciones impulso-respuesta muestran los efectos en el tiempo de los distintos tipos de *shock* sobre las variables del modelo. La descomposición de la varianza indica qué porcentaje de la varianza del error de predicción es debido a cada uno de los *shocks*. Los cuadros 2 y 3 presentan estos resultados para los dos periodos considerados.

El cuadro 2 muestra la respuesta de la producción estadounidense (EE.UU), europea (E15) y española (ESP) a los *shocks* estructurales para distintos horizontes temporales ($n = 0, 4, 8, 20$). Las respuestas son acumuladas, es decir, muestran el efecto sobre el nivel de las variables y están multiplicadas por 100 para facilitar su lectura. El panel de la izquierda presenta los resultados no escalados y el de la derecha los escalados. Los primeros se obtienen, como es habitual, sometiendo al sistema estimado a *shocks* de tamaño igual a una desviación típica del periodo considerado. Los escalados presentan cual sería la respuesta de las variables si el sistema estimado fuese sometido a *shocks* del tamaño de la primera submuestra. Las estimaciones puntuales se acompañan de intervalos de confianza al 90% obtenidos mediante el procedimiento de *bootstrapping* descrito en Runkle (1987).

En este apartado nos centraremos principalmente en los resultados (no escalados) para España. En primer lugar, en el cuadro 2b se observa que a largo plazo ($n = 20$) los efectos sobre el PIB español de un *shock* europeo son similares en ambos periodos (0,87 en 1970-1985 frente a 0,79 en 1986-2002). A corto plazo, ($n = 0, 4$) los efectos de dichas perturbaciones son ligeramente mayores después de la integración; por tanto, parece que los *shocks* europeos transmiten sus efectos más rápidamente sobre la economía española, aunque considerando los intervalos de confianza no podría rechazarse que también los efectos a corto plazo fuesen similares antes y después de la integración. Para poder afirmar que las respuestas son estadísticamente diferentes se requeriría que los dos intervalos de confianza no se intersectasen. Aún así, obsérvese que las estimaciones puntuales para $n = 0, 4$ de la segunda submuestra no están incluidas en el intervalo de confianza de la primera. Esto lleva a pensar que hay una alta probabilidad de que las repuestas sean distintas, ya que es muy poco probable que el modelo estimado en la primera submuestra genere una respuesta en el corto plazo como la observada después de la integración. En segundo lugar, se aprecia que se han reducido sustancialmente los efectos de un *shock* interno sobre el propio PIB español –más de un 50%– tras la incorporación a la CE (cuadro 2c). En concreto, tras 20 trimestres, el efecto sobre el *output* pasa de ser 1,47 en los 70 a ser de 0,64 en el periodo 1986-2002. Por último, a pesar de que las estimaciones puntuales indiquen que el efecto de un *shock* estadounidense es claramente inferior: pasa de 0,72 a 0,35 entre esos dos subperiodos (cuadro 2a, $n = 20$), los intervalos de confianza al 90% incluyen el cero, por lo que podemos decir que hay incertidumbre acerca de la influencia de los *shocks* estadounidenses en la economía española; es probable que los efectos de la economía americana se manifiesten indirectamente a través de su influencia en E15. En definitiva, los *shocks* propios influyen menos en el PIB español, mientras que los *shocks* europeos presentan un efecto similar antes y después de la integración.

Cuadro 2: FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA

a) Respuestas al <i>shock</i> EE.UU.		No escalado					Escalado					
Periodo muestral	0	4	8	20	0	4	8	20	0	4	8	20
EE.UU.												
70-85	0,98 (0,71;0,98)	1,64 (0,79;1,74)	1,42 (0,55;1,63)	1,50 (0,63;1,76)	0,98 (0,71;0,98)	1,64 (0,79;1,74)	1,42 (0,55;1,63)	1,50 (0,63;1,76)	0,98 (0,71;0,98)	1,64 (0,79;1,74)	1,42 (0,55;1,63)	1,50 (0,63;1,76)
86-02	0,47 (0,35;0,48)	0,78 (0,43;0,81)	0,67 (0,29;0,77)	0,64 (0,32;0,72)	0,98 (0,98;0,98)	1,62 (1,09;1,97)	1,39 (0,76;1,90)	1,33 (0,84;1,77)	0,98 (0,98;0,98)	1,62 (1,09;1,97)	1,39 (0,76;1,90)	1,33 (0,84;1,77)
E15												
70-85	0,18 (0,09;0,23)	0,80 (0,39;0,92)	0,80 (0,26;0,96)	0,77 (0,29;0,94)	0,18 (0,09;0,23)	0,80 (0,39;0,92)	0,80 (0,26;0,96)	0,77 (0,29;0,94)	0,18 (0,09;0,23)	0,80 (0,39;0,92)	0,80 (0,26;0,96)	0,77 (0,29;0,94)
86-02	0,06 (-0,01;0,08)	0,32 (0,07;0,40)	0,38 (0,05;0,52)	0,34 (0,05;0,44)	0,12 (-0,02;0,20)	0,67 (0,18;0,98)	0,79 (0,14;1,22)	0,71 (0,12;1,07)	0,12 (-0,02;0,20)	0,67 (0,18;0,98)	0,79 (0,14;1,22)	0,71 (0,12;1,07)
ESP												
70-85	0,05 (-0,02;0,12)	0,47 (0,06;0,71)	0,70 (-0,01;1,09)	0,72 (-0,01;1,22)	0,05 (-0,02;0,12)	0,47 (0,06;0,71)	0,70 (-0,01;1,09)	0,72 (-0,01;1,22)	0,05 (-0,02;0,12)	0,47 (0,06;0,71)	0,70 (-0,01;1,09)	0,72 (-0,01;1,22)
86-02	0,05 (-0,13;0,11)	0,25 (-0,1;0,40)	0,40 (-0,07;0,60)	0,35 (-0,08;0,54)	0,10 (-0,32;0,26)	0,53 (-0,29;0,96)	0,83 (-0,21;1,47)	0,75 (-0,25;1,29)	0,10 (-0,32;0,26)	0,53 (-0,29;0,96)	0,83 (-0,21;1,47)	0,75 (-0,25;1,29)

Cuadro 2: FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA (continuación)									
b) Respuestas al <i>shock</i> europeo		No escalado				Escalado			
Periodo muestral		0	4	8	20	0	4	8	20
EE.UU.									
70-85	0,0 (0,0;0,0)	-0,18 (-0,55;0,23)	-0,26 (-0,65;0,21)	-0,12 (-0,52;0,32)	0,0 (0,0;0,0)	-0,18 (-0,55;0,23)	-0,26 (-0,65;0,21)	-0,12 (-0,52;0,32)	
86-02	0,0 (0,0;0,0)	-0,10 (-0,29;0,08)	-0,29 (-0,54;0,02)	-0,25 (-0,44;0,02)	0,0 (0,0;0,0)	-0,15 (-0,49;0,15)	-0,43 (-0,92;0,07)	-0,37 (-0,8;0,07)	
E15									
70-85	0,43 (0,29;0,43)	0,55 (0,19;0,63)	0,47 (0,06;0,62)	0,50 (0,12;0,63)	0,43 (0,29;0,43)	0,55 (0,19;0,63)	0,47 (0,06;0,62)	0,50 (0,12;0,63)	
86-02	0,29 (0,20;0,30)	0,61 (0,30;0,68)	0,60 (0,19;0,73)	0,56 (0,21;0,70)	0,43 (0,43;0,43)	0,90 (0,58;1,10)	0,88 (0,41;1,21)	0,81 (0,44;1,18)	
ESP									
70-85	0,21 (0,10;0,22)	0,67 (0,19;0,78)	0,88 (0,17;1,10)	0,87 (0,15;1,12)	0,21 (0,10;0,22)	0,67 (0,19;0,78)	0,88 (0,17;1,10)	0,87 (0,15;1,12)	
86-02	0,32 (0,14;0,38)	0,82 (0,36;0,95)	0,84 (0,25;1,07)	0,79 (0,26;1,04)	0,46 (0,28;0,60)	1,20 (0,72;1,56)	1,23 (0,54;1,76)	1,16 (0,54;1,73)	

Cuadro 2: FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA (continuación)

c) Respuestas al <i>shock</i> español		No escalado					Escalado				
Periodo muestral	0	4	8	20	20	0	4	8	20	20	
EE.UU.											
70-85	0,0 (0,0;0,0)	0,18 (-0,26;0,50)	0,33 (-0,30;0,74)	0,41 (-0,21;0,85)	0,41 (-0,21;0,85)	0,0 (0,0;0,0)	0,18 (-0,26;0,50)	0,33 (-0,30;0,74)	0,41 (-0,21;0,85)	0,41 (-0,21;0,85)	
86-02	0,0 (0,0;0,0)	0,24 (0,03;0,32)	0,17 (-0,05;0,28)	0,16 (-0,04;0,26)	0,16 (-0,04;0,26)	0,0 (0,0;0,0)	0,14 (0,02;0,26)	0,10 (-0,05;0,23)	0,09 (-0,03;0,21)	0,09 (-0,03;0,21)	
E15											
70-85	0,0 (0,0;0,0)	0,34 (0,03;0,47)	0,39 (-0,07;0,61)	0,39 (-0,03;0,64)	0,39 (-0,03;0,64)	0,0 (0,0;0,0)	0,34 (0,03;0,47)	0,39 (-0,07;0,61)	0,39 (-0,03;0,64)	0,39 (-0,03;0,64)	
86-02	0,0 (0,0;0,0)	0,22 (0,02;0,27)	0,25 (0,02;0,32)	0,22 (0,02;0,30)	0,22 (0,02;0,30)	0,0 (0,0;0,0)	0,13 (0,02;0,21)	0,14 (0,02;0,26)	0,13 (0,02;0,26)	0,13 (0,02;0,26)	
ESP											
70-85	0,36 (0,26;0,34)	1,12 (0,57;1,17)	1,53 (0,61;1,66)	1,47 (0,54;1,79)	1,47 (0,54;1,79)	0,36 (0,26;0,34)	1,12 (0,57;1,17)	1,53 (0,61;1,66)	1,47 (0,54;1,79)	1,47 (0,54;1,79)	
86-02	0,62 (0,39;0,52)	0,56 (0,20;0,59)	0,64 (0,22;0,68)	0,64 (0,24;0,69)	0,64 (0,24;0,69)	0,36 (0,36;0,36)	0,33 (0,17;0,45)	0,38 (0,20;0,54)	0,38 (0,21;0,55)	0,38 (0,21;0,55)	

* Los resultados escalados para cada periodo hacen referencia a los resultados obtenidos utilizando los parámetros estimados en dicha submuestra pero siempre utilizando *shocks* del tamaño relativo de la primera submuestra; mientras que los no escalados utilizan para cada submuestra (como es habitual) tanto parámetros como tamaño de los *shocks* de la muestra en cuestión. Entre paréntesis se presentan los intervalos de confianza al 90% calculados mediante el procedimiento de *bootstrapping* de Runkle (1987), con 1000 réplicas.

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 3: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA

a) Porcentaje explicado por el <i>shock</i> EE.UU.		No escalado							
		Escalado							
Periodo muestral		0	4	8	20	0	4	8	20
EE.UU.									
70-85	100,00 (1,0;1,0)	93,99 (69,9;94,4)	92,65 (65,6;92,8)	91,97 (62,1;92,0)	91,97 (62,1;92,0)	100,00 (1,0;1,0)	93,99 (69,9;94,4)	92,65 (65,6;92,8)	91,97 (62,1;92,0)
86-02	100,00 (1,0;1,0)	85,47 (64,0;90,4)	82,01 (58,2;88,1)	81,69 (56,3;87,7)	81,69 (56,3;87,7)	100,00 (1,0;1,0)	95,31 (83,9;96,6)	93,54 (79,9;96,2)	93,38 (78,2;96,0)
E15									
70-85	15,24 (3,8;34,5)	36,01 (15,3;56,4)	36,15 (16,1;56,6)	36,33 (15,8;56,6)	36,33 (15,8;56,6)	15,24 (3,8;34,5)	36,01 (15,3;56,4)	36,15 (16,1;56,6)	36,33 (15,8;56,6)
86-02	3,57 (0,2;13,8)	14,29 (3,6;35,6)	14,81 (4,5;37,0)	14,90 (4,7;37,7)	14,90 (4,7;37,7)	6,94 (0,04;22,2)	27,85 (10,0;53,7)	28,72 (12,1;56,1)	28,88 (12,6;57,1)
ESP									
70-85	1,46 (0,01;13,0)	10,79 (2,1;39,4)	11,85 (3,1;43,7)	12,00 (3,2;44,9)	12,00 (3,2;44,9)	1,46 (0,01;12,0)	10,79 (2,1;39,4)	11,85 (3,1;43,7)	12,00 (3,2;44,9)
86-02	0,46 (0,01;11,5)	7,66 (4,2;26,9)	8,78 (5,4;29,0)	8,85 (5,8;29,8)	8,85 (5,8;29,8)	2,75 (0,07;41,1)	29,36 (15,9;62,5)	32,91 (21,1;63,9)	33,06 (21,3;64,2)

Cuadro 3: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA (continuación)									
b) Porcentaje explicado por el <i>shock</i> europeo									
No escalado									
Escalado									
Periodo muestral	0	4	8	20	0	4	8	20	
EE.UU.									
70-85	0,00 (0,0;0,0)	4,22 (1,9;20,3)	5,01 (2,7;23,0)	5,55 (3,1;24,8)	0,00 (0,0;0,0)	4,22 (1,9;20,3)	5,01 (2,7;23,0)	5,55 (3,1;24,8)	
86-02	0,00 (0,0;0,0)	7,33 (3,4;25,8)	10,16 (4,5;30,9)	10,40 (4,8;32,5)	0,00 (0,0;0,0)	4,05 (1,9;15,0)	5,75 (2,6;18,6)	5,91 (2,7;19,9)	
E15									
70-85	84,75 (65,4;96,1)	55,76 (33,9;74,9)	55,45 (32,1;73,0)	55,30 (31,1;72,1)	84,75 (65,4;96,1)	55,76 (33,9;74,9)	55,45 (32,1;73,0)	55,30 (31,1;72,1)	
86-02	96,43 (86,1;99,9)	72,42 (48,6;87,6)	71,88 (47,2;85,4)	71,79 (46,5;85,4)	93,05 (77,7;99,9)	70,10 (43,9;87,3)	69,23 (42,5;84,5)	69,08 (40,8;83,9)	
ESP									
70-85	24,16 (5,2;41,3)	22,45 (5,1;45,5)	21,46 (5,2;46,0)	21,58 (5,4;46,6)	24,16 (6,1;43,1)	22,45 (5,1;45,5)	21,46 (5,2;46,0)	21,58 (5,4;46,6)	
86-02	20,75 (5,8;46,8)	26,69 (12,0;50,2)	25,61 (13,1;48,9)	25,68 (13,4;49,6)	60,68 (20,7;73,0)	50,80 (22,2;64,3)	47,69 (22,3;61,2)	47,65 (21,9;60,9)	

Cuadro 3: DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA (continuación)

c) Porcentaje explicado por el <i>shock</i> español		Escalado						
No escalado								
Periodo muestral	0	4	8	20	0	4	8	20
EE.UU.								
70-85	0,00 (0,0;0,0)	1,78 (1,2;17,1)	2,33 (1,8;18,8)	2,47 (2,0;20,5)	0,00 (0,0;0,0)	1,78 (1,2;17,1)	2,33 (1,8;18,8)	2,47 (2,0;20,5)
86-02	0,00 (0,0;0,0)	7,20 (1,9;19,6)	7,82 (2,9;21,0)	7,90 (3,1;21,3)	0,00 (0,0;0,0)	0,63 (0,2;2,4)	0,70 (0,3;2,6)	0,71 (0,4;2,8)
E15								
70-85	0,00 (0,0;0,0)	8,21 (1,9;25,5)	8,38 (3,1;28,2)	8,35 (3,0;29,2)	0,00 (0,0;0,0)	8,21 (1,9;25,5)	8,38 (3,1;28,2)	8,35 (3,0;29,2)
86-02	0,00 (0,0;0,0)	13,28 (3,1;26,9)	13,30 (3,8;27,4)	13,30 (4,1;27,6)	0,00 (0,0;0,0)	2,04 (0,7;5,6)	2,03 (0,8;5,7)	2,03 (0,8;5,9)
ESP								
70-85	74,37 (55,5;91,3)	66,75 (38,6;83,9)	66,68 (33,7;83,3)	66,42 (31,7;82,0)	74,37 (55,5;91,3)	66,75 (38,6;83,9)	66,68 (33,7;83,3)	66,42 (31,7;82,0)
86-02	78,78 (50,8;91,7)	65,65 (36,8;74,7)	65,61 (36,0;72,1)	65,46 (35,3;71,2)	36,55 (20,0;59,2)	19,83 (10,3;27,4)	19,38 (9,8;24,8)	19,27 (9,5;24,5)

* Los resultados escalados hacen referencia, para cada periodo, a los resultados obtenidos utilizando los parámetros estimados en dicha submuestra pero siempre utilizando *shocks* del tamaño relativo de la primera submuestra; mientras que los no escalados utilizan para cada submuestra (como es lo habitual) tanto parámetros como tamaño de los *shocks* de la submuestra en cuestión. Entre paréntesis se presentan los intervalos de confianza al 90% calculados mediante el procedimiento de *bootstrapping* de Runkle (1987), con 1000 réplicas.

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de la descomposición de la varianza apuntan en esta misma dirección (cuadro 3). Cada valor de este cuadro indica qué porcentaje de la variabilidad de los tres PIB es explicada por las perturbaciones estadounidenses, europeas o españolas. Centrándonos de nuevo en las estimaciones puntuales para España, se observa que la importancia relativa de los tres tipos de *shocks* se ha mantenido relativamente estable después de la integración, aunque con un ligero incremento del peso de Europa. En concreto, el porcentaje del error de predicción que explica el *shock* europeo ha aumentado de un 21,58% a un 25,68% ($n = 20$), a costa de una disminución del peso de los *shocks* mundiales (del 12% al 8,85%). La importancia de los *shocks* internos se mantiene (pasan de explicar el 66,42% al 65,46%).

En este mismo cuadro aparece un resultado interesante, no referido a España, que es plenamente coherente con la idea de la aparición de un ciclo específicamente europeo [Artis y Zhang (1997)]. En el cuadro 3a se observa que la influencia de los *shocks* estadounidenses en las economías europeas cae desde mediados de los ochenta: el porcentaje de la varianza explicada por estos *shocks* cae más del 50% y, al mismo tiempo, aumenta el porcentaje atribuido a los propios *shocks* europeos. Por su parte, la economía americana estaría en los noventa más abierta a influencias externas como las europeas, que pasan de explicar un 5,55% ($n = 20$) de la variabilidad del PIB estadounidense en la primera submuestra a un 10,41% en la segunda. Estos resultados sobre el peso relativo de los *shocks* en las distintas economías deben tomarse con cautela dados los valores de los intervalos de confianza.

En definitiva, los resultados anteriores indicarían que en España, a pesar del proceso de integración, la influencia de las perturbaciones europeas no ha aumentado significativamente. Este resultado parece, en principio contraintuitivo. Para entender el porqué de este resultado, hay que tener en cuenta, como se señaló en la introducción, que la contribución de las perturbaciones a la volatilidad de una determinada variable está determinada tanto por el tamaño de la perturbación (impulso) como por los efectos que tiene una perturbación de un tamaño determinado (mecanismo de propagación). En el apartado siguiente se aborda esta cuestión.

2.2. Cambios en la influencia de los *shocks* europeos: ¿Impulso o propagación?

Desde mediados de los ochenta la volatilidad de los *shocks* ha cambiado de forma significativa. Antes de estudiar los efectos de este cambio dedicaremos un apartado a analizar con más detalle en qué consistieron dichos cambios en la volatilidad.

Cambios en la volatilidad (impulsos)

En el gráfico 1 se muestra la evolución temporal de las tasas de crecimiento intertrimestral del PIB estadounidense, europeo y español. Una sencilla inspección visual revela que a partir de mediados de los 80 la volatilidad de las series cambió sustancialmente: se redujo en Europa y Estados Unidos y, paradójicamente, aumentó en España, aunque a partir del año 1992 la evolución ha sido similar.

El cuadro 4 presenta las desviaciones típicas de las innovaciones (σ_u) y de los *shocks* estructurales (σ_ε) para los dos periodos, multiplicados por 100 para facilitar su lectura. También se presentan tres columnas con medidas de volatilidad relativa: volatilidad de cada periodo en relación a la del primer periodo para cada

variable ($\sigma_\varepsilon/\sigma_{\varepsilon_{70-85}}$), volatilidad de los *shocks* relativa a la del *shock* mundial en el mismo periodo ($\sigma_\varepsilon/\sigma_{\varepsilon_{EE.UU}}$) y volatilidad relativa a la del *shock* europeo ($\sigma_\varepsilon/\sigma_{\varepsilon_{E15}}$) también del mismo periodo.

Los resultados del cuadro indican que se ha producido una fuerte caída de la volatilidad de los *shocks* ortogonalizados, tanto en el ámbito europeo como estadounidense. En Europa se reduce aproximadamente en un tercio y en Estados Unidos a la mitad (véase la columna $\sigma_\varepsilon/\sigma_{\varepsilon_{70-85}}$)⁶. Por el contrario, en España la volatilidad de los *shocks* aumentó sustancialmente después de la integración; el aumento es casi del 75%. Estos cambios en la volatilidad no pueden ser atribuidos a la ordenación de las variables en el VAR puesto que, como puede observarse en el cuadro, los cambios en la volatilidad son muy similares tanto para los *shocks* ortogonalizados como para las innovaciones.

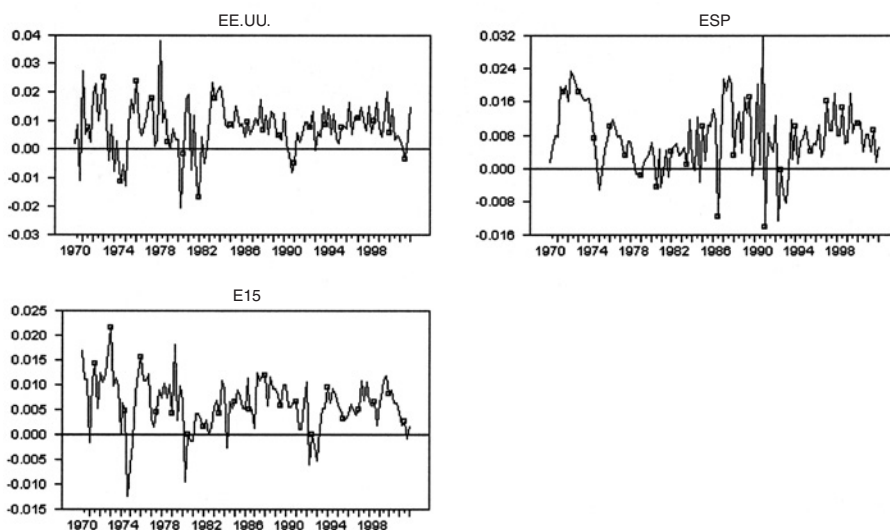
De las columnas cuarta y quinta del cuadro 4 se deduce que ha habido una mayor estabilidad del crecimiento en el ámbito europeo que en Estados Unidos y que, en el último periodo, la mayor volatilidad se ha observado en España. Se ha producido un cambio sustancial en cuanto al tamaño relativo de los *shocks*. En el primer periodo 1970-1985, el tamaño de los *shocks* americanos casi triplicaba el de los españoles y más que duplicaba el de los europeos. Pero en el segundo periodo 1986-2004, los más importantes en cuanto a magnitud relativa han sido los españoles: la volatilidad de los *shocks* españoles más que duplica a la de los europeos y es superior a la de los estadounidenses en un 30%, aproximadamente [véase la columna ($\sigma_\varepsilon/\sigma_{\varepsilon_{EE.UU}}$)]⁷.

Para analizar con más detalle los cambios en la volatilidad se presenta en el gráfico 2 la desviación típica de los tres *shocks* calculada para un tamaño de muestra fijo (10 años) que se va desplazando a lo largo del periodo muestral. La desviación típica multiplicada por cien aparece en el eje de ordenadas, mientras que la fecha que aparece en el eje de abscisas hace referencia al punto central de una ventana de 10 años. Por ejemplo, el dato correspondiente a 1987:1 corresponde a los *shocks* obtenidos tras estimar el modelo VAR para el periodo 1982:1-1991:4. Dado que el periodo muestral (1970:2-2002:1) tiene 128 observaciones, en la práctica supuso estimar 89 modelos. Como puede observarse la volatilidad del *shock* estadounidense presenta una brusca reducción a mediados de los ochenta, lo que es coherente con el resultado obtenido por McConnell y Pérez-Quirós (2000). A lo largo del periodo la volatilidad del *shock* estadounidense se redujo en más de un 60%. En cuanto al *shock* europeo también redujo su volatilidad en un 40% aproximadamente, aunque en este caso el cambio fue gradual. Por último, el *shock* español presenta una volatilidad creciente hasta principios de los 90, para seguir a partir de entonces que la tendencia general de reducción en la volatilidad.

(6) La caída en la volatilidad de las fluctuaciones económicas es un hecho ampliamente contrastado; usualmente se atribuye a una combinación de causas, entre las que ciertos autores destacan la hipótesis de la buena suerte o *good luck* que explica la menor volatilidad del ciclo internacional por la mayor estabilidad del entorno internacional, es decir, por una reducción en el tamaño de los *shocks* internacionales [véase Stock y Watson (2002)].

(7) Hay que recordar que el tamaño de los *shocks* está medido en puntos porcentuales del PIB de la economía en cuestión.

Gráfico 1: VARIABLES (PRIMERA DIFERENCIA LOGARÍTMICA DEL PIB)



Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4: DESVIACIONES TÍPICAS DE LOS *SHOCKS* ORTOGONALIZADOS (σ_ϵ) y de los residuos (σ_u)

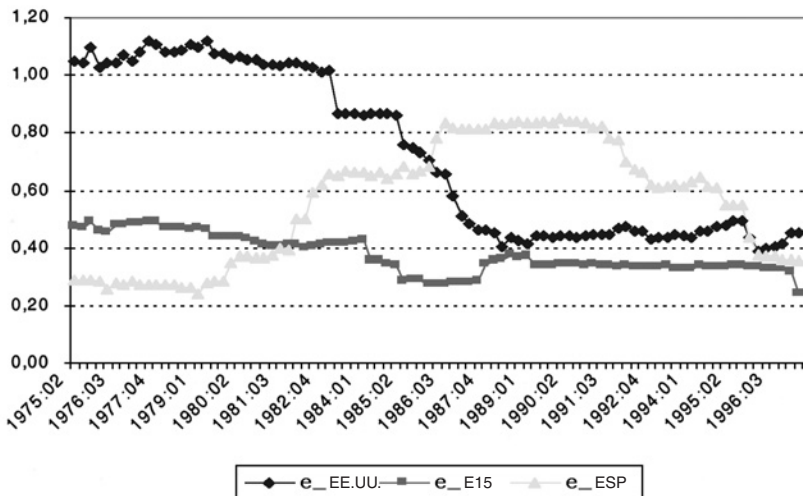
Periodo muestral	σ_u	σ_ϵ	$\sigma_\epsilon/\sigma_{\epsilon_{70-85}}$	$\sigma_\epsilon/\sigma_{\epsilon_{EE.UU}}$	$\sigma_\epsilon/\sigma_{\epsilon_{E15}}$
EE.UU.					
1970:02-1985:04	0,978	0,978	1	1	2,285
1986:01-2002:01	0,470	0,470	0,480	1	1,609
E15					
1970:02-1985:04	0,465	0,428	1	0,437	1
1986:01-2002:01	0,298	0,292	0,682	0,621	1
ESP					
1970:02-1985:04	0,418	0,361	1	0,369	0,843
1986:01-2002:01	0,696	0,618	1,711	1,314	2,116

* σ_ϵ y σ_u representan respectivamente la desviación típica de los errores ortogonalizados de los residuos y de los residuos o innovaciones del modelo VAR estimado. Estas dos columnas están multiplicadas por 100 para facilitar la lectura. El resto de columnas presentan medidas de volatilidad relativas al primer periodo ($\sigma_\epsilon/\sigma_{\epsilon_{70-85}}$), relativas al primer shock ($\sigma_\epsilon/\sigma_{\epsilon_{EE.UU}}$) y relativas al shock europeo ($\sigma_\epsilon/\sigma_{\epsilon_{E15}}$).

Fuente: Elaboración propia.

En definitiva, la volatilidad se ha reducido tanto en el área europea como en el ámbito mundial desde mediados de los 80 y, por tanto, los impulsos externos recibidos por la economía española han sido de menor magnitud. Los *shocks* más importantes, en términos relativos, a que estuvo sometida la economía española después de la integración fueron los internos, debido posiblemente a los importantes cambios que sufrió la economía española en este periodo (reconversión industrial, reforma del mercado de trabajo...). No obstante, queda por determinar cuál ha sido la importancia de estos cambios en la volatilidad tanto absoluta como relativa de los *shocks* sobre la variabilidad del PIB español. En el apartado anterior hemos visto que la variabilidad del PIB español explicada por los *shocks* europeos era prácticamente la misma en ambos periodos (descomposición de la varianza no escalada, cuadro 3b), pero hay que considerar que el tamaño de estos *shocks* se ha reducido; por lo que se ha tenido que producir un cambio en la estructura de la economía española o en los mecanismos de propagación que ha incrementado el grado de respuesta: *shocks* de una determinada magnitud podrían haber afectado más a la economía española desde mediados de los ochenta. Este punto se trata en el apartado siguiente.

Gráfico 2: *ROLLING-DESVIACIÓN TÍPICA DE LOS SHOCKS ESTRUCTURALES*



Fuente: Elaboración propia.

Cambios en las respuestas a los *shocks* (propagación): Ejercicio contrafactual

En este apartado se estudia qué hubiese ocurrido después de la integración si el tamaño de los *shocks* se hubiese mantenido, es decir, qué hubiese ocurrido si la economía española hubiese estado sometida a *shocks* en el periodo 1986-2004 de la magnitud relativa del primer subperiodo. El mantener constante el tamaño de los *shocks* permitirá analizar si ha aumentado el grado de respuesta de la econo-

mía española a las perturbaciones europeas. Los resultados de este ejercicio (resultados escalados) se presentan en los cuadros 2 y 3.

En el cuadro 2 se muestra la respuesta de la producción estadounidense, europea y española a los tres tipos de *shocks*. En primer lugar, hay que recordar que los resultados no escalados mostraban que un *shock* europeo afectaba de forma similar al PIB español antes y después de la integración. Sin embargo, los resultados escalados apuntan en otra dirección: si se somete a la economía española a un *shock* europeo de la magnitud de los producidos en el periodo 1970-1985, las estimaciones puntuales indicarían que los efectos sobre el PIB son claramente mayores en el segundo periodo, tanto a corto como a largo plazo. Al analizar los intervalos de confianza se comprobó que, en el segundo periodo (escalado), la respuesta instantánea y la respuesta para $n = 1, 2, 3$ (resultados no mostrados en la tabla por cuestiones de espacio), es significativamente mayor que la del primer periodo (los intervalos no se intersectan). Pasado un año tras el *shock* ($n = 4$) los intervalos se intersectan pero, el hecho de que para ningún horizonte temporal el intervalo de confianza de la primera submuestra incluya la estimación escalada puntual de la segunda submuestra, apoya la idea de que los efectos pueden considerarse distintos. En suma, teniendo en cuenta los intervalos de confianza, podría afirmarse que tanto la respuesta instantánea como la respuesta transcurrido un año son significativamente distintas (comparando estimaciones puntuales, la respuesta prácticamente se duplica), mientras que conforme aumenta el horizonte temporal y las bandas de confianza se hacen más amplias, esta evidencia se reduce. Aún así sigue existiendo evidencia a favor de que las respuestas son diferentes. Es en el corto plazo, cuando se observa claramente la variación en la respuesta de la economía española. Además, los efectos se producen más rápidamente: tras cuatro trimestres la respuesta de la economía española ya alcanza el nivel de largo plazo, es decir, ha habido una integración económica real, que, como mínimo, ha tenido la consecuencia de hacer que los efectos de un *shock* europeo se transmitan con mayor rapidez a la economía española.

En segundo lugar, con respecto a un *shock* interno, de los resultados no escalados se deducía (cuadro 2c, no escalado) que los efectos se han reducido sustancialmente tras la incorporación (a la mitad o incluso menos, de 1,47 pasa a 0,64, $n = 20$) y, sin embargo, el tamaño de estos *shocks* propios fue mayor (cuadro 4). Se hace evidente, también en este punto, que ha existido un cambio en los mecanismos de transmisión o en la estructura económica que hace a la economía española menos sensible a sus propios *shocks*. Los resultados escalados refuerzan esta idea (cuadro 2c, derecha). Este resultado podría explicarse por el aumento del peso del Sector Público en España; en estas últimas dos décadas se ha consolidado en España el Estado del Bienestar lo que se traduce en que el efecto de los estabilizadores automáticos, como atenuantes frente a las perturbaciones, se ha ampliado⁸. Por otra parte, la incorporación de España a las Comunidades Europeas supuso un cambio en cuanto a expectativas se refiere. Las políticas económicas están ahora sujetas a las restricciones que impone la pertenencia a las Comunidades Europeas (SME, Maastricht...) proporcionando un marco de estabilidad también para las expectativas.

(8) Véase Andrés, Doménech y Fatás (2004) para una discusión sobre el papel estabilizador del tamaño del sector público.

En tercer lugar, con respecto a un *shock* estadounidense, los resultados no escalados muestran una caída de la respuesta del PIB español a este tipo de *shocks* (cuadro 2a izquierda), que podría ser consecuencia de la caída del tamaño de los *shocks* estadounidenses (que fue del 50%, cuadro 4). Sin embargo, obsérvese que si el tamaño de dichos *shocks* se hubiese mantenido (resultados escalados, cuadro 2a), el efecto también. Este mantenimiento en la influencia del *shock* estadounidense, también se observa para Europa y para la propia economía americana. Por tanto, el aumento de la correlación entre el ciclo español y el europeo no ha sido debido a que los *shocks* estadounidenses han adquirido un mayor protagonismo; ni el tamaño de los *shocks* comunes ha aumentado, ni parecen haberse fortalecido los canales de transmisión: un *shock* estadounidense del mismo tamaño seguiría produciendo efectos similares en ambas economías (europea y española).

Por último, antes de pasar a analizar la descomposición de la varianza, merece la pena detenerse en un resultado que ofrece la función impulso respuesta (resultados escalados). Obsérvese que los efectos de un *shock* europeo han cambiado sustancialmente tanto sobre el propio conjunto de países europeos (E15) como sobre EE.UU. y España, mientras que, sin embargo, el *shock* estadounidense tiene los mismos efectos en las tres economías. Este resultado apuntaría a que en el ámbito europeo se están produciendo cambios que hacen a las economías europeas más interdependientes y, por tanto, más sensibles a sus propios *shocks*, pero no frente a *shocks* estadounidenses o mundiales.

En el cuadro 3 se presenta la descomposición de la varianza. Nos centraremos en los resultados para España (tercera línea de cada panel). La descomposición de la varianza no escalada muestra, como se ha comentado, que las perturbaciones europeas explican prácticamente el mismo porcentaje, en torno al 25%, de la variabilidad del PIB español (cuadro 3b, izquierda). Pero los resultados escalados indican que si el tamaño de los *shocks* se hubiese mantenido, buena parte de las fluctuaciones en la tasa de crecimiento del PIB español desde mediados de los 80 hubiesen sido debidas a perturbaciones europeas (cuadro 3b, izquierda). En concreto, hubiesen pasado a explicar casi el 50%. Obsérvese que ninguno de los intervalos contiene la estimación puntual de la otra submuestra, por lo que podemos considerar diferente la influencia europea en el ciclo español en cada periodo. En definitiva, el hecho de que Europa no explique un mayor porcentaje de la variabilidad del PIB español es debido a que el aumento del grado de respuesta a los *shocks* europeos se ha visto compensado por la disminución del tamaño de dichos *shocks*.

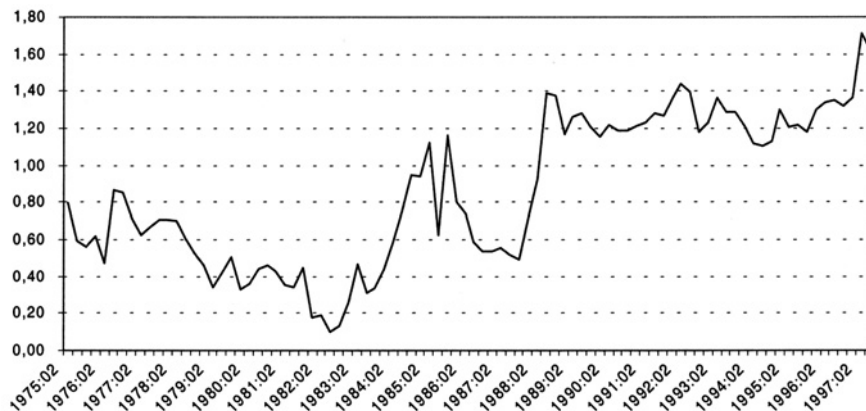
Ahora bien, analizando detalladamente estos resultados, el mayor peso relativo que tendría Europa como causante del ciclo español es explicado también porque disminuye el grado de sensibilidad de la economía española a sus propios *shocks*: si el tamaño de éstos se hubiese mantenido, pasarían de explicar el 66,42% al 19,27% ($n = 20$). Nótese que la importancia relativa de los *shocks* españoles en Europa es menor desde que España entra en la Unión Europea pasando del 8,35% al 2,03%. El motivo puede ser que si la economía española reacciona en menor medida a sus propias perturbaciones, difícilmente éstas podrían trasladarse a Europa; si la economía española es menos sensible a sus propias perturbaciones, de forma que las variables macroeconómicas sufren oscilaciones menos pronunciadas, lógicamente, la respuesta de las economías europeas también será menor.

Resumiendo, si se hubiese mantenido el tamaño de los *shocks*, el crecimiento del PIB español hubiese pasado de estar explicado en más de un 65% por los *shocks* propios, a que éstos explicasen menos de un 20%. El crecimiento español hubiese sido debido básicamente a *shocks* europeos y estadounidenses; el menor protagonismo lo hubiesen tenido los *shocks* propios. Las cifras concretas, para $n=20$, hubiesen sido 47,65%, 33,06%, y 19,27%, respectivamente. Sin embargo, el tamaño de los *shocks* cambió; se redujeron los internacionales y aumentó el de los internos. Por tanto el resultado anterior sólo se explica con una caída drástica del grado de respuesta a nuestros propios *shocks*. Y con respecto a Europa, si en las últimas dos décadas se obtiene que explicaría en torno a un 50% del crecimiento (frente al 21,58% del periodo anterior) y la volatilidad ha disminuido, necesariamente, ha aumentado el grado de influencia de las perturbaciones europeas en la economía española. Lo mismo ocurre con respecto a los *shocks* mundiales. Por tanto, después de la integración el grado de respuesta de la economía española a *shocks* externos –europeos y estadounidenses– ha aumentado y se ha reducido la influencia de nuestros propios *shocks*. Esto es lo que cabría esperar de un país que ha cambiado sustancialmente sus relaciones con el exterior.

2.3. Cambios graduales. Rolling-Var

Hasta este punto hemos obtenido información de cómo ha cambiado la influencia de los *shocks* entre dos periodos de tiempo, 1970-1985 y 1986-2002. Para ver cómo ha evolucionado esta influencia a lo largo de todo el periodo se ha estimado el mismo modelo VAR para un tamaño de muestra fijo (10 años) que se va desplazando a lo largo del periodo muestral (*rolling*-VAR); los resultados se muestran en los gráficos 3 y 4.

Gráfico 3: *ROLLING*-RESPUESTA DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA A UN *SHOCK* EUROPEO DE TAMAÑO CONSTANTE TRAS 8 TRIMESTRES (*ROLLING*-VAR ESCALADO, $n = 8$)

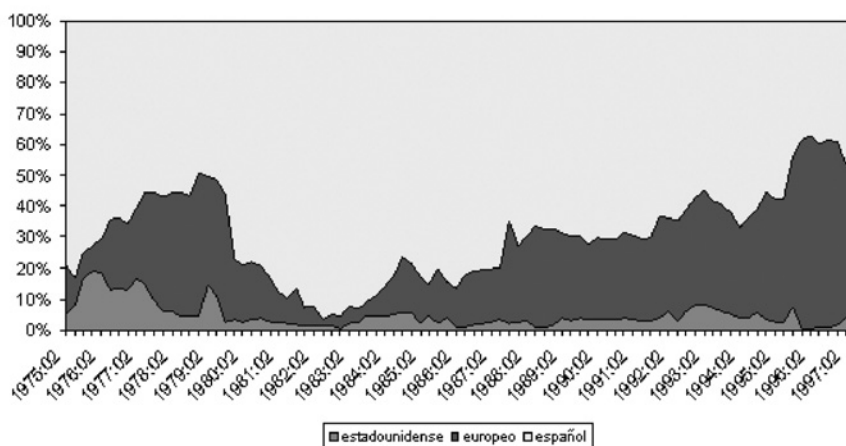


Cada una de las observaciones del gráfico hace referencia a la respuesta estimada de la economía española a un *shock* europeo tras 8 trimestres de la ocurrencia del *shock* ($n = 8$) y se obtuvo de la estimación de un modelo VAR con 40 observaciones centradas en la fecha que aparece en el eje de abscisas. El tamaño del *shock* fue el mismo en todos los modelos (0,403), es decir, todos los resultados se escalan respecto al periodo 1970:2-1985:4.

Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 3 muestra la respuesta de la economía española a un *shock* europeo de tamaño constante (resultados escalados) para un horizonte temporal de 2 años ($n = 8$)⁹. Se pueden extraer básicamente dos conclusiones. La primera es que se aprecian dos periodos temporales en los que la respuesta es claramente diferente. Un primer periodo, que comprendería hasta 1987, en el que no se observa una regularidad en la respuesta, y un segundo periodo, a partir de 1987, donde se observa una mayor regularidad en la respuesta con un claro aumento en su nivel y tendencia creciente. Este hecho corrobora los resultados del cuadro 2 sobre el importante cambio en los efectos de los *shocks* europeos sobre el PIB español que se ha producido tras la incorporación, e indica que las perturbaciones provenientes de Europa tienen cada vez mayores efectos en la economía española.

Gráfico 4: *ROLLING*-DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA PARA ESPAÑA PARA UN HORIZONTE DE 8 TRIMESTRES (*ROLLING*-VAR NO ESCALADO, $n = 8$)



Cada una de las observaciones del gráfico hace referencia a los resultados obtenidos al estimar un VAR con 40 observaciones centradas en la fecha de referencia del gráfico.

Fuente: Elaboración propia.

El gráfico 4 presenta la descomposición de la varianza (sin escalar) de la tasa de crecimiento intertrimestral del PIB español para el mismo horizonte temporal ($n = 8$). Como puede observarse, a partir de los 80 hay un incremento gradual de la importancia de los *shocks* provenientes de Europa, alcanzando un peso cercano al 65% a finales de los 90. Por el contrario, los *shocks* propios y estadounidenses

(9) Los resultados escalados para el *rolling*-VAR se han obtenido utilizando para todos los periodos un *shock* de tamaño igual al de la submuestra 1970:2-1985:4. Es decir, de tamaño 0,428 (véase cuadro 4).

explican cada vez menos las fluctuaciones de la economía española. Obsérvese que en la segunda mitad de los setenta los *shocks* provenientes de EE.UU. tendrían una fuerte influencia sobre España, en torno al 20%, debido posiblemente a que las crisis energéticas (*shock* mundial) se recogerían en nuestro modelo como un *shock* estadounidense.

El tamaño de las muestras utilizadas para hacer este ejercicio son pequeñas y, por tanto, los resultados deben tomarse con ciertas cautelas¹⁰. No obstante, el resultado es interesante porque nos ofrece una visión dinámica de los cambios en la transmisión e importancia de las distintas perturbaciones frente a los resultados obtenidos con sólo dos submuestras (cuadros 2 y 3). Ambos apoyan una misma idea: tras la integración económica se ha incrementado la importancia de Europa en las fluctuaciones de la tasa de crecimiento del PIB español y además, se ha incrementado el grado de respuesta de la economía española a los *shocks* europeos.

3. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha cuantificado la importancia relativa de los *shocks* estadounidenses, europeos y propios en la explicación de las fluctuaciones de la economía española antes y después de la integración en las Comunidades Europeas. La metodología utilizada ha sido la de VAR estructurales. Los instrumentos utilizados permiten discernir hasta qué punto los comportamientos observados se deben a cambios en la magnitud relativa de los *shocks* y/o a cambios en los mecanismos de transmisión.

Los principales resultados de este estudio son los siguientes. En primer lugar, los efectos sobre la economía española de un *shock* europeo han aumentado después de la integración, en el sentido de que un *shock* del mismo tamaño afectaría hoy más al PIB español de lo que lo hacía en los setenta. Esto significa que se han fortalecido los canales de transmisión de los *shocks* y/o que la estructura de la economía española ha cambiado. Queda descartada la idea de que la mayor influencia de Europa en España pudiera explicarse por un cambio en el tamaño relativo de los *shocks*, es decir, que los *shocks* europeos hubiesen sido de mayor magnitud que los españoles desde mediados de los ochenta. En dicho periodo lo que ocurrió fue justo lo contrario, se produjo un aumento del tamaño de los *shocks* españoles y una caída del de los europeos.

El segundo resultado hace referencia a los efectos sobre el crecimiento español de un *shock* interno antes y después de la integración. Por una parte, el grado de respuesta de la economía española a sus propios *shocks* se ha reducido drásticamente y, por otra parte, desde 1992 también la magnitud de los *shocks* propios se ha reducido. Conjuntamente, estos hechos hacen que las perturbaciones europeas influyan cada vez más en el ciclo español.

El tercer resultado hace referencia a los efectos de un *shock* estadounidense. A pesar de que la propagación de los *shocks* estadounidenses parece no haber

(10) En el *rolling*-VAR se utilizaron dos retardos lo que, dado que cada ventana tiene 40 observaciones, cada ecuación del VAR se estimó con 33 grados de libertad.

cambiado, estos *shocks* han disminuido su importancia en la explicación del ciclo español debido a que su magnitud relativa se ha reducido.

Estos resultados pueden contribuir a explicar el aumento de la correlación entre el ciclo español y europeo. El aumento de la sincronía cíclica con Europa podría explicarse, como se ha comentado en la introducción, por un cambio en el tamaño relativo de los *shocks* (volatilidad relativa) o porque la economía española reacciona con más intensidad a un determinado tamaño de *shock*. La correlación podría haber aumentado porque la volatilidad de los *shocks* mundiales y/o europeos hubiese crecido con respecto a los españoles. Pero lo que ha ocurrido ha sido justo lo contrario: la volatilidad de los *shocks* propios de la economía española aumentó sustancialmente y la de los europeos y americanos se redujo. Por tanto, el cambio en el tamaño relativo de los *shocks* actuó justo en el sentido inverso al que hubiese favorecido el incremento de la correlación. Así pues, este incremento de la sincronía cíclica sólo puede explicarse por el segundo factor, es decir, porque la economía española reacciona con más intensidad a los *shocks* mundiales y sobre todo europeos, y menos a los propios. Los resultados de la descomposición de la varianza y el ejercicio de simulación, muestran claramente que esto es lo que ha ocurrido. Se han reforzado los canales de transmisión con Europa y, a su vez, la economía española es menos sensible a sus propios *shocks*. Por todo ello podría esperarse que la sincronía cíclica con Europa perdurase en el tiempo, pues parece haberse producido una integración económica real acompañada de cambios en la estructura económica que hacen al ciclo español cada vez más parecido al europeo.

ANEXO 1: FUENTES ESTADÍSTICAS, DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES Y CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN

Todos los datos son trimestrales, están desestacionalizados y se han obtenido de las bases de datos *Main Economic Indicators* de la OCDE. Sólo en el caso de Alemania, para obtener una muestra más amplia, se utilizó una fuente diferente. Para todos los países (excepto Alemania) se ha utilizado la variable GDP VOLUME INDEX SA / Index publication base SA (siguiendo la notación de la base de datos). Los códigos son:

EE.UU_NAGVVO01_IXOBSA	E15_NAGVVO01_IXOBSA
ESP_NAGVVO01_IXOBSA	FRA_NAGVVO01_IXOBSA
GBR_NAGVVO01_IXOBSA	ITA_NAGVVO01_IXOBSA

Para Alemania se utilizó la serie GDP (PAN BD desde 1991) CONA, obtenida de la base de datos *Datastream* (código de Datastream BDGDP...D). Esta serie procede de la OCDE *National Accounts* y fue corregida para tener en cuenta el salto en 1991 debido a la reunificación alemana.

Los periodos muestrales abarcan desde 1970:1 hasta 2002:1, excepto la serie de Alemania y Reino Unido que finalizan en 2002:2 y la de Italia que lo hace en 2001:4.

Cuadro A1: Contrastes de especificación

	Primera submuestra (1970:1-1985:4)						Segunda submuestra (1986:1-2002:1)		
	USA	E15	ESP	USA	E15	ESP	USA	E15	ESP
Q	0,791	0,726	0,651	0,620	0,636	0,248	0,966	0,463	0,396
p = 4	0,996	0,876	0,834	0,889	0,848	0,777	0,268	0,446	0,482
p = 8	0,268	0,446	0,947	0,081	0,050	0,001	0,482	0,307	0,482
LM	0,482	0,307	0,244	0,276	0,085	0,000	0,883	0,198	0,883
p = 4	0,883	0,198	0,372	0,118	0,116	0,006	0,161	0,029	0,161
p = 8	0,161	0,029	0,721	0,535	0,614	0,074	0,838	0,283	0,838
ARCH	0,838	0,283	0,045	0,686	0,895	0,319	0,949	0,759	0,949
p = 4	0,949	0,759	0,225	0,202	0,993	0,105	0,930	0,791	0,930
p = 8	0,930	0,791	0,160	0,059	-0,850	0,036	-0,030	0,096	-0,030
Normalidad	-0,030	0,096	-0,060	2,310	6,200	3,140	3,606	4,453	3,606
Asimetría	3,606	4,453	2,470	0,544	0,000	0,967	0,633	0,071	0,633
Kurtosis	0,633	0,071	0,700						
JB									

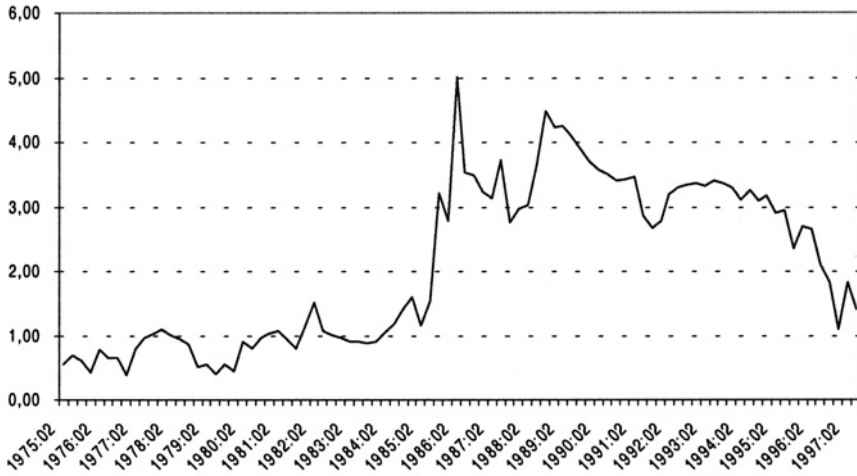
* La tabla muestra *p-values* de diferentes contrastes acerca de las propiedades de los residuos de los modelos VAR estimados. Para contrastar la presencia de autocorrelación se utilizaron contrastes Ljung-Box (Q) y de Breusch-Godfrey (LM) para distintos órdenes (p). Para contrastar la presencia de heteroscedasticidad condicional autorregresiva se efectuaron contrastes de multiplicadores de Lagrange en los residuos de cada ecuación. La tabla asimismo muestra los coeficientes de asimetría y kurtosis de los residuos, así como el *p-value* del contraste de normalidad de Jarque y Bera (JB).

Fuente: Elaboración propia.

ANEXO 2. RESULTADOS CON MEDIDAS ALTERNATIVAS DEL COMPONENTE CÍCLICO

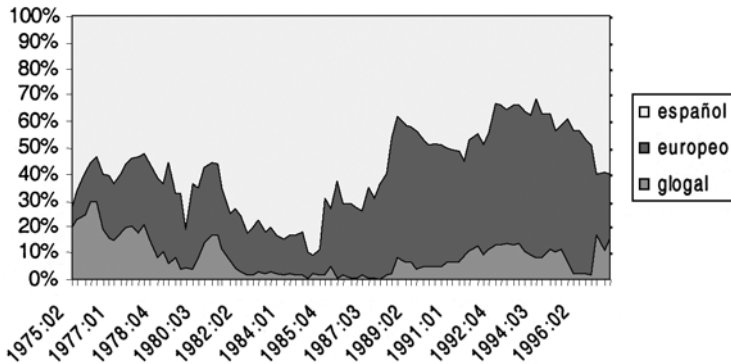
Cuadro A2: EFECTOS SOBRE ESPAÑA (FILTRO HODRICK Y PRESCOTT)												
a) Función de impulso respuesta												
Shock		No escalado					Escalado					
		0	4	8	20	20	0	4	8	20		
EE.UU.	70-85	-0,00	0,33	0,70	0,26	0,26	-0,00	0,33	0,70	0,26	0,26	
	86-02	-0,00	0,42	1,34	0,98	0,98	-0,00	0,94	2,55	2,21	2,21	
E15	70-85	0,17	0,99	1,01	0,75	0,75	0,17	0,99	1,01	0,75	0,75	
	86-02	0,32	1,30	1,42	0,72	0,72	0,47	1,94	2,12	1,07	1,07	
ESP	70-85	0,30	1,41	1,63	1,23	1,23	0,30	1,41	1,63	1,23	1,23	
	86-02	0,52	1,43	1,91	1,83	1,83	0,30	0,83	1,11	1,06	1,06	
b) Descomposición de la varianza												
Shock		No escalado					Escalado					
		0	4	8	20	20	0	4	8	20		
EE.UU.	70-85	00,00	4,75	9,23	11,81	11,81	00,00	4,75	9,23	11,81	11,81	
	86-02	00,00	5,69	16,08	17,46	17,46	00,00	21,66	47,11	46,39	46,39	
E15	70-85	24,00	31,26	29,73	31,45	31,45	24,00	31,26	29,73	31,45	31,45	
	86-02	27,11	38,96	33,95	39,97	39,97	70,98	64,42	43,22	46,14	46,14	
ESP	70-85	76,00	63,99	61,05	56,74	56,74	76,00	63,99	61,05	56,74	56,74	
	86-02	72,89	55,35	49,97	42,57	42,57	29,02	13,92	9,67	7,47	7,47	

Gráfico A2.1A: *ROLLING*-RESPUESTA DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA A UN *SCHOK* EUROPEO DE TAMAÑO CONSTANTE TRAS 8 TRIMESTRES (*ROLLING*-VAR ESCALADO, $n = 8$)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico A2.1B: *ROLLING*-DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA PARA ESPAÑA PARA UN HORIZONTE DE 8 TRIMESTRES (*ROLLING*-VAR NO ESCALADO, $n = 8$)



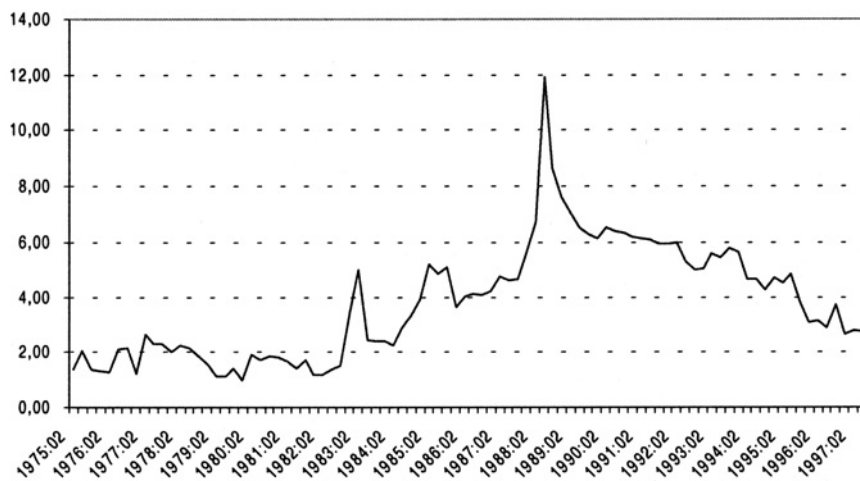
Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A2.2: EFECTOS SOBRE ESPAÑA (TASA INTERANUAL DE CRECIMIENTO)

a) Función de impulso respuesta		No escalado					Escalado						
		0	4	8	20	20	0	4	8	20			
<i>Shock</i>													
EE.UU.	70-85	0,05	0,72	1,16	0,40	0,05	0,72	1,16	0,40	0,05	0,72	1,16	0,40
	86-02	0,15	0,887	2,07	2,35	0,32	1,91	4,53	5,14	0,32	1,91	4,53	5,14
E15	70-85	0,30	2,21	2,76	2,48	0,30	2,21	2,76	2,48	0,30	2,21	2,76	2,48
	86-02	0,60	2,65	3,23	2,44	0,92	4,03	4,91	3,71	0,92	4,03	4,91	3,71
ESP	70-85	0,49	2,75	4,74	5,63	0,49	2,75	4,74	5,63	0,49	2,75	4,74	5,63
	86-02	0,79	2,11	2,56	2,76	0,49	1,33	1,61	1,74	0,49	1,33	1,61	1,74
b) Descomposición de la varianza		No escalado					Escalado						
<i>Shock</i>													
EE.UU.	70-85	0,98	4,54	4,89	7,99	0,98	4,54	4,89	7,99	0,98	4,54	4,89	7,99
	86-02	2,21	5,58	15,62	18,94	8,89	16,13	37,42	42,60	8,89	16,13	37,42	42,60
E15	70-85	26,42	37,76	29,46	26,68	26,42	37,76	29,46	26,68	26,42	37,76	29,46	26,68
	86-02	36,45	53,08	47,09	47,06	70,61	73,94	55,29	51,04	70,61	73,94	55,29	51,04
ESP	70-85	72,60	57,71	65,65	65,40	72,60	57,71	65,65	65,40	72,60	57,71	65,65	65,40
	86-02	61,33	41,34	36,54	34,00	20,50	9,93	7,28	6,36	20,50	9,93	7,28	6,36

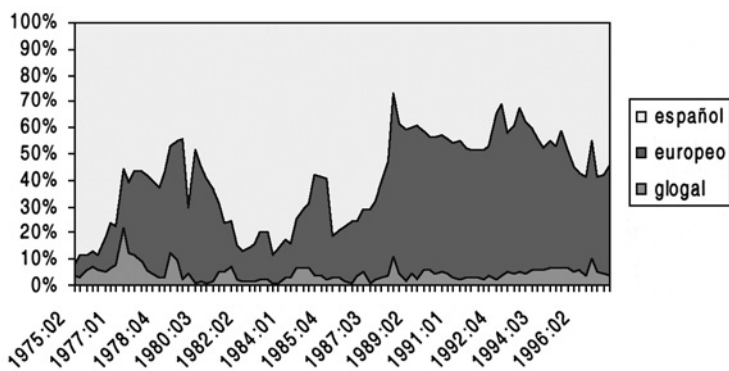
Fuente: Elaboración propia.

Gráfico A2.2A: *ROLLING*-RESPUESTA DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA A UN *SHOCK* EUROPEO DE TAMAÑO CONSTANTE TRAS 8 TRIMESTRES (*ROLLING*-*VAR* ESCALADO, $n = 8$)



Fuente: Elaboración propia.

Gráfico A2.2B: *ROLLING*-DESCOMPOSICIÓN DE LA VARIANZA PARA ESPAÑA PARA UN HORIZONTE DE 8 TRIMESTRES (*ROLLING*-*VAR* NO ESCALADO, $n = 8$)



Fuente: Elaboración propia.



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrés, J., R. Doménech y A. Fátas (2004): "The stabilizing role of government size", CEPR Discussion Paper Series n.º 4384.
- Artis, M.J y W. Zhang (1997): "International business cycles and the ERM: Is there a European business cycle?", *Journal of Finance and Economics*, n.º 2(1), págs. 1-16.
- Artis, M.J. y W. Zhang (1999): "Further evidence on the international business cycle and the ERM: is there a European business cycle?", *Oxford Economic Papers*, n.º 51, págs. 120-132.
- Artis, M. (2004): Is there a European business cycle?, en Horst Siebert (ed.): *Macroeconomic policies in the world economy*. Berlin. Springer Verlag.
- Artis, M., D. Osborn y P.J. Pérez (2004): "The International Business Cycle in a Changing World: Volatility and the Propagation of Shocks", CEPR Discussion Paper Series, n.º 4652.
- Backus, D.K. y P.J. Kehoe (1992): "International evidence on the historical properties of business cycles", *American Economic Review*, n.º 82, págs. 864-888.
- Ballabriga, F., M. Sebastián y J. Vallés (1999): "European Asymmetries", *Journal of International Economics*, n.º 48, págs. 233-53.
- Baxter, M. y R.G. King (1999): "Measuring business cycles: Approximate band-pass filters for economic time series", *Review of Economics & Statistics*, n.º 81 (4), págs. 575-93.
- Baxter, M. y A. Stockman (1989): "Business cycles and the Exchange-rate Regime: Some International Evidence", *Journal of Monetary Economics*, n.º 23, págs. 337-400.
- Bergman, U.M., M.D. Bordo, y L. Jonung (1998): "Historical evidence on business cycles: The international experience", en J.C. Fuhrer y S.Schuh (eds.): *Beyond shocks: What causes business cycles?* Boston, págs. 65-113.
- Borondo, C., Y. González y B. Rodríguez, (1999): "Convergencia cíclica dentro de la Unión Europea: El caso de España", *Moneda y Crédito*, n.º 208, págs. 171-220.
- Canova, F., M. Cicarelli y E. Ortega (2004): "Similarities and convergence in G-7 cycles". Working Paper Series 312, European Central Bank.
- van Dijk, D., D.R. Osborn y M. Sensier, (2002): "Changes in the variability of the business cycle in the G7 countries", Centre for Growth and Business Cycle Research, University of Manchester, Discussion Paper 16.
- Doyle, B. y J. Faust (2002): "An investigation of co-movements among the growth rates of the G-7 countries", *Federal Reserve Bulletin*, October, págs. 427-437.
- Frankel, J. y A. Rose (1998): "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria", *Economic Journal*, n.º 108, págs. 1009-25.
- Fiorito, F. y T. Kollintzas (1994): "Stylized facts of business cycles in the G7 from a real business cycles perspective", *European Economic Review*, n.º 38, págs. 235-269.
- Gardeazabal J. y M.C. Iglesias (2000): ¿Causan los ciclos del G7 el ciclo español?, *Revista de Economía Aplicada*, n.º 24, págs. 39-80.
- Gerlach, S. (1988): "World business cycles under fixed and flexible exchange rates", *Journal of Money, Credit and Banking*, n.º 20, págs. 621-632.
- Hodrick, R. y E.C. Prescott (1997): "Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, n.º 29, págs. 1-16.
- Kim, C.J. y C.R. Nelson (1999): "Has the US economy become more stable? A Bayesian approach based on a Markov switching model of the business cycle", *Review of Economics and Statistics*, n.º 81, págs. 608-616.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt y Y. Shin (1992): "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, n.º 54, págs. 159-178.

- Kose, M.A., C. Otrok y C.H. Whiteman (2003): "International business cycles: World, region and country-specific factors", *American Economic Review*, n.º 93, págs. 1216-1239.
- Lumsdaine, R.L. y E.S. Prasad (2003): "Identifying the common components of international economic fluctuations: A new approach", *Economic Journal*, n.º 113, págs. 101-127.
- Lütkepohl, H. (1991): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlín.
- McConnell, M.M. y G. Pérez-Quirós (2000): "Output fluctuations in the United States: What has changed since the early 1980's", *American Economic Review*, n.º 90, págs. 1464-1476.
- Mundell, R. (1961): "A Theory of Optimum Currency Areas", *American Economic Review*, n.º 51, págs. 657-665.
- Pérez, P.J., Osborn, D.R. y M. Sensier (2003): "Business cycle affiliations in the context of European integration", Working Papers and Studies. Eurostat. KS-AN-03-069-EN-N.
- Pérez, P.J. (2003): "Fuentes de variabilidad en las principales economías occidentales", *Investigaciones Económicas*, n.º XXVII (3), págs. 565-591
- Perron, P. (1988): "Trends and random walks in macroeconomics time series: Further evidence from a new approach", *Journal of Economics Dynamics and Control*, n.º 12, págs. 297-232.
- Pesaran, H. y Y. Shin (1998): "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models", *Economics letters*, n.º 58, págs. 17-29.
- Runkle, D. (1987): "Vector autoregressions and reality", *Journal of Economics and Business Statistics*, n.º 4, págs. 435-442.
- Stock, J.H. y M. Watson (2002): "Has the business cycle changed and why", NBER Working Papers, n.º 9127.
- Stock, J.H. y M. Watson (2003): "Understanding changes in international business cycle dynamics", NBER Working Papers, n.º 9859.
- Viñals, J. y J.F. Jimeno (1998): "The Impact of the EMU on European Unemployment", Oesterreichische Nationalbank, Working Paper, n.º 34.

Fecha de recepción del original: marzo, 2005

Versión final: febrero, 2006

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyse whether the impact of European *shocks* in the Spanish economy has increased after the entry of Spain into the European Community. Using VAR models, we try to disentangle if the changes observed are due to a change in the size of the *shocks* or in the propagation effects. The results shows that after 1986, despite the decrease in the size of European *shocks*, their impact on the Spanish business cycle has increased due to the greater sensitivity of the Spanish economy to these *shocks*.

Key words: economic fluctuations, European integration, volatility.

JEL classification: E32, E37, C32.