

## ¿CAUSAN LOS CICLOS DEL G7 EL CICLO ESPAÑOL?\*

JAVIER GARDEAZÁBAL  
MARÍA CARMEN IGLESIAS  
*Universidad del País Vasco*

En este artículo analizamos las relaciones de causalidad entre los componentes cíclicos del PIB de los países del G7 y de España. Utilizamos diferentes métodos de filtrado univariantes para extraer los componentes cíclicos, lo cual permite comprobar la robustez de los resultados al método de filtrado. La evidencia empírica que presentamos sugiere que hay causalidad instantánea entre los ciclos español, francés e italiano y que los ciclos de Italia y Reino Unido causan en el sentido de Granger el ciclo económico español. Al realizar una descomposición ciclo-tendencia multivariante observamos que el ciclo económico español es débilmente exógeno respecto de los ciclos comunes del G7 y España.

*Palabras clave:* ciclos de negocios, filtros, transmisión internacional, causalidad.

*Clasificación JEL:* E32, C32.

Dentro de la Teoría de los Ciclos Reales (CR) ha surgido interés por el estudio de los ciclos en el contexto internacional. Backus y Kehoe (1992), Backus, Kehoe y Kydland (1992, 1995) y Baxter (1995) son buena muestra, aunque limitada, de esta literatura, que en adelante denominaremos como literatura sobre Ciclos Reales Internacionales (CRI). Una parte importante del esfuerzo que han aportado los economistas en este campo se ha concentrado en el estudio del origen de los ciclos y los canales o mecanismos a través de los cuales las fluctuaciones cíclicas se transmiten entre países.

Los modelos de CR han identificado, entre otros, dos fuentes u orígenes de los ciclos económicos, las perturbaciones o *shocks* que afectan a la productividad y al gasto público. Asimismo, en la literatura de los CRI se han identificado varios canales de transmisión de los ciclos entre países. El primero, y quizás más popular, es el comercio internacional de bienes (finales e intermedios). Si este canal es operativo, las depresiones y auges de los socios comerciales de un país deberían

---

(\*) Quisieramos agradecer la ayuda y comentarios recibidos de Marta Regúlez, Sergio Restrepo, Jesús Vázquez y dos evaluadores, así como la financiación recibida MEC-DGESIC PS95-0110, PB97-0620 y de la Universidad del País Vasco UPV-035.321-HB067/96. María Carmen Iglesias agradece la financiación mediante una beca del Programa de Formación de Investigadores del Gobierno Vasco.

influir sobre el volumen de sus exportaciones e importaciones. Canova y Dellas (1993) estudiaron la importancia del comercio internacional como canal de transmisión de los ciclos. Para una muestra de diez países industrializados (Estados Unidos, Alemania, Japón, Reino Unido, Francia, Italia, Suecia, Australia, Canadá y África del Sur) observaron que el comercio internacional sólo tuvo un efecto moderado sobre la transmisión internacional de los ciclos y que este efecto fue mayor en el período anterior a 1973.

El segundo mecanismo de transmisión de los ciclos económicos es la libre o parcial movilidad internacional del factor capital que conduce a la integración financiera entre países. Según este mecanismo de propagación de los ciclos, una economía pequeña que aumente su grado de integración financiera importará unas condiciones financieras del exterior y éstas pueden tener efectos sobre el sector real de la economía. En particular, la integración financiera permite suavizar el perfil temporal del consumo ante la presencia de *shocks* específicos a los países. Baxter y Crucini (1995) estudiaron teóricamente la importancia de la integración financiera en la transmisión internacional de los ciclos y concluyeron que incluso en el caso en el que la integración financiera no sea completa, las fluctuaciones económicas se transmiten internacionalmente vía el comercio de activos financieros.

El tercer mecanismo de transmisión, y quizás menos evidente, es la posible correlación entre los *shocks* que afectan a las distintas economías. En este sentido, cabría esperar que la correlación entre los *shocks* indujera correlación entre las macromagnitudes de distintas economías, aún cuando los otros mecanismos de propagación no fuesen operativos<sup>1</sup>. También en el estudio mencionado anteriormente, Canova y Dellas (1993) estudiaron la importancia de la correlación entre los *shocks* que afectan a cada economía y observaron que ésta era positiva aunque pequeña y no significativa en la mayor parte de los casos.

Estos tres canales de transmisión de los ciclos pueden operar independientemente como así lo demuestran Canova y Marrinan (1998). En otras palabras, Canova y Marrinan demuestran que los tres mecanismos descritos anteriormente son individualmente capaces de transmitir las fluctuaciones entre distintos países. Sin embargo, es de esperar que en la realidad los mecanismos de propagación actúen conjuntamente a la hora de transmitir los ciclos de unas economías a otras. En la actualidad no existe evidencia empírica sobre la importancia relativa de los tres mecanismos. Sin embargo, es nuestra creencia que en la profesión existe una tendencia a adjudicar al primero de los mecanismos, el comercio internacional, quizás por ser el más evidente, un papel muy importante. Al operar de forma conjunta, estos mecanismos bien podrían dar lugar a resultados que pudieran estar en contra de la intuición basada en la creencia de otorgar al comercio internacional un papel determinante.

Aunque es de crucial importancia conocer los mecanismos de propagación de los ciclos, en este artículo no estudiamos tales mecanismos. Por el contrario, este

---

(1) Nótese que aún cuando los *shocks* tuviesen un origen común, digamos *shocks* al gasto público, es necesaria la correlación entre *shocks* para que se produzca la transmisión internacional de los ciclos. Es decir, el origen común de los ciclos no es condición suficiente para su transmisión internacional.

artículo se centra en determinar empíricamente si los ciclos de un grupo de países afectan a los ciclos de un país. En particular estamos interesados en cuantificar el efecto de los ciclos del G7 (Alemania, Canadá, Francia, Italia, Japón, Reino Unido y Estados Unidos) sobre el ciclo español. En resumen, el análisis que realizamos es descriptivo, tratando de determinar la influencia de los ciclos del G7 sobre el ciclo español. En consecuencia, por tratarse de un análisis meramente descriptivo, no podemos determinar cuáles son los mecanismos de transmisión de esos ciclos<sup>2</sup>. Nuestro objetivo es distinto al de Dolado, Sebastián y Vallés (1993) que describieron las regularidades empíricas del ciclo económico español y las compararon con las de otros países de la OCDE, pero no centraron su análisis en determinar si los ciclos de los países de la OCDE influyeron sobre el ciclo español.

Podemos clasificar a los países del G7 en dos subgrupos, los que pertenecen a la Unión Europea (Alemania, Francia, Italia y Reino Unido) y los que no (Canadá, Japón y Estados Unidos). Existe una mayor apertura al comercio internacional y a la movilidad de capital entre los países del primer grupo que entre los países de diferentes grupos. Este hecho puede sugerir que dos de los tres mecanismos de propagación discutidos anteriormente (el comercio internacional y la movilidad del capital) pueden operar con mayor fuerza dentro del primer grupo de países. Además, la coordinación de las políticas fiscales dentro de la Unión Europea puede dar lugar a correlación entre los *shocks* fiscales que se manifieste en alta correlación entre los componentes cíclicos de magnitudes macroeconómicas de los países europeos del G7. En este sentido cabría esperar que sea el ciclo de las economías del primer grupo el que afecte en mayor medida al ciclo económico español. Como veremos más adelante, efectivamente encontramos que es el ciclo económico de un subgrupo de países de la Unión Europea el que influye en las fluctuaciones cíclicas españolas.

Sea cual fuere el mecanismo subyacente de transmisión internacional de los ciclos, éstos se manifiestan en muchas, si no en todas, las variables macroeconómicas. En este artículo, consideraremos únicamente el componente cíclico del PIB, sin considerar otras variables. Esta elección puede no ser adecuada para determinados fines, pero si el objetivo es medir el efecto agregado de los ciclos de un grupo de países sobre el ciclo de otro país, pocos economistas no estarían de acuerdo con que el PIB es la primera macromagnitud a considerar. Al analizar el efecto de los ciclos del G7 sobre el ciclo español y restringir nuestro análisis a los componentes cíclicos del PIB de estos países tenemos ocho series temporales a estudiar. Si extendiésemos nuestro análisis a otras  $(n - 1)$  variables, tendríamos

---

(2) Existen numerosos artículos [Dolado, Sebastián y Vallés (1993), Fiorito y Kollintzas (1994), Artis y Zhang (1995), Backus y Galí (1996), Borondo, González y Rodríguez (1999)] que tienen un objetivo meramente descriptivo, es decir, simplemente se computan y analizan los estadísticos calculados con datos de varias economías nacionales. Esta forma de proceder permite alcanzar, al menos, tres objetivos. Primero, caracterizar los ciclos económicos de las distintas economías. Segundo, al comparar los estadísticos de distintas economías se pueden establecer similitudes entre los ciclos económicos. Tercero, se puede determinar el grado de sincronía entre los ciclos de distintas economías. Este tipo de análisis empírico puede constatar hechos, pero no puede determinar su origen. Para ello es necesario la utilización de modelos teóricos de CRI, que permitan investigar cuáles son los mecanismos que generan la similitud y sincronía entre los ciclos nacionales.

ocho veces  $n$  variables para ser analizadas, complicándose el análisis al aumentar la dimensión del vector de series a estudiar. En este sentido actuamos como lo hacen Canova y Marrinan (1998), analizando únicamente los componentes cíclicos del PIB.

¿Cómo podemos medir la influencia de los ciclos del PIB de los países del G7 sobre las fluctuaciones cíclicas del PIB español? Una primera aproximación consiste en estimar la función de correlación cruzada del componente cíclico del PIB de las economías del G7 y España para distintos retardos y adelantos. Ésta es una práctica generalizada. Así por ejemplo, Artis y Zhang (1999) calcularon funciones de correlación cruzada entre los componentes cíclicos de índices de producción industrial de los países del G7 más Bélgica, España, Holanda, Irlanda y Portugal. Fiorito y Kollintzas (1994) estimaron funciones de correlación cruzada entre los componentes cíclicos de distintas magnitudes de países del G7<sup>3</sup>. Backus y Galí (1996) estimaron funciones de correlación cruzada entre el PIB de exactamente el mismo grupo de países que aquí nos interesa<sup>4</sup>. En la misma línea, Borondo, González y Rodríguez (1999) también calcularon las funciones de correlación cruzada entre los componentes cíclicos de diversas magnitudes de países de la UE más Japón y Estados Unidos con los componentes cíclicos de las mismas magnitudes españolas. Royuela y Pons (1997) también estimaron las funciones de correlación cruzada de magnitudes españolas *vis a vis* cada uno de los países del G7, con datos reales y con datos generados por un modelo de CRI calibrado al efecto. Sería muy largo resumir los patrones de correlaciones cruzadas que se encuentran en los trabajos anteriormente mencionados, por lo que no lo hacemos. Sin embargo, más adelante presentamos un cuadro con las correlaciones cruzadas de los componentes cíclicos del PIB de los países del G7 y España que es aproximadamente equivalente a la evidencia que muestran esos trabajos<sup>5</sup>. En todos estos artículos, la evidencia empírica aportada consiste en la comparación de las funciones de correlación cruzada del componente cíclico del PIB (y otras macromagnitudes) de diferentes países.

En este trabajo argumentamos que la inspección de las funciones de correlación cruzada no es un procedimiento adecuado para inferir patrones de transmisión internacional de los ciclos económicos. Existen varias razones para ello. Primera, la inspección visual de la función de correlación cruzada estimada, práctica habitual en la literatura, puede inducir inferencia incorrecta si valores elevados de la función de correlación son, no obstante, estadísticamente no significativos. Este problema puede obviarse si se contrasta la significatividad de los coeficientes de

---

(3) Fiorito y Kollintzas (1994) consideraron únicamente correlaciones cruzadas entre magnitudes cíclicas de un mismo país, sin analizar las correlaciones cruzadas entre magnitudes cíclicas de distintos países.

(4) Backus y Galí (1996) utilizan como país de referencia los Estados Unidos en un caso, un agregado del G7 en otro caso y otro agregado de países europeos en otro caso.

(5) Hay algunas diferencias entre estas estimaciones que presentamos en el cuadro 1 y las que presentan los autores mencionados. Las diferencias se deben a varios motivos: distinto período muestral, nuestras medidas del PIB son números índices y trabajamos en logaritmos, no siendo siempre así en los trabajos mencionados.

correlación cruzada, algo que no es una práctica habitual. Segunda, y fundamental, el análisis de elementos particulares de las funciones de correlación cruzada sólo puede aportar información sobre correlaciones entre variables (con cierto retardo) sin tener en cuenta otros factores, es decir, sin corregir por el efecto de otras variables potencialmente explicativas<sup>6</sup>. Según esta línea argumental, el análisis de la función de correlación cruzada del componente cíclico del PIB de España y, digamos, Alemania, es incompleto, pues no tiene en cuenta el efecto indirecto de las fluctuaciones cíclicas de las otras economías.

En este trabajo proponemos un método alternativo para cuantificar la transmisión internacional de los ciclos, aplicándolo al caso de la influencia de los ciclos del G7 sobre el ciclo español. En particular, proponemos utilizar los parámetros de un VAR formado con los componentes cíclicos del PIB de las distintas economías, como instrumento para medir dicha relación. En realidad, estaríamos haciendo uso de una medida que no es sino una transformación de la función de correlación cruzada, o más concretamente, la función de autocovarianzas<sup>7</sup>. De esta forma, al estimar un VAR, tendríamos en cuenta la influencia de los retardos del componente cíclico del PIB de una economía del G7 sobre el componente cíclico del PIB español corregida por la influencia del componente cíclico del PIB de las restantes economías del G7. Una vez estimado el VAR, se puede realizar inferencia sobre sus coeficientes que permite contrastar hipótesis sobre causalidad entre los ciclos del G7 y el ciclo español. En particular, se pueden contrastar hipótesis de ausencia de causalidad en el sentido de Granger (1969), ausencia de causalidad instantánea [Lütkepohl (1992)] y exogeneidad débil [Engle, Hendry y Richard (1983)], según los casos.

Nuestra propuesta de medir la transmisión internacional de los ciclos mediante los coeficientes de un VAR es distinta a otras hechas en la literatura. Por ejemplo, Elliot y Fatás (1996), Canova y Ubide (1998) y Canova y Marrinan (1998) utilizan la función de impulso-respuesta para cuantificar la transmisión internacional de los ciclos. Si bien la función impulso-respuesta puede indicar la magnitud y retardos con los que se transmiten los ciclos económicos entre países, su utilización es criticable, pues se ha de imponer un *orden* al sistema que es en cualquier caso arbitrario y puede influir sobre los resultados obtenidos<sup>8</sup>. Sin embargo, en las referencias citadas, la utilización de la función-impulso respuesta, aún siendo criticable, lo es menos, pues al estimar sistemas con sólo tres variables, la identificación de la ordenación adecuada de las variables es relativamente fácil. En el presente trabajo no se utiliza la función-impulso respuesta porque, al ser el número de series utilizadas elevado, tendríamos que imponer un orden arbitrario cuya idoneidad no podríamos verificar.

---

(6) Este argumento es similar al argumento según el cual para realizar inferencia sobre el efecto de una variable sobre otra en un modelo de regresión se han de incluir en la regresión todas aquellas otras variables que potencialmente puedan influir sobre la variable a explicar, pues en otro caso se puede incurrir en un sesgo por omisión de variables relevantes.

(7) Nótese que los parámetros de un VAR se pueden expresar en función de la función de autocovarianzas a través de las llamadas ecuaciones Yule-Walker.

(8) Orden, en el sentido de la ordenación de las series en el VAR.

Nuestro objetivo principal es analizar las relaciones de causalidad entre los ciclos económicos de España y del G7. Como es sabido los ciclos no son directamente observables. En efecto, las series temporales macroeconómicas son la conjunción de componentes tendenciales, cíclicos, estacionales e irregulares. En consecuencia, se plantea un problema importante a la hora de extraer el componente cíclico de las series, ya que no existe un consenso sobre qué método de filtrado utilizar para obtener los ciclos, aunque ciertamente el filtro de Hodrick y Prescott (1980, 1997) es el más utilizado en la literatura sobre CR.

En este trabajo, hemos optado por presentar la evidencia empírica utilizando diferentes métodos de filtrado existentes. Procediendo de esta forma pretendemos buscar relaciones causales entre los ciclos del G7 y las fluctuaciones cíclicas españolas que sean robustas al método de filtrado. De otra forma, pudiera suceder que la causalidad encontrada fuese en realidad espúrea, simplemente introducida por el método de filtrado. Así, en este trabajo, utilizamos varios métodos de filtrado que clasificamos atendiendo al número de series que filtran, teniendo filtros univariantes y filtros multivariantes. La utilización de filtros univariantes o multivariantes determina el tipo de inferencia que sobre causalidad se puede realizar. Así, para los casos en los que los filtros utilizados sean univariantes utilizaremos los conceptos de causalidad en el sentido de Granger y el de causalidad instantánea. Cuando los filtros utilizados sean filtros multivariantes utilizaremos el concepto de exogeneidad débil de Engle, Hendry y Richard (1983).

El resto de este artículo se organiza como sigue. En la sección 1, se presenta la evidencia empírica aportada. Esta sección está subdividida en dos partes. En la primera, se presenta el análisis causal con filtros univariantes y en la segunda dicho análisis utilizando los filtros multivariantes. En la sección 2, se recogen las conclusiones. Finalmente, se presentan dos apéndices, en el primero se describen los datos utilizados en el análisis empírico, en el segundo se describen los filtros utilizados.

## 1. EVIDENCIA EMPÍRICA

En este trabajo hemos utilizado datos trimestrales desestacionalizados del PIB para ocho países, el G7 y España, desde el primer trimestre de 1967 hasta el tercer trimestre de 1996 provenientes del compendio estadístico de la OCDE. En el apéndice A se encuentra una descripción más amplia de los datos utilizados.

Aunque existen razones<sup>9</sup> que justifican la conveniencia práctica de trabajar con series ajustadas estacionalmente, existen razones econométricas [Maravall (1993)]

---

(9) En la literatura sobre CRI, cuando se analizan los hechos estilizados de los datos, se suelen utilizar series temporales ajustadas estacionalmente, es decir, series temporales a las que se les ha extraído el componente estacional. Encontramos tres motivos por los cuales se ha generalizado el uso de series ajustadas estacionalmente. Por un lado, las fuentes estadísticas de donde provienen los datos, FMI y OCDE, proveen magnitudes del PIB/PNB ajustadas estacionalmente. Si el investigador quisiera utilizar datos no ajustados estacionalmente tendría que acudir a las fuentes estadísticas disponibles para cada uno de los países, con el consiguiente trabajo adicional de recopilación de datos. Por otro, puesto que el objetivo es extraer el componente cíclico, es muy conveniente, aun-

que aconsejan el uso de series temporales no ajustadas estacionalmente. No obstante, en la evidencia empírica que se aporta en este trabajo se utilizan series ajustadas estacionalmente, a las que llamaremos de aquí en adelante series originales.

El gráfico 1 presenta las series del (logaritmo del) PIB para los diferentes países. Observando dicho gráfico se puede ver que estas series presentan una tendencia creciente, lo cual es un rasgo identificativo de series no estacionarias. Esta no estacionariedad podría ser debida a una tendencia determinista o estocástica<sup>10</sup>. Los filtros que utilizamos en lo que sigue extraen el componente tendencial, sea éste estocástico o determinista. Hemos utilizado dos tipos de filtros para extraer el componente cíclico de las series: univariantes y multivariantes. Los filtros univariantes toman cada una de las series por separado y extraen el componente tendencial (e irregular dependiendo del caso), utilizando para ello solamente la información de la serie concreta con la que se está trabajando. Los filtros univariantes utilizados son: el filtro de Hodrick y Prescott (HP), el filtro resultante de aplicar primeras diferencias a la serie (PD), el alisado por medio de Medias Móviles (MM) y el filtro de Banda de Baxter y King (BK), (1995). En el apéndice B describimos cada uno de los filtros<sup>11</sup>. La elección de éstos y no otros filtros para eliminar el componente tendencial de las series temporales es, en cierta medida, arbitraria. Utilizamos los filtros HP, BK y PD, que son los más frecuentemente usados en la literatura de ciclos económicos. Además también utilizamos el filtro MM, que siendo muy parecido al filtro BK, resulta ser aplicable para el análisis de causalidad que presentamos más adelante, mientras que el filtro de BK no lo es. En cualquier caso, la utilización de distintos filtros no debe entenderse como una comparación de los filtros sino como un intento de analizar la robustez de los resultados al método de filtrado.

Los filtros multivariantes utilizan toda la información disponible en todas las series analizadas para extraer el componente cíclico de cada serie. En este trabajo utilizamos la descomposición ciclo-tendencia multivariante de Vahid y Engle (VE), (1993), en una versión generalizada para tener en cuenta la presencia de elementos deterministas en la representación multivariante del vector de series

---

que puede que no adecuado, trabajar con series a las que se les haya extraído previamente el componente estacional. Tercero, para extraer el componente cíclico de las series temporales se han utilizado en la literatura de CR varios filtros, entre los cuales destaca por su popularidad el filtro de Hodrick y Prescott, que extraen el componente tendencial de las series, pero que no están diseñados para extraer el componente estacional.

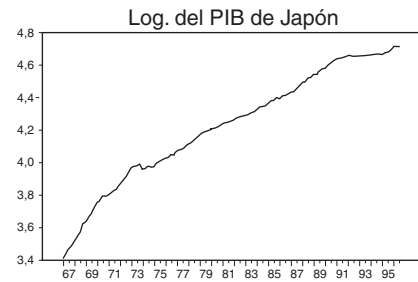
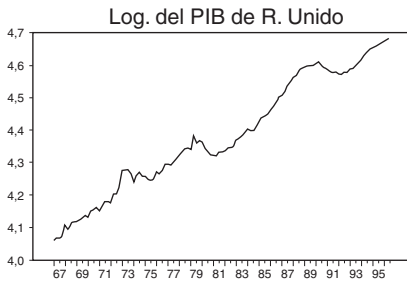
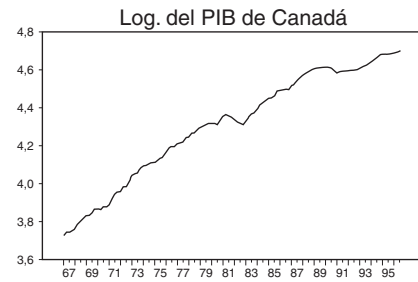
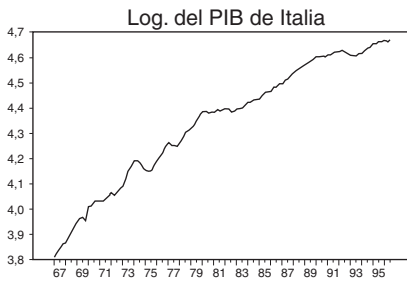
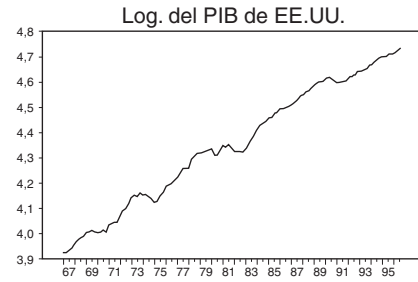
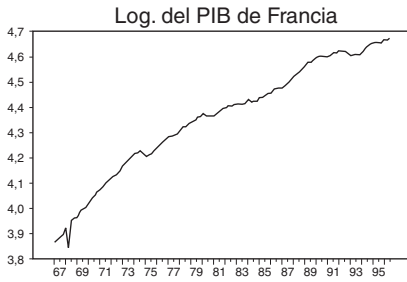
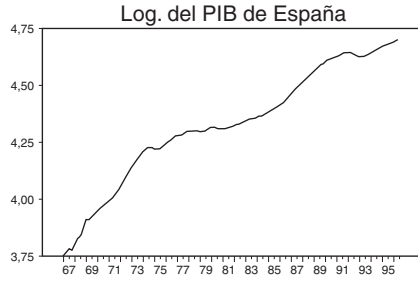
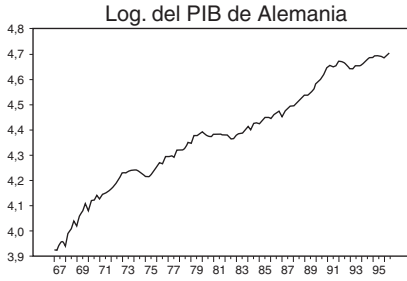
(10) En el análisis preliminar de las series se realizaron contrastes de raíz unitaria para todas las series. No obstante, optamos por no presentar los resultados en el texto para no alargar demasiado la exposición. Como es habitual en estos casos, la evidencia empírica es inconclusa. Utilizando el contraste de Dicky-Fuller aumentado, todas las series son I(1), incluso incluyendo una tendencia determinista. Sin embargo, al utilizar el contraste de Kwiatkowski *et al.* no se puede rechazar la hipótesis de estacionariedad en torno a una tendencia determinista para Alemania, Reino Unido, España, Estados Unidos y Japón.

(11) Baxter y King (1995) comparan los filtros aquí utilizados. En particular, su gráfico 6 presenta las funciones de ganancia de estos filtros. Basta con observar la función de ganancia del filtro de primeras diferencias para deducir que dicho filtro genera un efecto multiplicador del componente irregular de la serie con el consiguiente aumento del ruido.

---

Gráfico 1: SERIES DEL PIB EN LOGARITMOS

---





temporales. Este filtro, en su versión generalizada, también está descrito en el Apéndice B.

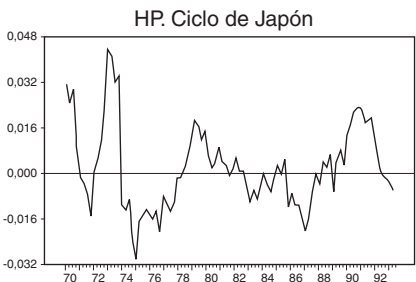
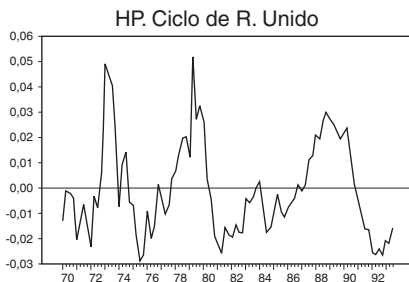
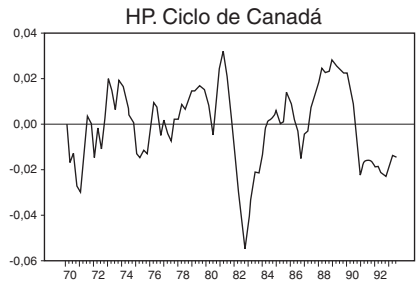
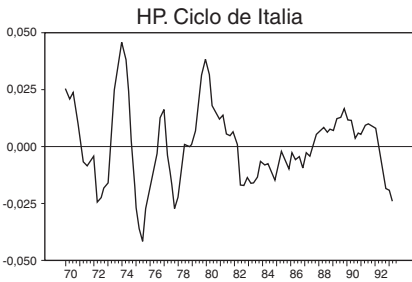
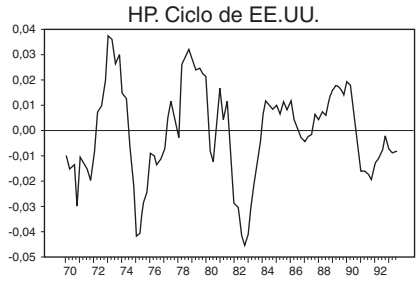
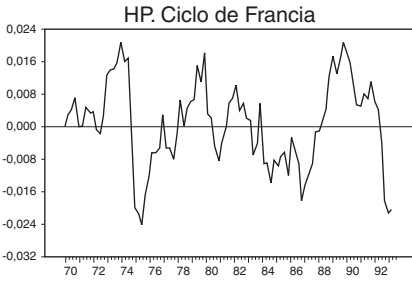
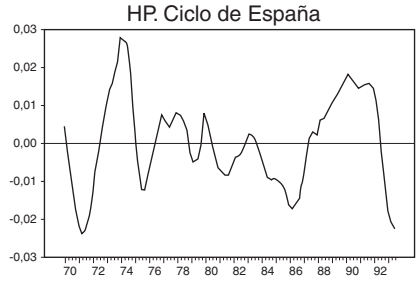
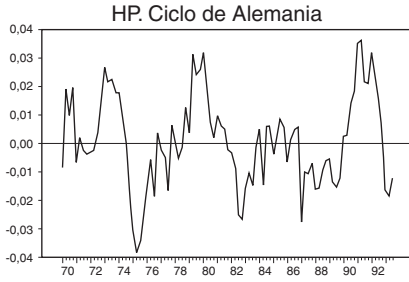
### 1.1. Análisis causal con filtros univariantes

Es práctica habitual en la literatura de los CR analizar los datos reales a los que previamente se les ha extraído el componente cíclico mediante la utilización de filtros univariantes. Nosotros hemos procedido de la misma forma, es decir, hemos extraído el componente cíclico de las series originales, obteniendo así cuatro vectores de series temporales  $y_i^j$ ,  $i = \text{HP, PD, MM y BK}$ . Al extraer los componentes cíclicos mediante los filtros MM y BK perdemos 12 observaciones tanto al principio como al final de la muestra. Para evitar la pérdida de observaciones al principio de la muestra hemos utilizado datos de las series originales desde el primer trimestre de 1967. Con objeto de poder realizar una comparación más justa entre los resultados obtenidos con los distintos filtros hemos decidido utilizar el mismo período muestral para analizar las series filtradas que, de aquí en adelante, será desde el primer trimestre de 1970 hasta el tercer trimestre de 1993.

Los gráficos 2a, 2b, 2c y 2d recogen los componentes cíclicos extraídos mediante los cuatro filtros. Comparando dichos gráficos se pueden observar varios hechos. Primero, ordenando los filtros de menor a mayor grado de suavizado resulta que las series generadas por el filtro BK son las más suaves, seguidas por aquéllas generadas por los filtros HP y MM mientras que las series generadas por el filtro PD son las menos suaves. Segundo, los componentes cíclicos son más parecidos entre unas economías y otras cuanto mayor es el grado de suavizado de las series. Tercero, cuanto mayor es el grado de suavizado, más claramente se observa el componente cíclico de las series. Cuarto, en el caso de España, recogido en el gráfico 3, los componentes cíclicos generados por HP, MM y BK son muy parecidos. Quinto, en el caso de España, no existe mucha diferencia entre los componentes cíclicos HP y BK, en contra de lo que en principio cabría esperar, pues el filtro HP no elimina el componente irregular de las series y BK si lo hace. Probablemente, la explicación de este fenómeno consiste en que la Contabilidad Nacional española elimina los componentes asociados a las frecuencias altas. Por último, observando el gráfico 2b se puede apreciar informalmente que las series en primeras diferencias son estacionarias, lo cual elimina la posibilidad de que las series fuesen integradas de orden 2,  $I(2)$ , pues, si fuese este el caso, las primeras diferencias serían integradas de orden uno,  $I(1)$ , y tendrían apariencia no estacionaria.

Una vez que se dispone de los componentes cíclicos de los datos originales se pueden computar una multitud de estadísticos descriptivos que de alguna forma muestren la relación entre las series bajo estudio. Así, siguiendo la práctica habitual en la literatura, hemos calculado las correlaciones cruzadas de los componentes cíclicos del PIB español con el componente cíclico del PIB de cada una de las economías del G7. Estas correlaciones cruzadas aparecen recogidas en el cuadro 1. Cada uno de los cuatro paneles del cuadro 1 se refiere a uno de los métodos de filtrado utilizados. Este cuadro es del tipo del que presentaron Backus y Galí (1995), excepto que aquí la economía de referencia es la española. Cada elemento del cuadro 1 indica el coeficiente de correlación cruzada entre el componente cíclico de la economía española y el componente cíclico de la economía de la fila correspon-

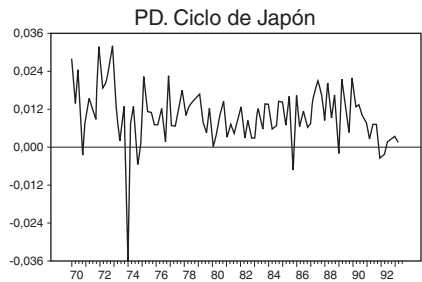
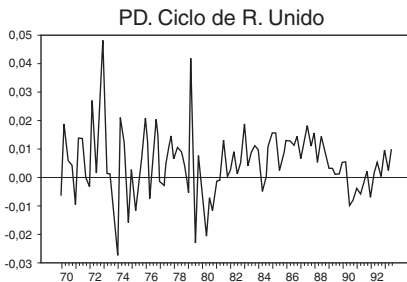
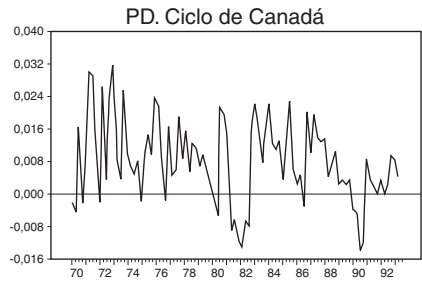
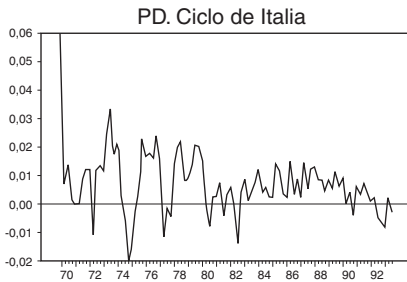
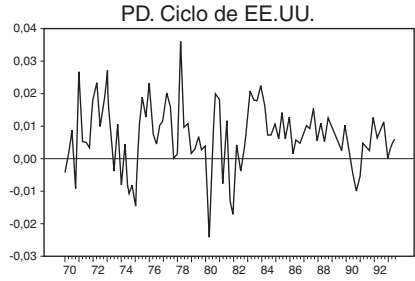
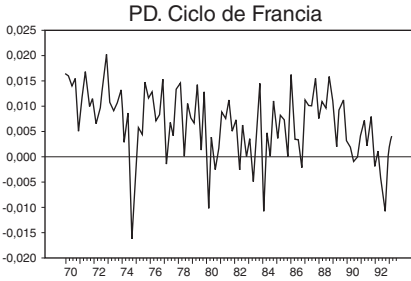
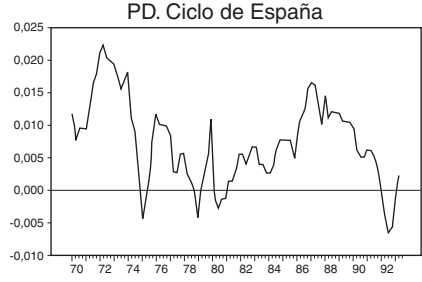
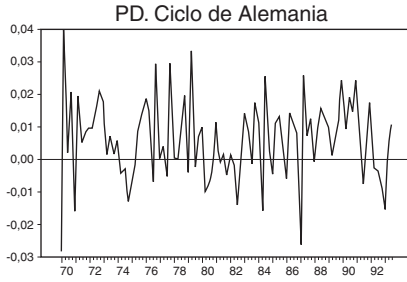
Gráfico 2a: CICLOS DE LAS SERIES. FILTRO HP



---

Gráfico 2b: CICLOS DE LAS SERIES. FILTRO PD

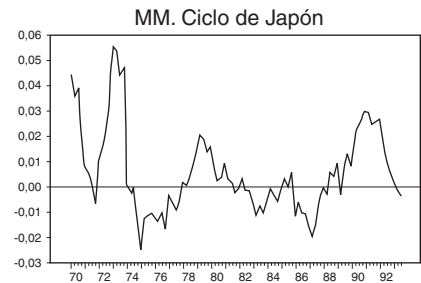
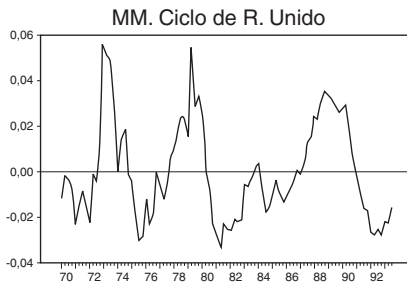
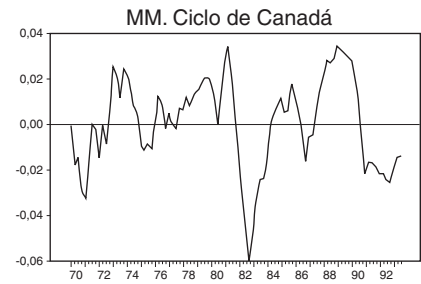
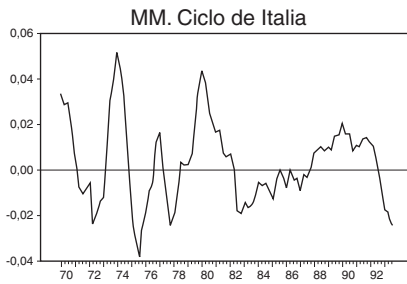
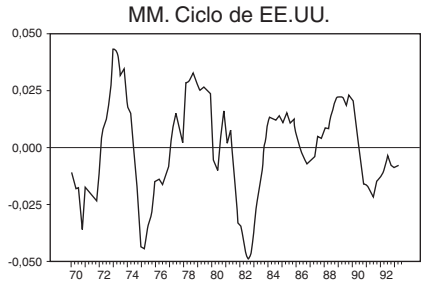
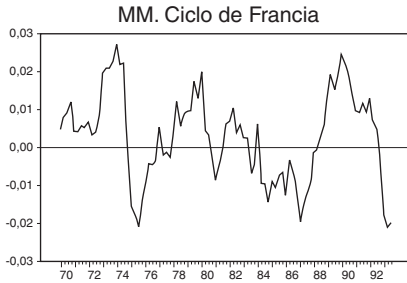
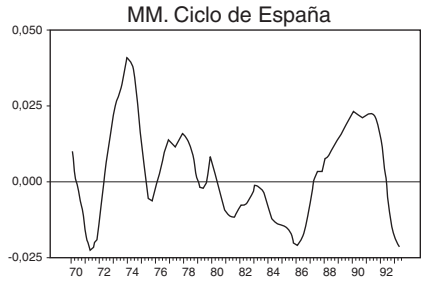
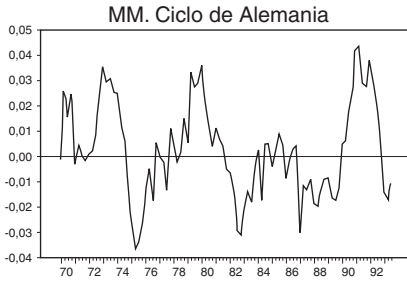
---



---

Gráfico 2c: CICLOS DE LAS SERIES. FILTRO MM

---



---

Gráfico 2d: CICLOS DE LAS SERIES. FILTRO BK

---

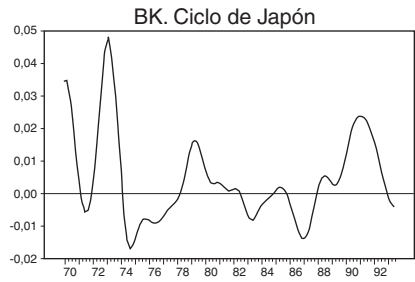
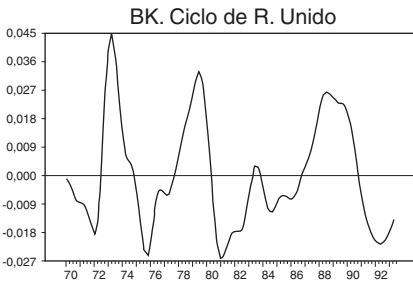
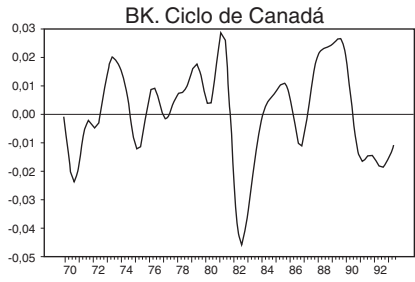
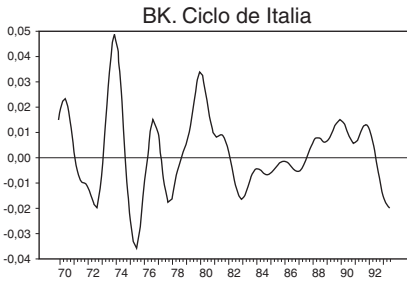
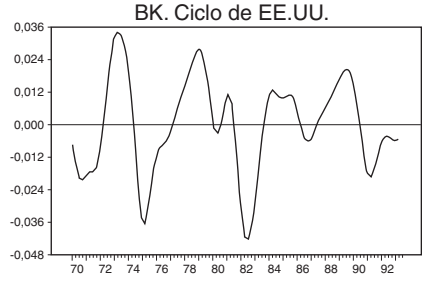
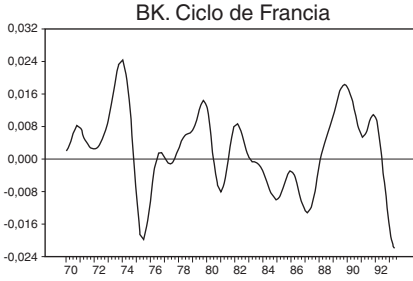
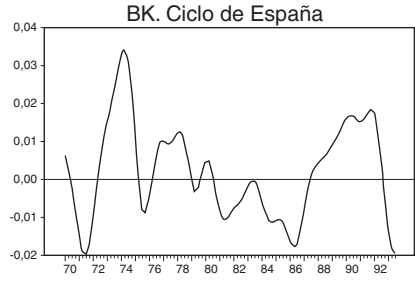
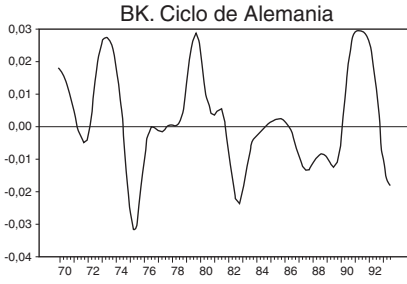
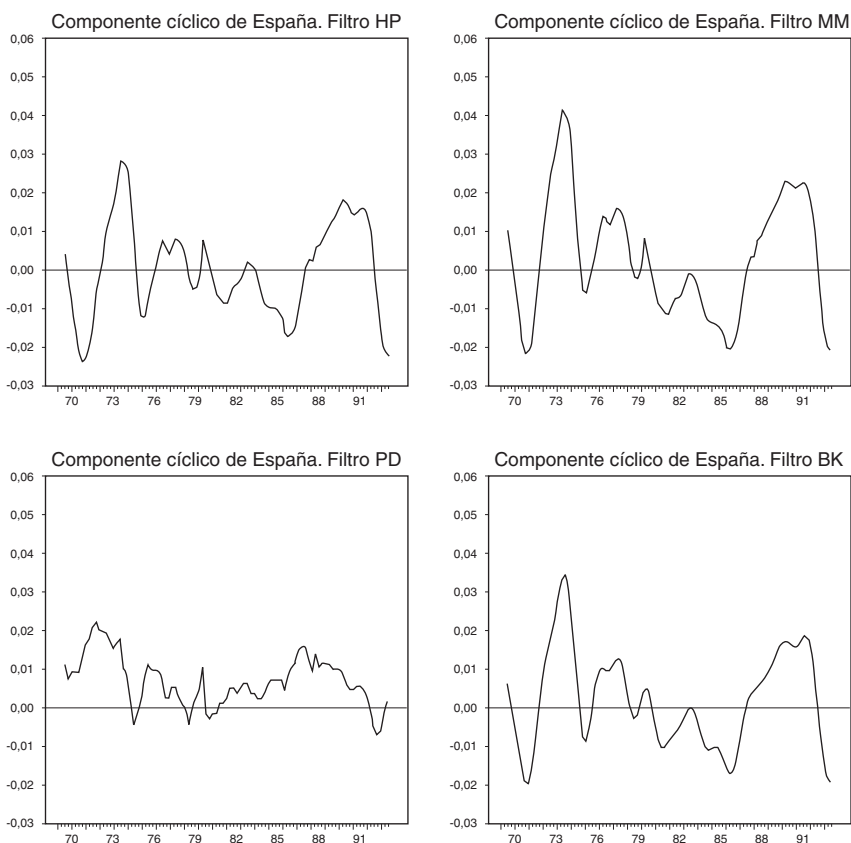


Gráfico 3: CICLOS DE ESPAÑA



diente retardado un número de trimestres igual al indicado en cada columna. Los valores resaltados en **negrita** son significativamente distintos de cero al 5%<sup>12</sup>.

La inspección visual de estos resultados permite hacer dos tipos de inferencia basadas respectivamente en la magnitud y significatividad de los coeficientes de correlación. En cuanto a la magnitud, se puede decir que el componente cíclico del PIB español está altamente correlado contemporáneamente con los de Francia, Italia y Reino Unido. En cuanto a la significatividad, el componente cíclico del

(12) Errores estándar calculados mediante el método de Newey-West utilizando un número de retardos igual a 10.

PIB español está significativamente correlado contemporáneamente con las economías anteriores más Alemania y, en algunos casos, Japón, Estados Unidos y Canadá.

Así mismo, el ciclo español está altamente correlado con retardos de los ciclos de Francia y Reino Unido. Además, el componente cíclico español está significativamente correlado con retardos de los componentes cíclicos italiano, canadiense, japonés e incluso alemán, aunque quizás cuantitativamente la magnitud de las correlaciones no sea tan elevada.

Es también práctica habitual en la literatura empírica sobre CRI, considerar el retardo (adelanto) asociado al máximo valor de la función de correlación cruzada como indicador del retardo (adelanto) del ciclo de una economía respecto al ciclo de la economía de referencia, en este caso la española. Siguiendo esta práctica, hemos marcado con un asterisco el máximo valor de cada fila del cuadro 1. En el primer panel del cuadro, correspondiente al filtro HP, se puede observar coincidencia (retardo nulo) del ciclo español con el ciclo alemán, e italiano, (dos o) tres trimestres de retraso respecto del ciclo de Reino Unido, Estados Unidos y Canadá, y sólo un trimestre de retraso respecto al ciclo francés y japonés. Al analizar los paneles del cuadro 1 correspondientes a los otros filtros se producen ciertos cambios respecto del filtro HP, pero los resultados son similares.

El cuadro 1 también recoge los estadísticos  $Q^-$  y  $Q^+$  de Ljung-Box. El estadístico  $Q^-$  (respectivamente  $Q^+$ ) permite realizar el contraste de ausencia de correlación cruzada para todos los adelantos (retardos) de la serie de la fila correspondiente. Las dos últimas columnas del cuadro 1 corresponden a los niveles de significación a los que se rechazaría la hipótesis nula de los contrastes, resaltando en cursiva, aquellos niveles inferiores al 5%. Los resultados son muy parecidos para todos los filtros. Así, utilizando el filtro de HP se puede observar que no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación cruzada entre el componente cíclico español y los adelantos de los componentes cíclicos de Alemania y Canadá. Si utilizamos el filtro PD, no rechazamos la hipótesis nula de ausencia de correlación entre el componente cíclico español y los adelantos de los componentes cíclicos de Alemania, Italia, Reino Unido y Estados Unidos. Utilizando los filtros MM y BK se obtiene que, únicamente no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación entre el componente cíclico español y los adelantos del componente cíclico canadiense. En resumen, utilizando el estadístico  $Q^+$ , se rechaza la ausencia de correlación de los retardos del componente cíclico de todas las economías y el componente cíclico español. Si fuésemos un paso más adelante, e interpretásemos la presencia de correlación del componente cíclico español con los retardos de los componentes cíclicos de las otras economías como síntoma de transmisión de los ciclos económicos del G7 hacia España, tendríamos que decir que todas las economías del G7 transmiten sus ciclos a la economía española.

Como hemos argumentado en la introducción, proponemos medir la influencia de los ciclos del G7 sobre el ciclo español utilizando para ello los parámetros de un VAR, que no son sino una transformación de la función de correlación cruzada y que permiten realizar inferencia sobre causalidad en el sentido de Granger y causalidad instantánea. Con este fin, hemos supuesto que los componentes cíclicos de los países del G7 y el español pueden ser representados mediante un

Cuadro 1: CORRELACIONES CRUZADAS ENTRE ESPAÑA Y EL G7

## Filtro de Hodrick y Prescott

	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	Q <sup>-</sup>	Q <sup>+</sup>
Alemania	-0,02	0,01	0,05	0,12	0,19	0,26	<i>0,31*</i>	<i>0,29</i>	0,21	0,11	-0,00	-0,12	-0,21	0,066	<i>0,005</i>
Francia	-0,09	-0,03	0,06	0,20	<i>0,36</i>	<i>0,51</i>	0,62	<i>0,63*</i>	<i>0,57</i>	<i>0,45</i>	0,31	0,18	0,07	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
Italia	-0,04	0,01	0,09	0,20	<i>0,33</i>	<i>0,43</i>	<i>0,48*</i>	<i>0,43</i>	0,30	0,12	-0,04	-0,16	-0,23	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
R. Unido	-0,33	-0,22	-0,10	0,05	0,21	<i>0,35</i>	0,46	<i>0,54</i>	<i>0,56</i>	<i>0,57*</i>	<i>0,54</i>	<i>0,46</i>	0,36	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
E. Unidos	-0,30	-0,22	-0,13	-0,04	0,06	0,17	0,27	0,33	<i>0,37*</i>	<i>0,37*</i>	<i>0,36</i>	<i>0,31</i>	0,24	<i>0,009</i>	<i>0,000</i>
Canadá	-0,16	-0,10	-0,04	0,02	0,09	0,18	0,27	0,33	0,36	<i>0,38*</i>	<i>0,37</i>	<i>0,35</i>	<i>0,34</i>	0,324	<i>0,000</i>
Japón	-0,12	-0,04	0,05	0,14	0,22	0,27	<i>0,31</i>	<i>0,32*</i>	0,31	0,28	0,20	0,10	-0,02	<i>0,037</i>	<i>0,000</i>

## Filtro de primeras diferencias

	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	Q <sup>-</sup>	Q <sup>+</sup>
Alemania	0,10	0,08	0,09	0,13	0,10	0,20	<i>0,25*</i>	<i>0,25*</i>	0,16	0,17	0,12	0,03	-0,03	0,350	<i>0,050</i>
Francia	0,16	0,16	0,15	0,21	<i>0,31</i>	<i>0,39</i>	<i>0,54*</i>	<i>0,49</i>	<i>0,42</i>	<i>0,37</i>	0,29	0,24	0,20	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
Italia	0,08	0,08	0,05	0,10	0,22	<i>0,36</i>	<i>0,41*</i>	<i>0,36</i>	0,26	0,12	0,03	-0,01	-0,03	0,094	<i>0,002</i>
R. Unido	-0,01	0,01	0,03	0,09	<i>0,16</i>	<i>0,19</i>	<i>0,25</i>	<i>0,30*</i>	<i>0,21</i>	<i>0,30*</i>	<i>0,29</i>	<i>0,24</i>	<i>0,25</i>	0,334	<i>0,000</i>
E. Unidos	0,02	0,02	0,05	0,05	0,06	0,10	0,18	<i>0,20*</i>	<i>0,20*</i>	0,17	0,19	0,17	0,14	0,916	<i>0,004</i>
Canadá	0,14	0,18	0,18	0,18	0,14	0,20	<i>0,29</i>	<i>0,28</i>	<i>0,28</i>	<i>0,29*</i>	<i>0,25</i>	<i>0,20</i>	<i>0,21</i>	<i>0,010</i>	<i>0,000</i>
Japón	0,05	0,12	0,15	0,19	0,24	0,22	0,28	<i>0,31</i>	<i>0,30</i>	<i>0,38*</i>	<i>0,37</i>	<i>0,30</i>	<i>0,25</i>	<i>0,017</i>	<i>0,000</i>

Cada fila de este cuadro recoge el coeficiente de correlación cruzada (en cursiva los significativos) del componente cíclico español con el componente cíclico del país correspondiente retardado tantos trimestres como se indica en cada columna. El elemento mayor de cada fila está marcado con un asterisco.



Cuadro 1: CORRELACIONES CRUZADAS ENTRE ESPAÑA Y EL G7 (CONTINUACIÓN)

## Filtro de medias móviles

	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	Q <sup>-</sup>	Q <sup>+</sup>
Alemania	0,05	0,09	0,15	0,22	0,29	0,35	0,38*	0,35	0,27	0,17	0,06	-0,05	-0,14	0,000	0,000
Francia	-0,02	0,07	0,17	0,30	0,45	0,57	0,66	0,67*	0,62	0,51	0,39	0,27	0,16	0,000	0,000
Italia	0,00	0,08	0,17	0,28	0,38	0,46	0,48*	0,41	0,28	0,11	-0,05	-0,16	-0,22	0,000	0,000
R. Unido	-0,27	-0,15	-0,02	0,13	0,28	0,41	0,51	0,57	0,59*	0,58	0,54	0,46	0,36	0,000	0,000
E. Unidos	-0,28	-0,19	-0,09	0,01	0,12	0,22	0,31	0,37	0,39*	0,38	0,35	0,29	0,21	0,011	0,000
Canadá	-0,10	-0,04	0,02	0,07	0,14	0,22	0,30	0,34	0,37	0,38*	0,36	0,34	0,31	0,237	0,000
Japón	-0,07	0,01	0,11	0,22	0,32	0,38	0,41*	0,41*	0,39	0,35	0,28	0,18	0,08	0,000	0,000

## Filtro de Baxter y King

	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	Q <sup>-</sup>	Q <sup>+</sup>
Alemania	0,01	0,05	0,11	0,19	0,28	0,36	0,41*	0,39	0,32	0,20	0,06	-0,07	-0,19	0,000	0,000
Francia	-0,05	0,02	0,12	0,25	0,41	0,56	0,66	0,68*	0,63	0,50	0,35	0,21	0,11	0,000	0,000
Italia	-0,03	0,02	0,10	0,22	0,34	0,45	0,49*	0,43	0,29	0,11	-0,07	-0,20	-0,26	0,000	0,000
R. Unido	-0,28	-0,16	-0,03	0,12	0,27	0,41	0,51	0,57	0,59*	0,58	0,53	0,45	0,34	0,000	0,000
E. Unidos	-0,27	-0,18	-0,08	0,02	0,12	0,21	0,30	0,36	0,39*	0,38	0,35	0,28	0,20	0,016	0,000
Canadá	-0,09	-0,03	0,02	0,07	0,13	0,20	0,27	0,33	0,35*	0,35*	0,33	0,30	0,28	0,330	0,000
Japón	-0,11	-0,02	0,09	0,20	0,29	0,35	0,39	0,40*	0,40*	0,36	0,29	0,19	0,07	0,001	0,000

Cada fila de este cuadro recoge el coeficiente de correlación cruzada (en cursiva los significativos) del componente cíclico español con el componente cíclico del país correspondiente retardado tantos trimestres como se indica en cada columna. El elemento mayor de cada fila está marcado con un asterisco.

VAR<sup>13</sup>. Denotamos por  $y_t$  un vector de dimensión (8 x 1) que tiene como elementos los componentes cíclicos de las ocho economías y que obedece el siguiente comportamiento dinámico

$$y_t = \gamma + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad [1]$$

donde  $\gamma$  es un vector de constantes,  $\phi_i$  son matrices de coeficientes y  $\varepsilon_t$  es un vector de perturbaciones  $iid(0, \Sigma_\varepsilon)$ . Dado que los elementos del vector  $y_t$  son los componentes cíclicos, es decir, las series de PIB a las que se les ha extraído el componente tendencial, es lícito suponer que el VAR dado por la ecuación [1] tiene todas las raíces del polinomio  $|I - \phi_1 z - \phi_2 z^2 - \dots - \phi_p z^p| = 0$  fuera del círculo unidad.

Para efectuar los contrastes de causalidad es necesario previamente determinar el número de retardos a incluir en el VAR. Este número varía dependiendo del filtro utilizado para extraer el componente cíclico. En el cuadro 2 se presentan los estadísticos AIC y SIC para la elección del número de retardos a incluir con cada filtro. Los resultados son idénticos para los filtros HP, PD y MM, atendiendo al criterio AIC se deberían incluir dos retardos y utilizando el criterio SIC sería suficiente con sólo un retardo. Sin embargo, para el filtro BK los valores de los criterios AIC y SIC decrecen con el número de retardos y son todavía menores si aumentásemos el número de retardos. Parece ser que para las series filtradas por BK no existe un número de retardos factible que minimice los criterios utilizados. Aún cuando para las series filtradas mediante HP, PD y MM si existe un número de retardos que minimiza cualquiera de los dos criterios empleados, los residuos resultantes no son ruidos blancos. Es por esto que decidimos utilizar, como criterio para determinar el número de retardos, aquél que dejase residuos incorrelados. En el cuadro 3 se recogen los estadísticos de Ljung-Box para el contraste de ausencia de correlación serial en el residuo estimado de la ecuación correspondiente al país que figura en el encabezamiento de cada columna. Los distintos paneles de este cuadro corresponden a los resultados obtenidos para cada uno de los filtros. A la luz de estos resultados se puede concluir que para los filtros HP, PD y MM incluyendo tres retardos en el VAR, no se puede rechazar la hipótesis nula de que los residuos de cada una de las ecuaciones estén serialmente incorrelados. Sin embargo, para el caso de las series filtradas con BK, no hay un número de retardos factible que permita que los residuos estén serialmente incorrelados. Es decir, para las series obtenidas mediante el filtro de BK en este artículo, no existe una representación mediante un VAR. Este resultado parece ser del tipo de los que obtiene Maravall (1993)<sup>14</sup>. Baxter y King (1995) muestran la bondad del filtro BK y lo comparan

(13) Como veremos más adelante, las series utilizadas en este artículo obtenidas al aplicar el filtro BK no son representables mediante un VAR.

(14) Maravall (1993) ha demostrado que, el estimador de un componente no observado (en nuestro caso, el estimador del componente cíclico) no será invertible (y, en consecuencia, no admitirá una representación autorregresiva) siempre que al menos uno de los otros componentes (estacional o tendencial) tenga una raíz unitaria. En nuestro caso, el argumento de Maravall es aplicable para los cuatro filtros utilizados, pues los cuatro filtros eliminan un componente tendencial estocástico. Sin embargo, sólo para el caso del filtro BK observamos que no existe una representación auto

Cuadro 2: ESTADÍSTICOS DE AIC, SIC

## Filtro de Hodrick y Prescott

Contraste	p = 1	p = 2	p = 3	p = 4
AIC	-79,628	-80,910	-80,863	-80,658
SIC	-77,680	-77,207	-75,381	-73,374

## Filtro de primeras diferencias

AIC	-78,732	-78,491	-78,630	-78,251
SIC	-76,783	-74,788	-73,148	-70,967

## Filtro de medias móviles

AIC	-78,948	-80,358	-80,342	-80,026
SIC	-77,000	-76,654	-74,860	-72,741

## Filtro de paso de banda de Baster y King

AIC	-89,843	-106,172	-117,821	-127,815
SIC	-87,895	-102,468	-112,339	-120,531

$$AIC = \ln |\Sigma_p| + \frac{2}{T} \cdot d,$$

$$SIC = \ln |\Sigma_p| + \frac{\log(T)}{T} d,$$

$\Sigma$  = matriz de covarianzas de los residuos,

$p$  = número de retardos,

$d$  = número de parámetros del VAR,

$T$  = tamaño muestral.

con los filtros de PD, HP, MM y otros. De su investigación se deduce que el filtro BK, manteniendo las propiedades del filtro HP, elimina además los componentes asociados a frecuencias altas, manteniendo los componentes asociados a las frecuencias de los ciclos económicos. Aunque teóricamente el filtro BK sea óptimo, la no existencia de una representación VAR de las series filtradas mediante este método imposibilita su utilización para el análisis de causalidad que sigue. Consecuentemente, el resto de esta sección, el análisis de causalidad queda, pues, restrin-

---

regresiva. Maravall (1993) argumenta que su resultado se refiere al modelo teórico que genera el estimador del componente no observado y que una realización muestral no necesariamente ha de satisfacer su resultado.

Cuadro 3: ESTADÍSTICOS DE LJUNG-BOX

Filtro de Hodrick y Prescott

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
l = 1	0,475	0,131	<i>0,000</i>	0,306	<i>0,000</i>	0,425	<i>0,043</i>	0,060
l = 2	0,510	0,585	0,363	0,161	<i>0,043</i>	0,581	0,871	0,896
l = 3	0,525	0,165	0,443	0,859	0,186	0,324	0,227	0,816

Filtro de primeras diferencias

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
l = 1	0,649	0,554	0,432	0,334	0,053	0,321	0,777	0,366
l = 2	0,717	0,629	0,641	0,416	0,363	<i>0,037</i>	0,937	0,696
l = 3	0,521	0,290	0,277	0,965	0,283	0,468	0,579	0,460

Filtro de medias móviles

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
l = 1	0,215	0,130	<i>0,000</i>	0,296	<i>0,000</i>	0,175	<i>0,027</i>	0,069
l = 2	0,376	0,566	0,305	0,119	<i>0,024</i>	0,404	0,938	0,914
l = 3	0,425	0,146	0,604	0,818	0,083	0,258	0,304	0,793

Filtro de paso de banda de Baster y King

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
l = 1	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
l = 2	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
l = 3	<i>0,000</i>	<i>0,019</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
l = 4	<i>0,023</i>	0,535	0,105	<i>0,007</i>	<i>0,004</i>	<i>0,000</i>	<i>0,031</i>	0,240
l = 5	0,081	0,349	<i>0,033</i>	<i>0,026</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	0,067	<i>0,035</i>
l = 6	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,001</i>	<i>0,000</i>	<i>0,004</i>	<i>0,000</i>	<i>0,001</i>	<i>0,000</i>
l = 7	<i>0,003</i>	<i>0,004</i>	<i>0,000</i>	<i>0,008</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,007</i>	<i>0,001</i>
l = 8	<i>0,005</i>	<i>0,032</i>	<i>0,002</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,003</i>	<i>0,000</i>
l = 9	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>

En el cuadro se presentan los niveles de significación de los estadísticos. Los valores en cursiva denotan estadísticos significativos al 5%.

gido a las series filtradas mediante HP, PD y MM. No obstante, el filtro de MM utilizado en este trabajo resulta ser un sustituto cercano al filtro BK, pues ambos MM y BK son medias móviles, aunque el primero con ponderaciones idénticas.

En consecuencia, se estimaron tres VAR, uno para cada filtro, cada uno de los cuales supuso estimar ocho ecuaciones, una para cada uno de los componentes cíclicos de cada una de las ocho economías. En todos los casos se introdujeron tres retardos de cada variable y una constante, dando lugar a 25 parámetros estimados en cada ecuación. El método de estimación utilizado fue el de mínimos cuadrados ordinarios.

El análisis de causalidad está dividido en tres partes. Primero analizamos la presencia de causalidad instantánea, segundo, la causalidad en el sentido de Granger y, tercero, la causalidad indirecta. El orden en el que se analizan los distintos tipos de causalidad no es casual. La causalidad instantánea refleja, como veremos más adelante, simultaneidad, o transmisión contemporánea de los ciclos entre países. La causalidad en el sentido de Granger refleja la existencia de una relación de causa y efecto que requiere cierto tiempo para tener lugar, originando una transmisión de los ciclos de un país a otro u otros países con cierto retraso. La causalidad indirecta, como argumentamos más adelante, refleja una relación de causa y efecto, pero esta vez con mayor retardo, pues requiere que los ciclos de un país transiten por otro u otros países para transmitirse por último al país analizado. El orden de la presentación de los resultados de causalidad es pues, de menor a mayor retardo en la transmisión de los ciclos.

El concepto de causalidad instantánea captura la posibilidad de que la determinación de varias variables se realice de forma simultánea. Diremos que hay causalidad instantánea entre los componentes cíclicos de dos economías cuando la covarianza entre las perturbaciones de las correspondientes ecuaciones del VAR es distinta de cero. El contraste estadístico empleado es el de Lütkepohl (1991, pág. 95). Este concepto de causalidad no determina si la causalidad se produce en un sentido o en otro, en consecuencia, ésta debe entenderse como determinación simultánea. Así como el concepto de causalidad en el sentido de Granger implica en este contexto que la transmisión internacional de los ciclos económicos se produce con cierto retardo, la causalidad instantánea por su parte implica que la transmisión internacional de los ciclos es contemporánea. La presencia de causalidad instantánea entre los ciclos de dos economías implica la existencia de una covarianza (y en consecuencia, correlación) contemporánea significativa entre los componentes cíclicos y puede medir la sincronía cíclica<sup>15</sup>.

La causalidad instantánea también puede capturar efectos causales que, teniendo una clara dirección de causalidad, son percibidos por el observador como simultáneos. Éste es el caso cuando las fluctuaciones cíclicas de una economía se transmiten a otra con un retardo inferior al período de observación. Por ejemplo, cuando las fluctuaciones tardan digamos un mes en manifestarse en otra economía y la frecuencia con la que se observa el componente cíclico es trimestral. En

---

(15) Nótese que la causalidad instantánea se refiere a la covarianza condicionada, mientras que la correlación cruzada con retardo cero del cuadro 1 es la correlación cruzada incondicional.

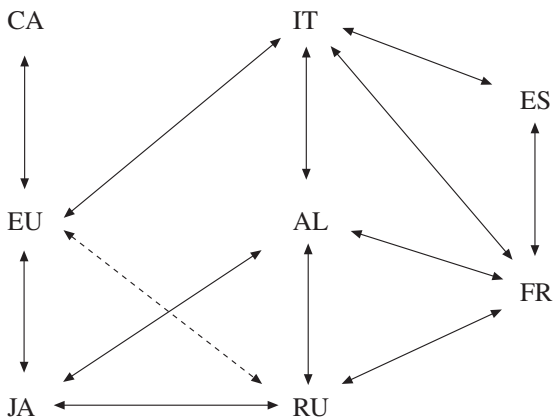
tal contexto, es previsible que el investigador perciba tal efecto causal como instantáneo.

Los resultados de los contrastes de causalidad instantánea se recogen en el cuadro 4. Los resultados son cualitativamente iguales para los tres filtros. Podemos distinguir dos grupos de causalidades instantáneas, un grupo de causalidades entre economías europeas y otro grupo de causalidades entre las economías no europeas del G7. En el grupo de “causalidades europeas” tenemos que con los tres filtros rechazamos la ausencia de causalidad instantánea entre los ciclos económicos de Alemania y Francia, Alemania e Italia, Alemania y Reino Unido, Italia y Francia, España e Italia y España y Francia (además con los filtros HP y MM, Reino Unido con Francia). En el grupo de “causalidades no europeas” tenemos causalidad instantánea entre Estados Unidos y Canadá y Estados Unidos y Japón. Además aparecen varias causalidades entre economías europeas y no europeas, Reino Unido con Japón, Alemania con Japón (HP y MM) Alemania con Canadá (PD) e Italia con Estados Unidos (HP y MM).

Para ilustrar mejor la causalidad instantánea, el gráfico 4 muestra un diagrama que representa la evidencia empírica sobre causalidad instantánea utilizando el filtro HP. Una flecha en este diagrama representa la existencia de causalidad instantánea significativa al 5% entre las fluctuaciones económicas de las dos economías. La flecha en trazo discontinuo indica que la causalidad sólo es significativa al 10%. Respecto a la economía española, es destacable el papel que juegan Italia y Francia como transmisoras de los ciclos económicos de las economías del G7.

El concepto de causalidad en el sentido de Granger aplicado al caso que nos interesa es el siguiente: se dice que el componente cíclico de una economía dada del G7 no causa en el sentido de Granger el ciclo español si los retardos del componente cíclico de tal economía no son conjuntamente significativos en la ecua-

Gráfico 4: CAUSALIDAD INSTANTÁNEA. FILTRO HP



Cuadro 4: CASUALIDAD INSTANTÁNEA

## Filtro de Hodrick y Prescott

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
AL	– –							
FR	0,16 <i>0,00</i>	– –						
IT	0,15 <i>0,01</i>	0,10 <i>0,00</i>	– –					
RU	0,21 <i>0,02</i>	0,10 <i>0,03</i>	-0,06 0,30	– –				
ES	0,03 0,18	0,03 <i>0,00</i>	0,04 <i>0,01</i>	0,02 0,38	– –			
EU	0,02 0,79	0,06 0,16	-0,10 <i>0,05</i>	0,16 0,07	-0,00 0,84	– –		
CA	-0,10 0,14	0,02 0,64	-0,04 0,35	0,07 0,28	0,02 0,27	0,27 <i>0,00</i>	– –	
JA	0,19 <i>0,01</i>	0,06 0,12	-0,02 0,60	0,23 <i>0,00</i>	-0,00 0,93	0,18 <i>0,01</i>	0,08 0,11	– –

## Filtro de Hodrick y Prescott

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
AL	– –							
FR	0,20 <i>0,00</i>	– –						
IT	0,21 <i>0,01</i>	0,17 <i>0,00</i>	– –					
RU	0,28 0,01	0,12 0,07	-0,05 0,54	– –				
ES	0,05 0,09	0,06 <i>0,00</i>	0,05 <i>0,01</i>	0,02 0,45	– –			
EU	0,01 0,94	0,08 0,17	-0,11 0,12	0,16 0,11	0,01 0,79	– –		
CA	-0,17 <i>0,05</i>	0,03 0,54	-0,05 0,38	0,12 0,19	0,04 <i>0,05</i>	0,35 <i>0,00</i>	– –	
JA	0,17 0,06	0,07 0,20	-0,02 0,78	0,29 <i>0,00</i>	-0,00 0,94	0,19 <i>0,02</i>	0,11 0,11	– –

Cada celda de este cuadro recoge la covarianza estimada ( $\times 10^4$ ) entre los residuos de las ecuaciones del VAR de los países de la fila y columna correspondientes, así como el nivel de significación al que se rechazaría la hipótesis nula de covarianza nula. Se destacan en cursiva los estadísticos significativos al 5%.

Cuadro 4: CASUALIDAD INSTANTÁNEA (CONTINUACIÓN)

Filtro de medias móviles

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
AL	– –							
FR	0,18 <i>0,00</i>	– –						
IT	0,18 <i>0,01</i>	0,11 <i>0,00</i>	– –					
RU	0,22 <i>0,02</i>	0,10 <i>0,04</i>	-0,09 0,13	– –				
ES	0,03 0,14	0,03 <i>0,01</i>	0,03 <i>0,02</i>	0,03 0,16	– –			
EU	0,01 0,87	0,07 0,16	-0,13 <i>0,02</i>	0,17 0,06	0,00 0,92	– –		
CA	-0,10 0,13	0,01 0,77	-0,07 0,14	0,10 0,13	0,02 0,18	0,30 <i>0,00</i>	– –	
JA	0,19 <i>0,01</i>	0,06 0,13	-0,03 0,48	0,23 <i>0,00</i>	-0,00 0,98	0,19 <i>0,01</i>	0,09 0,11	– –

Cada celda de este cuadro recoge la covarianza estimada (\*10<sup>4</sup>) entre los residuos de las ecuaciones del VAR de los países de la fila y columna correspondientes, así como el nivel de significación al que se rechazaría la hipótesis nula de covarianza nula. Se destacan en cursiva los estadísticos significativos al 5%.

ción del componente cíclico español del VAR. En el cuadro 5, se recogen los contrastes de causalidad en el sentido de Granger. Los resultados vienen recogidos en tres paneles, uno para cada filtro. El elemento (*i, j*)-ésimo de un panel de este cuadro muestra el nivel de significación del contraste de la hipótesis nula de que el ciclo del país de la columna *j* no causa en el sentido de Granger el ciclo del país de la fila *i*. Los resultados son bastante similares para los tres filtros utilizados, o lo que es lo mismo, la evidencia empírica respecto a la causalidad en el sentido de Granger es bastante robusta al método de filtrado utilizado. Así, usando los filtros HP y MM, los ciclos de Reino Unido e Italia causan en el sentido de Granger el ciclo español, mientras que utilizando el filtro PD, sólo el ciclo de Reino Unido causa en el sentido de Granger el ciclo español<sup>16</sup>. El ciclo español por su parte causa en el sentido de Granger el ciclo de Reino Unido filtrado por HP y MM,

(16) Formalmente deberíamos decir que rechazamos la hipótesis nula de que los ciclos de Reino Unido e Italia no causan en el sentido de Granger el ciclo español.



Cuadro 5: CAUSALIDAD DE GRANGER

## Filtro de Hodrick y Prescott

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
AL	–	0,273	0,123	0,074	0,379	0,214	0,892	0,032
FR	0,250	–	0,312	0,059	0,191	0,646	0,158	0,001
IT	0,511	0,765	–	0,040	0,693	0,236	0,030	0,017
RU	0,071	0,153	0,007	–	0,046	0,004	0,170	0,958
ES	0,711	0,936	0,010	0,004	–	0,686	0,254	0,185
EU	0,721	0,606	0,239	0,037	0,743	–	0,815	0,537
CA	0,655	0,033	0,027	0,021	0,742	0,000	–	0,545
JA	0,089	0,348	0,001	0,670	0,251	0,490	0,166	–

## Filtro de primeras diferencias

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
AL	–	0,157	0,131	0,076	0,130	0,138	0,758	0,028
FR	0,835	–	0,452	0,053	0,529	0,642	0,208	0,063
IT	0,211	0,938	–	0,298	0,774	0,669	0,056	0,038
RU	0,376	0,200	0,009	–	0,082	0,020	0,785	0,855
ES	0,666	0,958	0,090	0,026	–	0,723	0,442	0,155
EU	0,571	0,524	0,112	0,052	0,526	–	0,721	0,752
CA	0,482	0,131	0,014	0,547	0,146	0,005	–	0,628
JA	0,333	0,799	0,010	0,895	0,537	0,894	0,073	–

## Filtro de medias móviles

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
AL	–	0,228	0,067	0,061	0,402	0,254	0,930	0,057
FR	0,283	–	0,262	0,061	0,297	0,673	0,172	0,004
IT	0,452	0,927	–	0,049	0,686	0,331	0,091	0,069
RU	0,152	0,090	0,005	–	0,032	0,008	0,182	0,993
ES	0,819	0,874	0,001	0,006	–	0,291	0,063	0,103
EU	0,777	0,502	0,271	0,051	0,772	–	0,799	0,647
CA	0,604	0,038	0,057	0,020	0,847	0,000	–	0,437
JA	0,065	0,413	0,001	0,571	0,112	0,319	0,131	–

El elemento  $(i, j)$ -ésimo de este cuadro recoge el nivel de significación al cual se rechazaría la hipótesis nula de ausencia de causalidad en el sentido de Granger del país  $j$  hacia el país  $i$ , utilizando el estadístico de la F. En cursiva los casos en los que el estadístico es significativo al 5%.

mientras que con el filtro PD el ciclo español no causa a ningún otro ciclo. Del cuadro 4 también se pueden inferir las siguientes relaciones de causalidad entre los ciclos económicos de otras economías del G7. El ciclo alemán no causa en el sentido de Granger el ciclo de ninguna otra economía del G7. El ciclo francés causa el ciclo canadiense. El ciclo italiano causa el ciclo de Reino Unido, España, Canadá y Japón. El ciclo de Reino Unido causa el ciclo de Italia, España, Estados Unidos, y Canadá. El ciclo de los Estados Unidos causa el ciclo de Reino Unido y Canadá. Por último, el ciclo japonés causa el ciclo alemán, francés e italiano.

Varios de los resultados empíricos relativos a la causalidad en el sentido de Granger pueden parecer a primera vista sorprendentes. Nótese que no tiene por qué sorprender que el ciclo alemán no cause en el sentido de Granger el ciclo de las otras economías, pues como vimos anteriormente la transmisión de los ciclos entre Alemania y otras economías parece ser contemporánea, como indican los contrastes de causalidad instantánea. Tampoco debería sorprender que las fluctuaciones cíclicas de Estados Unidos no causen en el sentido de Granger las fluctuaciones cíclicas españolas. Según los resultados obtenidos sobre causalidad instantánea, Estados Unidos transmite contemporáneamente sus fluctuaciones a Italia y Reino Unido (entre otras) y, según los contrastes de causalidad en el sentido de Granger, las fluctuaciones cíclicas de estas dos economías se transmiten a España.

La causalidad en el sentido de Granger no es una propiedad transitiva, pero sí puede dar lugar a un tipo de causalidad indirecta. Si encontramos que el ciclo económico de la economía A causa en el sentido de Granger el ciclo de la economía B y éste el de la economía C, entonces no necesariamente ha de ser el caso que el ciclo de la economía A cause en el sentido de Granger el de la economía C, es decir, la causalidad en el sentido de Granger no es transitiva. No obstante, si existirá una causalidad indirecta del ciclo de A al de C a través del ciclo de la economía B. Hay que tener en cuenta que este tipo de causalidad indirecta supone que la relación entre la causa del ciclo de A y el efecto del ciclo de C, esté más separada en el tiempo, pues es necesario que la oscilación cíclica transite por la economía B en el intermedio. La tardanza y magnitud con la que la oscilación cíclica de la economía A se muestre en el ciclo económico de la economía C depende de la estructura de retardos significativos de las ecuaciones de las tres economías de una forma complicada. Además, la causalidad indirecta puede mostrarse a través de complicadas relaciones entre más de tres economías, digamos de la A a la B, de la B a la C, de la C a la D, etc. La causalidad de la A a la B sería la causalidad en el sentido de Granger original. La causalidad indirecta de la A a la C sería una causalidad “en segunda ronda”, la causalidad de la A a la D sería una causalidad “en tercera ronda”, etc.

Utilizando este concepto de causalidad indirecta y observando los resultados del cuadro 5 podemos inferir los siguientes patrones de causalidad indirecta. Utilizando el filtro HP, hay causalidad indirecta “en segunda ronda” de Canadá, Japón y Estados Unidos además de Italia y Reino Unido, hacia el componente cíclico español, la “tercera ronda” sólo añadiría Francia al conjunto de países mencionado, pero en ningún caso aparecería Alemania en el árbol de causalidades indirectas. Utilizando el filtro PD, el ciclo económico de Italia y Estados Unidos causan indirectamente el ciclo económico español “en segunda ronda” y Japón

“en tercera ronda”. Utilizando el filtro MM, los ciclos de Reino Unido e Italia causan indirectamente el ciclo económico español “en segunda ronda” y a estos se suma Estados Unidos “en tercera ronda”.

A la luz de los resultados sobre causalidad en el sentido de Granger y causalidad instantánea podemos concluir que la transmisión de los ciclos económicos entre el G7 y España obedece a un doble patrón de causalidad. Por un lado, los resultados sobre causalidad instantánea se pueden interpretar como que la transmisión contemporánea de los ciclos económicos, excepto por la significativa correlación contemporánea entre las perturbaciones de Reino Unido y Alemania con Japón, se produce fundamentalmente entre las economías europeas de una parte y de las no europeas de otra. Por otro lado, la mayor parte de la transmisión de los ciclos entre los dos grupos de países se produce con ciertos retardos, como sugiere la evidencia sobre la causalidad en el sentido de Granger. Esta última, también se manifiesta entre economías dentro de cada grupo.

Mención aparte merecen los resultados para España. Según la evidencia empírica presentada anteriormente, los ciclos económicos de Italia, Francia y España se transmiten entre estas tres economías de forma contemporánea (causalidad instantánea). España recibe, además, la propagación de los ciclos económicos de Italia y el Reino Unido con cierto retraso (causalidad en el sentido de Granger).

¿Quiere esto decir que los ciclos de la economía española no se ven afectados por las fluctuaciones de economías tan poderosas como la alemana y la estadounidense? Nuestra interpretación de los resultados sugiere que las fluctuaciones cíclicas alemanas y estadounidenses sí afectan al ciclo económico español. Las fluctuaciones económicas alemanas se transmiten contemporáneamente a Francia, Italia, Reino Unido y Japón (causalidad instantánea). Dos de estas economías, Italia y Reino Unido, transmiten sus ciclos a España con cierto retraso (causalidad en el sentido de Granger). Es decir, las oscilaciones cíclicas alemanas influyen sobre las españolas a través de Italia y Reino Unido. Las fluctuaciones de la economía estadounidense por su parte se transmiten de forma contemporánea entre otras economías a Italia y Reino Unido (causalidad instantánea). Además, las fluctuaciones cíclicas italianas y de Reino Unido se transmiten a España con cierto retraso (causalidad en el sentido de Granger). Es decir, las fluctuaciones económicas de Alemania y Estados Unidos sí se transmiten a la economía española, pero sólo a través de terceros países. Es resaltable el papel que juegan Francia, Italia y el Reino Unido en la transmisión de los ciclos internacionales a la economía española.

## *1.2. Análisis causal con filtros multivariantes*

A diferencia de lo que ocurre con los filtros univariantes, con los filtros multivariantes no se pierden observaciones al filtrar las series originales. No obstante, con el objetivo de que la comparación de los resultados obtenidos con los filtros univariantes y multivariantes sea justa hemos optado por utilizar en esta sección el mismo período muestral que en la sección anterior.

En esta sección utilizamos la descomposición multivariante de Vahid y Engle (1993) de un vector de series temporales en sus componentes tendenciales y cíclicos. Pérez (1997) ha aplicado el mismo método al mismo conjunto de países que

aquí consideramos excepto Canadá, Italia y Japón, obteniendo resultados que indican la presencia de ciclos comunes entre los países analizados. Para poder proceder con la descomposición de Vahid y Engle es necesario realizar algunos supuestos y contrastes preliminares.

Ahora supondremos que las series originales del (logaritmo del) PIB del G7 y España, recogidas en un vector  $z_t$  de dimensión  $(8 \times 1)$ , admiten una representación mediante un VAR. Para capturar la tendencia observada en las series originales, ahora permitiremos que la representación VAR incluya una tendencia determinista lineal que puede capturar una tendencia determinista cuadrática en presencia de raíces unitarias. Supondremos pues que el vector de series temporales  $z_t$  obedece el siguiente VAR<sup>17</sup>

$$z_t = \mu_0 + \mu_1 t + \pi_1 z_{t-1} + \pi_2 z_{t-2} + \dots + \pi_p z_{t-p} + v_t, \quad [2]$$

donde  $\mu_0$  y  $\mu_1$  son vectores de constantes,  $\pi_i$ ,  $i = 1, \dots, p$ , son matrices de coeficientes y  $v_t$  es un vector de perturbaciones aleatorias  $iid(0, \Sigma_v)$ .

El cuadro 6 presenta los estadísticos AIC y SIC para la determinación del número de retardos del VAR. Según el criterio AIC serían necesarios tres retardos, y sólo un retardo según el criterio SIC. Estos resultados no varían si en el VAR incluimos sólo una constante ( $\mu_1 = 0$ ) o por el contrario incluimos constante y tendencia determinista ( $\mu_1 \neq 0$ ). Sin embargo, a la luz de los resultados que se muestran en el cuadro 7, son necesarios hasta cuatro retardos para que los residuos estimados de todas las ecuaciones del VAR no muestren autocorrelación, como sugieren los estadísticos Ljung-Box para el VAR con constante y tendencia, aunque serían suficientes tres retardos en el VAR sin tendencia. Como quiera que más adelante se presenta evidencia en favor de la inclusión de la tendencia determinista en el VAR, procedimos a estimar el VAR con cuatro retardos.

El VAR [2] puede reparametrizarse en forma de Modelo de Corrección del Error (MCE) como

$$\Delta z_t = \mu_0 + \mu_1 t + \pi z_{t-1} + \varphi_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \varphi_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + v_t \quad [3]$$

donde  $\pi = -(I - \sum_{j=1}^p \pi_j)$ ,  $\varphi_i = -\sum_{j=i+1}^p \pi_j$ . Si las series son integradas de orden uno,  $I(1)$ , entonces la matriz  $\pi$  será de rango reducido y se podrá expresar como el producto de dos matrices  $\alpha$  y  $\beta$  de dimensión  $(8 \times r)$ ,  $\pi = \alpha\beta'$ , donde  $r < 8$  es el número de vectores de cointegración.

Las series analizadas en este trabajo presentan tendencias crecientes, como se puede observar en el gráfico 1. Es pues necesario incluir al menos un término constante ( $\mu_0 \neq 0$ ) en el VAR que capture la presencia de una tendencia determinista en las series en presencia de raíces unitarias. La inspección del gráfico 1 también nos permite observar que algunas de las series, aquellas que correspon-

(17) Nótese que el VAR que especificamos a continuación corresponde a las series originales, mientras que el VAR especificado en la sección anterior corresponde a los componentes cíclicos de las series originales.

Cuadro 6: ESTADÍSTICOS DE AIC, SIC

Contraste	V. Det.	p = 1	p = 2	p = 3	p = 4
AIC	<i>cte</i>	-78,029	-79,596	-79,695	-79,535
	<i>cte, t</i>	-78,162	-79,711	-79,933	-79,866
	<i>cte</i>	-76,081	-75,893	-74,212	-72,251
SIC	<i>cte, t</i>	-75,997	-75,790	-74,231	-72,362

$$AIC = \ln |\Sigma_p| + \frac{2}{T} \cdot d,$$

$$SIC = \ln |\Sigma_p| + \frac{\log(T)}{T} \cdot d,$$

$\Sigma$  = matriz de covarianzas de los residuos,

$p$  = número de retardos,

$d$  = número de parámetros del VAR,

$T$  = tamaño muestral.

Cuadro 7: ESTADÍSTICOS DE LJUNG-BOX PARA EL VAR

VAR con constante únicamente

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
$l = 1$	0,050	0,238	0,000	0,107	0,000	0,360	0,025	0,121
$l = 2$	0,484	0,216	0,218	0,149	0,014	0,325	0,960	0,842
$l = 3$	0,576	0,328	0,511	0,297	0,055	0,081	0,055	0,659
$l = 4$	0,428	0,245	0,410	0,716	0,081	0,503	0,812	0,316

VAR con constante y tendencia

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
$l = 1$	0,044	0,070	0,000	0,148	0,000	0,429	0,019	0,067
$l = 2$	0,486	0,148	0,440	0,306	0,006	0,637	0,953	0,758
$l = 3$	0,576	0,218	0,537	0,836	0,032	0,174	0,050	0,450
$l = 4$	0,333	0,187	0,396	0,868	0,074	0,384	0,807	0,074

Cada elemento de este cuadro recoge el nivel de significación del estadístico de Ljung-Box al que se rechazaría la hipótesis nula de ausencia de correlación de los residuos de la ecuación del VAR del país de la columna, con un número de retardos indicado en cada fila. En cursiva los casos en los que el estadístico es significativo al 5%.

den a Alemania, España, Francia, Italia, Canadá y Japón, describen una trayectoria cóncava, que podría ser indicio de la presencia de una tendencia cuadrática en las series. Es por esto que incluimos una tendencia determinista ( $\mu_1 \neq 0$ ) en el VAR que podría capturar una tendencia cuadrática en las series en presencia de raíces unitarias. No obstante, aún cuando incluimos una tendencia determinista en el VAR ( $\mu_1 \neq 0$ ), ésta podría no capturar una tendencia cuadrática en las series si se satisface la restricción  $\alpha'_{\perp} \mu_1 = 0$ , donde  $\alpha'_{\perp}$  es una matriz ( $8 \times (8 - r)$ ) ortogonal a la matriz  $\alpha$ , es decir  $\alpha'_{\perp} \alpha = 0$  (una matriz  $((8 - r) \times r)$  de ceros)<sup>18</sup>. En cualquiera de los dos casos anteriores, la inclusión del término  $\mu_1$  implica que las relaciones de cointegración son estacionarias en torno a una tendencia determinista.

El cuadro 8 presenta los resultados de los contrastes sobre el número de vectores de cointegración. Como sugiere Johansen (1995) se debe proceder a la determinación del número de vectores de cointegración conjuntamente con la existencia de una tendencia cuadrática en las series. Para ello se utilizan los estadísticos de la traza y mayor valor propio descritos por Johansen y computados imponiendo la restricción  $\alpha'_{\perp} \mu_1 = 0$  y sin imponerla. Según los resultados obtenidos utilizando el estadístico de la traza, no se puede rechazar la hipótesis nula de la existencia de cuatro vectores de cointegración. Si analizamos los resultados obtenidos con el estadístico del mayor valor propio, no podemos rechazar la hipótesis nula de la existencia de dos vectores de cointegración. En cualquiera de los dos casos, los resultados en cuanto a número de vectores de cointegración son los mismos para el modelo con y sin restricción sobre  $\mu_1$ , en consecuencia no rechazamos tal restricción, lo cual implica que, aunque el vector de coeficientes  $\mu_1$  acompañe a una tendencia determinista en el VAR, éste término no captura una tendencia cuadrática en las series.

Cuadro 8: ESTADÍSTICOS DE JOHANSEN

$H_0$	Estadístico de la traza				Estadístico mayor valor propio			
	Con restricción		Sin restricción		Con restricción		Sin restricción	
	Estad.	VC 5%	Estad.	VC 5%	Estad.	VC 5%	Estad.	VC 5%
$r = 0$	257,87	182,82	235,62	170,80	73,00	55,50	64,35	54,25
$r = 1$	184,88	146,76	171,27	136,61	53,51	49,42	53,53	48,45
$r = 2$	131,34	114,90	117,74	104,94	39,70	43,97	36,66	42,48
$r = 3$	91,64	87,31	81,09	77,74	28,74	37,52	27,95	36,41
$r = 4$	62,90	62,99	53,14	54,64	25,63	31,46	24,12	30,33
$r = 5$	37,27	42,44	29,02	34,55	19,56	25,54	19,41	23,78
$r = 6$	17,72	25,32	9,61	18,17	9,72	18,96	9,61	16,87
$r = 7$	8,00	12,25	0,00	3,74	8,00	12,25	0,00	3,74

(18) En el Apéndice B se explica detalladamente el significado de esta restricción.

Si aceptamos la hipótesis de que el VAR estimado tiene una tendencia determinista pero restringida ( $\alpha'_{\perp} \mu_1 = 0$ ) de tal forma que no captura una tendencia cuadrática en las series, entonces nos podemos preguntar si no sería más acertado suponer que  $\mu_1 = 0$ . En la primera fila del cuadro 9 se presentan los estadísticos de razón de verosimilitud de Johansen para el contraste (dado  $r$ ) del VAR con  $\mu_1 = 0$  versus el VAR con  $\mu_1 \neq 0$ ,  $\alpha'_{\perp} \mu_1 = 0$ . Los resultados son claros, se rechaza la hipótesis de que el VAR admita  $\mu_1 = 0$ .

Otra forma de contrastar la presencia de una tendencia cuadrática consiste en tomar como dado el número de vectores de cointegración y proceder entonces a contrastar la restricción sobre el vector de coeficientes que acompaña a la tendencia determinista. En la segunda fila del cuadro 9 presentamos los estadísticos del contraste de la razón de verosimilitud (dado  $r$ ) de la restricción  $\alpha'_{\perp} \mu_1 = 0$ , de ausencia de una tendencia cuadrática en las series representadas mediante el VAR. Sorprendentemente, y en contradicción con los resultados aportados en el cuadro 8, ahora (para  $r = 2$  y  $4$ ) rechazamos la hipótesis nula de ausencia de una tendencia cuadrática en las series.

Cuadro 9: CONTRASTES DE VARIOS MODELOS

		r = 2	r = 3	r = 4
$\mu_1 = 0$ vs, $\alpha'_{\perp} \mu_1 = 0$	Estadístico	12,39	21,59	24,64
	Valor crítico 5%	5,99	7,82	9,49
$\alpha'_{\perp} \mu_1 = 0$ vs, $\alpha'_{\perp} \mu_1 \neq 0$	Estadístico	13,60	10,56	9,76
	Valor crítico 5%	12,59	11,07	9,49

En cursiva los estadísticos significativos al 5%.

La evidencia empírica presentada es pues inconclusa en un doble sentido: el número de vectores de cointegración y la presencia de una tendencia cuadrática en las series. En lo que sigue hemos procedido estimando el VAR (en su formato MCE) incluyendo el término  $\mu_1 t$  pero sin imponer la restricción  $\alpha'_{\perp} \mu_1 = 0$ . Procediendo de esta forma estamos siendo conservadores, pues no cometemos error de especificación si la restricción se cumpliera. En adelante, supondremos que hay dos relaciones de cointegración entre los PIB del G7 y España, como sugiere el contraste del mayor valor propio. Esta elección se fundamenta en dos razones. Primero, porque el estadístico de la traza tiende a sobredimensionar el número de vectores de cointegración y, segundo, porque, en un análisis que no incluimos aquí, cuando permitíamos más de dos vectores de cointegración, la inspección visual de los residuos de cointegración estimados sugería que no eran estacionarios en torno a una tendencia determinista.

En el apéndice B se explica cómo obtener la descomposición de Vahid y Engle (1993) en el caso en el que se admite la presencia de una tendencia lineal en el VAR. Según esta descomposición, el vector de series se puede representar como

$$z_t = z_t^T + z_t^C, \tag{4}$$

$$z_t^T = d_t + \eta w_t, \tag{5}$$

$$z_t^C = \theta c_t, \tag{6}$$

donde  $z_t^T$  y  $z_t^C$  son los vectores de componentes tendenciales y cíclicos respectivamente,  $d_t$  es un vector de componentes deterministas (constantes y tendencias deterministas),  $\eta$  ( $8 \times k$ ) y  $\theta$  ( $8 \times j$ ) son matrices de pesos y  $w_t$  ( $k \times 1$ ) y  $c_t$  ( $j \times 1$ ) representan las tendencias estocásticas y los ciclos respectivamente. Tanto el número de tendencias estocásticas,  $k$ , como el número de ciclos,  $j$ , es menor que el número de series del sistema. En consecuencia, se puede decir que las 8 series comparten  $k$  tendencias estocásticas y  $j$  ciclos. Es en este sentido en el que se puede hablar de tendencias y ciclos comunes.

Para poder realizar la descomposición del vector de series  $z_t$  en sus componentes tendenciales y cíclicos es necesario determinar  $k$  y  $j$ . Como es bien sabido de la teoría de series temporales en el campo de la cointegración, el número de tendencias estocásticas,  $k$ , es igual al número de series menos el número de vectores de cointegración,  $r$ , esto es,  $k = 8 - r$ . En consecuencia, si determinamos el número de vectores de cointegración, determinaremos implícitamente el número de tendencias estocásticas. De la evidencia presentada en el cuadro 8 y los argumentos aportados anteriormente concluimos que hay dos relaciones de cointegración entre los PIB del G7 y España. Si hay dos vectores de cointegración entre las ocho series, éstas deben compartir seis tendencias estocásticas comunes, y por lo tanto, el vector de tendencias  $w_t$  es de dimensión ( $6 \times 1$ ).

Según establecen Vahid y Engle (1993), el número de ciclos,  $j$ , es igual al número de series menos el número de *relaciones de correlación serial común*,  $s$ , esto es,  $j = 8 - s$ <sup>19</sup>. Para determinar el valor de  $s$  procedemos a realizar el análisis de la correlaciones canónicas entre las series, como proponen Vahid y Engle (1993), teniendo en cuenta las modificaciones que hay que introducir por la presencia de un término constante y una tendencia determinista. Según los resultados recogidos en el cuadro 10 no podemos rechazar la existencia de tres relaciones de características de correlación serial comunes, y en consecuencia, cinco ciclos comunes entre las series. Por lo tanto, el vector de ciclos,  $c_t$ , es de dimensión ( $5 \times 1$ ).

Sólo en el *caso especial* en el que el número de tendencias más el número de ciclos sea igual al número de series es posible realizar la descomposición numéricamente. En nuestro caso, la suma del número de tendencias, 6; más el número de ciclos, 5; es mayor que el número de series y, en consecuencia, no se puede realizar la descomposición de cada serie en su componente cíclico y tendencial.

Este resultado pudiera parecer un problema para nuestro análisis, pero no lo es. Aunque hubiese sido factible la descomposición, en cuyo *caso especial* procederíamos como Vahid y Engle, quedaría por determinar si los ciclos comunes cau-

---

(19) Relaciones de correlación serial común son aquellas combinaciones de las primeras diferencias de las series que son, excepto por componentes deterministas, ruido blanco, es decir, eliminan toda la correlación serial.



Cuadro 10: ANÁLISIS DE CORRELACIÓN CANÓNICA

$H_0$	(Correlación) <sup>2</sup>	Estadístico	Grados de libertad	Nivel de significación
$s \geq 1$	0,189	19,10	21	0,579
$s \geq 2$	0,252	45,49	44	0,410
$s \geq 3$	0,352	85,03	69	0,092
$s \geq 4$	0,480	<i>144,56</i>	96	0,001
$s \geq 5$	0,613	<i>230,90</i>	125	0,000
$s \geq 6$	0,692	<i>337,93</i>	156	0,000
$s \geq 7$	0,787	<i>478,51</i>	189	0,000
$s \geq 8$	0,959	<i>768,41</i>	224	0,000

En cursiva los estadísticos significativos al 5%.

san en algún sentido al producto Español. Supongamos que fuese factible la descomposición multivariante de Vahid y Engle y calculásemos el componente cíclico de cada una de las series de PIB. Por la propia definición de la descomposición multivariante de Vahid y Engle, el componente cíclico de cada una de las ocho economías sería combinación lineal de un número inferior de ciclos comunes. ¿Tendría sentido entonces hablar de causalidad en el sentido de Granger entre los componentes cíclicos? Veamos que no. Para ello supongamos que estudiésemos analizando únicamente dos series y que tuviésemos un ciclo común a ambas. El componente cíclico de cada serie sería igual a una constante específica a cada serie, multiplicada por el componente cíclico común. Es decir, las series de componentes cíclicos serían en ese caso perfectamente colineales, no siendo factible contrastar la existencia de causalidad en el sentido de Granger. En el caso en el que el número de ciclos comunes es mayor o igual que dos, la colinealidad entre los componentes cíclicos de las series no sería perfecta, siendo numéricamente factible contrastar causalidad en el sentido de Granger, aunque carecería de sentido econométrico.

En realidad, el concepto de causalidad que proponemos en este contexto es distinto. Para justificar la utilización de un concepto de causalidad diferente, primero hemos de introducir un resultado previo. Si premultiplicamos (4) por la matriz  $\beta$  ( $8 \times r$ ) de vectores de cointegración, obtenemos, según se demuestra en el apéndice B, que

$$\beta' z_t = \beta' z_0 + \beta' \tau_1 t + \beta' \theta c_t, \quad [7]$$

donde  $z_0$  es un vector de condiciones iniciales y  $\tau_1$  es un vector de constantes. Se puede decir que la matriz de vectores de cointegración aniquila las tendencias estocásticas comunes. Los residuos de cointegración,  $\beta' z_t$ , son estacionarios en torno a una tendencia determinista. En consecuencia, al premultiplicar el vector

de series  $z_t$  por la matriz de vectores de cointegración, desaparecen las tendencias estocásticas, quedando únicamente los componentes deterministas y cíclicos. Los residuos de cointegración, esto es, el lado izquierdo de la ecuación anterior, son una combinación de los componentes cíclicos de las series más ciertos componentes deterministas. Este resultado establece la relación existente entre los residuos de cointegración, de los cuales podemos obtener una estimación, y los componentes cíclicos que no son observables al no estar en el *caso especial*. Esta observación nos permite establecer relaciones de causalidad entre los componentes cíclicos y las primeras diferencias de las series. Para esto último necesitamos utilizar el MCE (3) bajo la hipótesis de cointegración

$$\Delta z_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha \beta' z_{t-1} + \varphi_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \varphi_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + v_t. \quad [8]$$

Sustituyendo la ecuación [7] en la ecuación [8] obtenemos

$$\Delta z_t = \tilde{\mu}_0 + \tilde{\mu}_1 t + \alpha u_{t-1} + \varphi_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \varphi_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + v_t, \quad [9]$$

donde  $\tilde{\mu}_0 = \mu_0 + \alpha \beta' (z_0 - \tau_1)$ ,  $\tilde{\mu}_1 = \mu_1 + \alpha \beta' \tau_1$  y  $u_t = \beta' \theta c_t$ . Nótese que el término de error,  $u_{t-1}$ , es una combinación de los componentes cíclicos de las series. A la vista de la ecuación [9] podemos concluir que si los elementos de la fila  $i$ -ésima de la matriz  $\alpha$  son distintos de cero, existe una cierta relación de causalidad entre los componentes cíclicos de las series hacia la variación de la serie  $i$ -ésima. Formalmente diremos que si los elementos de la fila  $i$ -ésima de la matriz  $\alpha$  son iguales a cero, la variable  $i$ -ésima es débilmente exógena respecto a los vectores de cointegración en el sentido de Engle, Hendry y Richard (1983). Es decir, variaciones en el término de error,  $u_{t-1}$ , no afectan a la variable  $i$ -ésima. Consecuentemente, como el término de error es función de los ciclos comunes,  $u_{t-1} = \beta' \theta c_{t-1}$ , los ciclos comunes no afectan a la variable  $i$ -ésima. Por el contrario, si los elementos de la fila  $j$ -ésima de  $\alpha$  son distintos de cero, entonces diremos que la variable  $j$ -ésima no es débilmente exógena. En tal caso, los ciclos comunes sí afectan a la variable  $j$ -ésima.

En la última fila del cuadro 11 presentamos los contrastes de exogeneidad débil. Los (log del) PIB de Alemania, Francia, Reino Unido y España son débilmente exógenos respecto a los vectores de cointegración. Nuestra interpretación de este resultado es que las primeras diferencias del PIB de estos países (que puede ser una medida de sus componentes cíclicos, aunque incluye mucho ruido) no están causadas por los ciclos comunes del G7 y España. Sin embargo, para el resto de los países sí se observa esta relación de causalidad. En particular, las primeras diferencias del PIB español no están causadas por los ciclos comunes del G7 y España. Nótese, sin embargo, que en los casos de Francia, Reino Unido y España, la exogeneidad débil se rechazaría si fijásemos un nivel de significación del 8%. La conclusión sobre la exogeneidad débil del ciclo español, francés y del Reino Unido es pues en cierta medida aventurada.

En las dos primeras filas del cuadro 11 se presentan los contrastes de significatividad individual de cada uno de los dos residuos de cointegración en cada una de las ecuaciones del MCE. Sólo en el caso del Reino Unido observamos que

Cuadro 11: CONTRASTES DE EXOGENEIDAD DÉBIL

	AL	FR	IT	RU	ES	EU	CA	JA
1.º residuo de cointegración	0,000	-0,001	<i>0,001</i>	0,001	-0,001	-0,001	<i>-0,003</i>	0,001
	0,659	0,185	0,031	0,348	0,054	0,153	0,000	0,534
2.º residuo de cointegración	0,001	-0,001	<i>-0,002</i>	<i>0,002</i>	-0,000	<i>0,003</i>	0,001	<i>0,002</i>
	0,297	0,068	0,000	0,043	0,233	0,000	0,364	0,002
Los dos residuos	1,284	5,075	<i>18,464</i>	4,959	5,126	<i>19,967</i>	<i>30,390</i>	<i>9,547</i>
	0,526	0,079	0,000	0,084	0,077	0,001	0,000	0,008

Las cuatro primeras filas recogen los pesos estimados del primer y segundo residuo de cointegración en la ecuación del país de la columna, así como el nivel de significación al que se rechazaría la hipótesis nula de que tal peso es nulo. En la última fila se recoge dos veces el estadístico de la F para el contraste de la hipótesis nula de que ambos pesos son nulos (asintóticamente  $\chi^2_{(2)}$ ), así como su nivel de significación asociado al cual se rechazaría la hipótesis nula. En cursiva los casos significativos al 5%.

aunque no rechazamos la hipótesis de exogeneidad débil cuando contrastamos conjuntamente la significatividad de los dos residuos de cointegración, sí rechazamos la no significatividad individual de uno de los residuos de cointegración.

En resumen, la evidencia presentada en esta sección sugiere que el ciclo español se ve afectado por los ciclos del G7 de forma nula o muy débil.

## 2. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos tratado de determinar si los ciclos de la economía española están causados en algún sentido por los ciclos de los países del G7. Los resultados sobre causalidad entre las fluctuaciones cíclicas de las economías del G7 y España que se presentan en este artículo están condicionados por varias razones. Primero y primordial, el análisis es meramente descriptivo y, en consecuencia, las conclusiones no pueden incluir explicaciones sobre los resultados obtenidos, para lo cual sería necesario un modelo teórico que diese lugar a tales explicaciones. Segundo, y no menos importante, los resultados dependen crucialmente de técnicas econométricas cuya validez en este contexto no ha sido lo suficientemente contrastada. Tercero, en este estudio hemos utilizado varios filtros para obtener los componentes cíclicos y utilizado diferentes conceptos de causalidad, pues no todos los filtros permiten utilizar el mismo concepto de causalidad. Tras analizar la evidencia empírica hemos podido concluir lo siguiente.

La primera conclusión tiene que ver con el análisis de las correlaciones cruzadas, método comúnmente usado para comparar los ciclos de diferentes países en la literatura de CRI. Si bien puede ser que las correlaciones cruzadas indiquen la existencia de alguna relación entre los ciclos de distintos países, no permiten realizar inferencia sobre la existencia de algún tipo de causalidad entre los ciclos

estudiados. En este trabajo hemos propuesto un método alternativo para analizar la relación entre los ciclos de distintos países. En particular, proponemos utilizar los coeficientes de un VAR como medida de la relación causal entre los ciclos.

Segundo, al utilizar el filtro BK, resulta imposible modelar los ciclos obtenidos como un VAR con un número de retardos factible.

Tercero, los ciclos obtenidos por los diferentes métodos de filtrado univariantes utilizados son más parecidos entre unas economías y otras cuanto mayor es el grado de suavizado de las series. Ordenando los filtros de menor a mayor grado de suavizado se tiene el siguiente orden, PD, HP, MM y BK. Por lo tanto, con el filtro BK se pueden observar los ciclos más claramente, pues además de eliminar el componente tendencial, el filtro BK elimina también el componente irregular de las series. Hay que añadir, que en el caso de España los componentes cíclicos generados por HP, MM y BK son muy parecidos.

Cuarto, los resultados de causalidad en el sentido de Granger son muy similares independientemente del filtro utilizado para extraer las series. Lo mismo ocurre con los resultados de causalidad instantánea. Por lo tanto, los resultados son robustos al método de filtrado elegido, entre HP, PD y MM.

Quinto, hemos encontrado que solamente los ciclos de Reino Unido e Italia causan en el sentido de Granger a los ciclos de España. También hemos encontrado causalidad instantánea entre el ciclo español y el ciclo francés e italiano.

Sexto, España recibe las fluctuaciones cíclicas de economías tan poderosas como la estadounidense y alemana sólo de forma indirecta, a través de las economías antes citadas.

Séptimo, en el caso multivariante hemos obtenido cierta evidencia de que los ciclos comunes del G7 y España no causan a las primeras diferencias del PIB español, o más formalmente, el PIB español es débilmente exógeno respecto a los ciclos comunes de estos países. Parece pues existir un nulo o muy débil efecto de los ciclos comunes sobre las fluctuaciones cíclicas españolas.

#### A. DATOS UTILIZADOS EN EL ANÁLISIS EMPÍRICO

Los datos utilizados son datos trimestrales pertenecientes al período 1967-1996 para diferentes países, extraídos del CD-ROM del compendio estadístico de la OCDE correspondiente al primer trimestre de 1997. Las series utilizadas son las siguientes:

14100319 PIB de Francia.

16100319 PIB de Italia.

26100319 PIB del Reino Unido.

32100319 PIB de España.

42100319 PIB de Estados Unidos.

44100319 PIB de Canadá.

46100319 PIB de Japón.

Todas las series son números índices con base 1996:1 = 100.

Para el caso de España, los datos correspondiente al período 1967:1-1969:4, son *backcasts* calculados por la OCDE.

En el caso de Alemania, se han utilizado dos series, 12100319 PIB de Alemania Unificada (1991:1-1996:3) y 13100319, PIB de Alemania Federal (1967:1-1994:4), esta última tomada del CD del último trimestre de 1996. Entre dichas series existe una diferencia en el nivel y una ligera diferencia en la tendencia. Estas diferencias son sin duda debidas a la unión de las dos economías alemanas. Para obtener la serie usada en la evidencia empírica, se han utilizado los datos de la serie de Alemania Federal, hasta 1994:4 y los de la serie de Alemania Unificada desde 1995:1 hasta 1996:3 sustrayéndoles dicho nivel y tendencia que estimamos por regresión.

## B. FILTROS UNIVARIANTES

### B.1. Filtro de Hodrick y Prescott

Hodrick y Prescott (1980, 1997) proponen un procedimiento para extraer el componente tendencial de una serie temporal,  $x_t$  que previamente desestacionalizada, se puede escribir como la suma de dos componentes, uno cíclico,  $c_t$ , y otro tendencial,  $g_t$ ,

$$x_t = g_t + c_t \quad t = 1, \dots, T. \quad [10]$$

Hodrick y Prescott suponen que el componente tendencial de las series temporales es estocástico, pero varía suavemente en el tiempo, y también que el componente cíclico y el componente tendencial están incorrelados.

El componente permanente o tendencial estimado puede obtenerse resolviendo el siguiente problema de minimización.

$$\min_{\{g_t\}_{t=1}^T} \left\{ \sum_{t=1}^T (x_t - g_t)^2 + \lambda \cdot \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \right\}. \quad [11]$$

Donde se minimiza la varianza del componente cíclico sujeto a que la variación de las segundas diferencias del componente tendencial sea pequeña. El parámetro  $\lambda$  es positivo y penaliza la variabilidad del componente tendencial. Éste se suele fijar a priori igual a 1600 para series trimestrales.

Una vez estimado el componente tendencial resolviendo este problema de minimización, el componente cíclico puede ser obtenido sustrayendo el componente tendencial a la serie.

### B.2. Filtro de primeras diferencias

Tomar diferencias es un método simple de eliminar la tendencia de una serie. Dada una serie temporal  $x_t$ , las primeras diferencias de la serie,  $\Delta x_t$ , y en este caso también el componente cíclico, se definen por la siguiente transformación

$$c_t = \Delta x_t = x_t - x_{t-1}. \quad [12]$$

### B.3. Filtro de medias móviles

El filtro de medias móviles es una suma ponderada de los valores de la serie temporal  $x_t$ . Se utiliza tradicionalmente para eliminar los componentes asociados a ciertas frecuencias de las series temporales. En el caso de medias móviles centradas, el filtro se define como

$$M_t = \sum_{j=-m}^m b_j x_{t+j}, \quad [13]$$

donde  $m$  es un número entero positivo y los pesos  $b_{-m}, \dots, b_m$  son números reales tales que  $\sum_{j=-m}^m b_j = 1$ . Al número de períodos  $2m + 1$  se le denota orden de la media móvil. Esta media móvil no está definida para los valores extremos y tiene sentido sólo si

$$m + 1 \leq t \leq T - m. \quad [14]$$

En este artículo utilizamos una media móvil simétrica para la cual los coeficientes que tienen índices simétricos con respecto a 0 toman los mismos valores

$$b_j = b_{-j} \quad j = 1, \dots, m. \quad [15]$$

El hecho de que la media móvil sea simétrica resulta crucial, ya que en otro caso la media móvil produciría un desfase en la serie obtenida.

El componente cíclico de la serie  $x_t$  vendrá dado sustrayendo  $M_t$  de la serie  $x_t$ , es decir

$$c_t = x_t - M_t.$$

En este trabajo, cuando se habla del filtro de medias móviles (MM) se hace referencia al caso particular en el que los pesos son uniformes,  $b_j = 1/(2m + 1)$ , donde se ha elegido  $m = 12$ , es decir, una media móvil simétrica con pesos  $b_j = 1/25$  desde  $j = -12$  hasta  $j = 12$ .

### B.4. Filtro de Baxter y King

El filtro de paso de banda de Baxter y King (1995) está diseñado para extraer los componentes cíclicos de una serie temporal que recaen en una específica banda de frecuencias simplemente aplicando medias móviles a los datos. Este filtro elimina los componentes tendenciales (frecuencias bajas) e irregulares (frecuencias altas) mientras retiene los componentes cíclicos (frecuencias intermedias). Así, la aproximación al filtro de paso de banda  $PB_K(p, q)$  de Baxter y King (1995) para extraer los componentes cíclicos entre  $p$  y  $q$  períodos de longitud, para un punto de truncado  $K$ , siendo  $\bar{w} = \frac{2\pi}{p}$  y  $\underline{w} = \frac{2\pi}{q}$  las frecuencias asociadas a los períodos  $p$  y  $q$  respectivamente, se define como aquella media móvil centrada

$$x_t = \sum_{j=-K}^K a_j x_{t-j}$$

cuyos pesos  $a_j$  vienen definidos de la siguiente forma

$$a_j = \begin{cases} \frac{\sin(j\bar{w}) - \sin(jw)}{j\pi} & \text{para } j = \pm 1, 2, \dots, K \\ \frac{w - \bar{w}}{\pi} & \text{para } j = 0 \end{cases}$$

Para extraer los ciclos se suele utilizar aquel filtro de *PB* que pasa ciclos de longitud entre  $p = 6$  y  $q = 32$  trimestres. Siguiendo a Baxter y King se ha elegido  $K = 12$ .

### B.5. Filtro multivariante de Vahid y Engle

En esta sección se generaliza la descomposición ciclotendencia de Vahid y Engle (1993) para el caso en el que se permite la presencia de una tendencia lineal. Bajo el supuesto de que el vector  $z_t$  es  $I(1)$ ;  $\Delta z_t$  admite una representación de medias móviles de la forma

$$\Delta z_t = C(L) (\mu_0 + \mu_1 t + v_t).$$

Sustituciones repetidas hacia atrás en la ecuación anterior y haciendo uso del resultado de que

$$C(L) = C(1) + (1 - L)C^*(L)$$

donde  $C^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} (-\sum_{i=j+1}^{\infty} C_i) L^{j20}$ , se obtiene la siguiente representación

$$z_t = z_0 + \tau_1 t + \tau_2 t^2 + C(1) \sum_{i=1}^t v_i + C^*(L) v_t, \quad [16]$$

$$\tau_1 = C(1) \left( \mu_0 + \frac{1}{2} \mu_1 \right) + C^*(1) \mu_1,$$

$$\tau_2 = \frac{1}{2} C(1) \mu_1,$$

que nos permite descomponer el vector de series  $z_t$  en la suma de condiciones iniciales  $z_0$ , tendencias deterministas lineales y cuadráticas  $\tau_1 t + \tau_2 t^2$ , tendencias estocásticas  $C(1) \sum_{i=1}^t v_i$  y una parte estacionaria  $C^*(L) v_t$ . Además, según el Teorema 4.2 de Johansen (1995),  $C(1) = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp}$ , donde  $\Gamma = I - \sum_{i=1}^p \Gamma_i$ . En consecuencia, si  $\mu_1 = 0$ , las series no presentarán tendencias cuadráticas aunque sí lineales. Pero aún en el caso en el que  $\mu_1 \neq 0$ , las series no tendrán una tendencia cuadrática si es que se satisface la restricción  $\alpha'_{\perp} \mu_1 = 0$ , pues esto implica que  $\tau_1 = C(1)\mu_0 + C^*(1) \mu_1$  y  $\tau_2 = 0$ .

(20) Véase Lema 4.1 en Johansen (1995).

La representación [16] puede escribirse como

$$\begin{aligned} z_t &= z_t^T + z_t^C, \\ z_t^T &= z_0 + \tau_1 t + \tau_2 t^2 + C(1) \sum_{i=1}^I v_i, \\ z_t^C &= C^*(L) v_t, \end{aligned}$$

donde  $z_t^T$  y  $z_t^C$  son vectores de componentes tendenciales y cíclicos respectivamente<sup>21</sup>.

Como demuestran Stock y Watson (1988), si el rango de la matriz  $C(1)$ ,  $k$ , es menor que el número de series, como es el caso cuando hay cointegración entre las series, entonces podemos expresar dicha matriz como el producto de dos matrices ( $8 \times k$ ),  $C(1) = \eta \delta'$ . Esto permite expresar el vector de componentes tendenciales como combinaciones de  $k$  tendencias comunes  $w_t$  ( $k \times 1$ ).

$$z_t^T = d_t + C(1) \sum_{i=1}^I v_i = d_t + \eta w_t$$

donde  $d_t = z_0 + \tau_1 t + \tau_2 t^2$  y  $w_t = \delta' \sum_{i=1}^I v_i$ . Nótese que las tendencias comunes así definidas son paseos aleatorios,  $w_t = w_{t-1} + \delta' v_t$ . Algo similar se puede hacer con el vector de componentes cíclicos si expresamos cada matriz  $C_i^*$  como el producto de dos matrices  $\theta$  ( $8 \times j$ ) y  $\tilde{C}_i$  ( $j \times 8$ ),  $C_i^* = \theta \tilde{C}_i$ ,  $i \geq 0$ . Entonces, el vector de componentes cíclicos se puede escribir como

$$z_t^C = C^*(L) v_t = \theta \tilde{C}(L) v_t = \theta c_t$$

donde  $c_t$  es un vector de  $j$  componentes cíclicos comunes a todas las series. En resumen, el vector de series se puede representar como

$$z_t = d_t + \eta w_t + \theta c_t,$$

donde  $w_t$  y  $c_t$  representan las tendencias y ciclos comunes respectivamente.

En el texto principal se hace uso del siguiente resultado. Nótese que  $\beta' C(1) = 0$  y, en consecuencia,

$$\beta' z_t = \beta' z_0 + \beta' \tau_1 t + \beta' \theta c_t,$$

es decir, el vector de residuos de cointegración es una combinación de los ciclos comunes, más ciertos componentes deterministas.



(21) Nótese que los componentes deterministas incluyen una tendencia determinista y, en consecuencia, se pueden considerar como parte del componente tendencial.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Artis, M. y W. Zhang (1999): "Further evidence on The International Business Cycles and the ERM: Is There a European Business Cycle?", *Oxford Economic Papers*, n.º 51, págs. 120-132.
- Backus, D.K. y J. Galí (1996): "Factores internacionales en las recesiones de comienzos de los años noventa", *Moneda y Crédito*, n.º 202, págs. 81-115.
- Backus, D.K. y P. Kehoe (1992): "International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles", *American Economic Review*, n.º 82, págs. 864-88.
- Backus, D.K., P.J. Kehoe y F.E. Kydland (1992): "International Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, n.º 100, págs. 745-75.
- Backus, D.K., P.J. Kehoe y F.E. Kydland (1995): "International Business Cycles: Theory and Evidence", en T.F. Cooley (ed.), *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press, Princeton.
- Baxter, M. (1995): "International Trade and Business Cycles", en G.M. Grossman y K. Rogoff (eds.) *Handbook of International Economics*, Vol. III, North-Holland.
- Baxter, M. y M.J. Crucini (1995): "Business Cycles and The Asset Structure of Foreign Trade", *International Economic Review*, n.º 36, págs. 821-54.
- Baxter, M. y R.G. King (1995): "Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", NBER Working Paper n.º 5022.
- 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. 171-211.
- Canova, F. y H. Dellas (1993): "Trade interdependence and the international business cycle", *Journal of International Economics*, n.º 34, págs. 23-47.
- Canova, F. y J. Marrinan (1998): "Sources and Propagation of International Output Cycles: Common Shocks or Transmission?", *Journal of International Economics*, n.º 46, págs. 133-166.
- Canova, F. y A.J. Ubide (1998): "International Business Cycles, Financial Markets and Household Production", *Journal of Economic Dynamics and Control*, n.º 22, págs. 545-572.
- Dolado, J.J., M. Sebastian y J. Vallés, J. (1993): "Cyclical Patterns of the Spanish Economy", *Investigaciones Económicas*, n.º XVII, págs. 445-473.
- Elliot, G. y A. Fatás, A. (1996): "International Business Cycles and the Dynamics of The Current Account", *European Economic Review*, n.º 40, págs. 361-387.
- Engle, R.F., D.F. Hendry y J.F. Richard (1983): "Exogeneity", *Econometrica*, n.º 51, págs. 277-304.
- Fiorito, R. 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.
- Granger, C.W.J. (1969): "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, n.º 37, págs. 424-438.
- Hodrick, R.J. y E.C. Prescott (1980): "Postwar U.S. Business Cycles: An empirical Investigation", *Working Paper*, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA.
- Hodrick, R.J. 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.
- Johansen, S. (1995): "Likelihood-Based inference in Cointegrated vector autoregressive models", *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.
- Lütkepohl, H. (1992): "Introduction to Multiple Time Series", Springer-Verlag.
- Maravall, A. (1993): "Stochastic linear trends: Models and estimators", *Journal of Econometrics*, n.º 56, págs. 5-37.

- Osterwald-Lenum, M. (1992): "Practitioners' corner: A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics", *Oxford bulletin of economics and statistics*, n.º 54, págs. 461-471.
- Pérez, P.J. (1997): "Fuentes de variabilidad comunes. ¿Existe un ciclo común europeo?". Artículo presentado en el XXII Simposio de Análisis Económico en Barcelona.
- Royuela, V. y J. Pons (1997): "Un análisis de ciclo económico real internacional para España y el G7". Artículo presentado en el XXII Simposio de Análisis Económico, Barcelona.
- Stock, J.H. y M.W. Watson (1988): "Testing for common trends", *Journal of The American Statistical Association*, n.º 83 págs. 1097-1107.
- Vahid, F. y R.F. Engle (1993): "Common trends and common cycles", *Journal of Applied Econometrics*, n.º 8, págs. 341-360.

*Fecha de recepción del original: enero, 1999*

*Versión final: marzo, 2000*

#### ABSTRACT

In this paper we analyze the causal relationships between the G7 and Spanish business cycles in terms of GDP. We make use of different univariate filters to extract the business cycles components, thus allowing us to check the robustness of our results with respect to the filtering method. The empirical evidence presented in this paper suggests that there is instantaneous causality between the Spanish, French and Italian business cycles, while the business cycles of Italy and the United Kingdom cause the Spanish business cycle in the Granger sense. When using a multivariate trend-cycle decomposition we find that the Spanish business cycle is weakly exogenous with respect to the common business cycles of the G7 and Spain.

*Key words:* business cycles, filters, international transmission, causality.

*JEL classification:* E32, C32.