

ESTUDIOS SOBRE LA ECONOMIA ESPAÑOLA

¿Causan los ciclos del G7 el ciclo español?

Javier Gardeazabal

María Carmen Iglesias

EEE 22



<http://www.fedea.es/hojas/publicado.html>

¿Causan los ciclos del G7 el ciclo español?

Javier Gardeazabal y María Carmen Iglesias^{ay}
Universidad del País Vasco

12 de enero de 1999

Resumen

En este artículo analizamos las relaciones de causalidad entre los ciclos de negocios del G7 y España. Utilizamos diferentes métodos de ...ltrado univariantes para extraer los componentes cíclicos, lo cual permite analizar la robustez de los resultados al método de ...ltrado. La evidencia empírica que presentamos sugiere que los ciclos de negocios de Italia y Reino Unido causan en el sentido de Granger al ciclo de negocios español y que hay causalidad instantánea entre los ciclos de negocios francés, italiano y español. Sorprendentemente, el ciclo alemán no parece causar el ciclo español. Por el contrario, al realizar una descomposición ciclo-tendencia multivariante observamos que el ciclo de negocios español es débilmente exógeno respecto de los ciclos comunes del grupo de los siete y España.

^aQuisieramos agradecer la ayuda y comentarios recibidos de Marta Regúlez, Sergio Restrepo y Jesús Vázquez, así como la ...nanciación recibida de la Dirección General de Enseñanza Superior PS95-0110 y de la Universidad del País Vasco UPV-035.321-HB067/96. María Carmen Iglesias agradece la ...nanciación mediante una beca del Programa de Formación de Investigadores del Gobierno Vasco.

^yDirección: Departamento de Fundamentos del Análisis Económico, Universidad del País Vasco, Avda. Lehendakari Aguirre 83, 48015 Bilbao, e-mail: jepgamaj@bs.ehu.es, Tlf. 944797480.

1 Introducción.

Dentro del campo de los Ciclos de Negocios Reales (CNR) ha surgido interés por el estudio de los ciclos de negocios 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 Ciclos de Negocios Internacionales (CNI). Una parte importante del esfuerzo que han aportado los economistas en este campo se ha concentrado en el estudio del origen de los ciclos de negocio y los canales o mecanismos a través de los cuales las fluctuaciones cíclicas se transmiten entre países.

Los modelos de CNI han identificado, entre otros, dos fuentes u orígenes de los ciclos de negocios, las perturbaciones o shocks que afectan a la productividad y al gasto público. Asimismo, en la literatura de los CNI se han identificado varios canales de transmisión de los ciclos de negocios entre países. El primero, y quizás más popular, es el comercio internacional en bienes (...nales e intermedios). Si este canal es operativo, las depresiones y auges de los socios comerciales de un país deberían influir sobre el volumen de las exportaciones e importaciones. Canova y Dellas (1993) estudiaron la importancia del comercio internacional como canal de transmisión de los ciclos de negocios. Para una muestra de diez países industrializados (Estados Unidos, Alemania, Japón, Reino Unido, Francia, Italia, Suecia, Australia, Canadá y Africa 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 periodo anterior a 1973.

El segundo mecanismo, 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. 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.

Tercero, la libre o parcial movilidad internacional del factor capital que conduce a la integración económica entre países. Según este mecanismo de propagación de los ciclos, una economía pequeña que aumente su grado de integración económica importará unas condiciones económicas del exterior y estas pueden tener efectos sobre el sector real de la economía. En particular, la integración económica permite suavizar el perfil temporal del consumo ante la presencia de shocks específicos a los países. Baxter y Crucini (1994) estudiaron teóricamente la importancia de la integración económica en la transmisión internacional de los ciclos de negocios y concluyeron que incluso en el caso en el que la integración económica no sea completa, los ciclos de negocios se transmiten internacionalmente

vía el comercio de activos ...nancieros.

Estos tres canales de transmisión de los ciclos de negocios pueden operar independientemente como así lo demuestran Canova y Marrinan (1998). En su modelo, Canova y Marrinan han estudiado el origen de los shocks que generan los ciclos de negocios y los mecanismos de transmisión o propagación entre países y han caracterizado tres casos en los que los shocks que afectan a distintas economías generan ciclos de negocios que se transmiten entre países. Primero cuando los shocks (a la productividad y al gasto público) están incorrelados contemporáneamente y la transmisión de los ciclos se produce por la existencia de interdependencias en la producción (algunos inputs son importados). Segundo, cuando los shocks están incorrelados contemporáneamente y la transmisión de los ciclos se produce por la existencia de interdependencias en el consumo (consumo doméstico de bienes extranjeros y viceversa). Tercero, cuando los shocks están correlados contemporáneamente aunque no hay interdependencias ni en el consumo ni en la producción. Sin embargo, es de esperar que en la realidad los orígenes y los mecanismos de propagación actúen conjuntamente a la hora de transmitir los ciclos de unas economía a otras.

Aunque es de crucial importancia conocer los mecanismos de propagación de los ciclos de negocios, en este artículo no estudiamos tales mecanismos. Por el contrario, este artículo se centra en determinar empíricamente si los ciclos de negocios de un grupo de países afectan a los ciclos de negocios de un país. En particular estamos interesados en cuantificar el efecto de los ciclos de negocios del G7 (Alemania, Canadá, Francia, Italia, Japón, Reino Unido y Estados Unidos) sobre el ciclo de negocios español. En resumen, el análisis que realizamos es descriptivo, tratando de determinar la influencia de los ciclos de negocios 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.¹ Nuestro objetivo es distinto al de Dolado, Sebastián y Vallés (1993) que describieron las regularidades empíricas del ciclo de negocios español y las comparan con 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 de negocios español.

Podemos clasificar a los países del G7 en dos subgrupos, los que pertenecen a la

¹Existen numerosos artículos (Dolado, Sebastián y Vallés, 1993, Fiorito y Kollintzas, 1994, Artis y Zhang, 1995, Backus y Galí, 1996, Borondo, González y Rodríguez, 1997,...) 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 de negocios de las distintas economías. Segundo, al comparar los estadísticos de distintas economías se pueden establecer similitudes entre los ciclos de negocios. 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 CNI, que permitan investigar cuáles son los mecanismos que generan la similitud y sincronía entre los ciclos de negocios nacionales.

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 dos grupos de países. 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 ...scales dentro de la Unión Europea puede dar lugar a correlación entre los shocks ...scales que se mani...este en alta correlación entre los componentes cíclicos de magnitudes macroeconómicas los países europeos del G7. En este sentido cabría esperar que sea el ciclo de negocios 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 de negocios de un subgrupo de países de la Unión Europea el que inñuye en las fluctuaciones cíclicas españolas, pero sorprendentemente Alemania no está incluido en ese grupo.

Sea cual fuere el mecanismo subyacente de transmisión internacional de los ciclos de negocios, éstos se mani...están en muchas, sino 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 ...nes, pero si el objetivo es medir el efecto agregado de los ciclos de un grupo de países sobre los ciclos 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 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 inñuencia de los ciclos de negocios 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 (1995) calcularon funciones de correlación cruzada entre los componentes cíclicos de índices de producción industrial de los países de 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 G7.² Backus y Galí (1996) estimaron funciones de correlación cruzada entre el PIB de exactamente el mismo grupo de países que aquí nos interesa.³

²Fiorito 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.

³Backus y Galí (1996), utilizan como país de referencia los Estados Unidos en un caso, un

En la misma línea, Borondo, González y Rodríguez (1997) 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 de G7, con datos reales y con datos generados por un modelo de CNI calibrado al efecto. Sería muy largo resumir los patrones de correlaciones cruzadas que 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.⁴ 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 visual 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 puede inducir inferencia incorrecta si valores elevados de la función de correlación son, no obstante, estadísticamente no significativos. El problema es más complejo, pues como señalan Brockwell y Davis (1987), el computo de errores estándar de las correlaciones cruzadas es muy complejo y la aproximación de Bartlett, muchas veces utilizada, sólo es válida si una de las series es un ruido blanco, lo cual no es el caso.⁵ 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.⁶

En este trabajo proponemos un método alternativo de cuantificar la transmisión internacional de los ciclos, aplicándolo al caso de la influencia de los ciclos

agregado del G7 en otro caso y otro agregado de países europeos en otro caso.

⁴ 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 periodo muestral, nuestras medidas del PIB son números índices y trabajamos en logaritmos, no siendo así en los trabajos mencionados.

⁵ La aproximación de Bartlett supone que una de las series es ruido blanco, en cuyo caso la varianza de la distribución asintótica del estimador del coeficiente de correlación cruzada es el inverso del tamaño muestral. Si ninguna de las series es un ruido blanco, entonces la varianza de la distribución asintótica del estimador del coeficiente de correlación cruzada depende de todos los coeficientes de las funciones de autocorrelación de las dos series. Ver Brockwell y Davis (1987, pp. 402-403) a este respecto.

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.

de negocios del G7 sobre el ciclo de negocios 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.⁷ 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 de negocios del G7 y el ciclo de negocios 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 de negocios 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.⁸ Sin embargo, en las referencias citadas, la utilización de la función impulso respuesta, aun 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.

Nuestro objetivo principal es analizar las relaciones de causalidad entre los ciclos de negocios español y del G7. Como es sabido los ciclos de negocios 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 CNR.

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 es-

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

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

pañolas que sean robustas al método de ...itrado. De otra forma, pudiera suceder que la causalidad encontrada fuese en realidad espúrea, simplemente introducida por el método de ...itrado. Así, en este trabajo, utilizamos varios métodos de ...itrado que clasi...camos atendiendo al número de series que ...ltran, teniendo ...ltros univariantes y ...ltros multivariantes. La utilización de ...ltros univariantes o multivariantes determina el tipo de inferencia que sobre causalidad se puede realizar. Así, para los casos en los que los ...ltros utilizados sean univariantes utilizaremos los conceptos de causalidad en el sentido de Granger y el de causalidad instantánea. Cuando los ...ltros utilizados sean ...ltros 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 2, se presenta la evidencia empírica aportada. Esta sección está subdividida en dos partes. En la primera, se presenta el análisis causal con ...ltros univariantes y en la segunda dicho análisis utilizando los ...ltros multivariantes. En la sección 3, 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 ...ltros univariantes utilizados.

2 Evidencia empírica.

En este trabajo hemos utilizado datos trimestrales desestacionalizados del PIB para ocho países, el G7 y España, desde el primer trimestre de 1970 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 razones⁹ que justi...can la conveniencia práctica de trabajar con series ajustadas estacionalmente, existen razones econométricas (Maravall, 1993) 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.

⁹En la literatura sobre CNI, 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, aunque 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 CNR varios ...ltros, entre los cuales destaca por su popularidad el ...ltro de Hodrick y Prescott, que extraen el componente tendencial de las series, pero que no están diseñados para extraer el componente estacional.

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. 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 Paso de Banda de Baxter y King (BK), (1995). En el apéndice B describimos estos filtros. 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 la versión generalizada por Iglesias (1998) para tener en cuenta la presencia de elementos deterministas en la representación multivariante del vector de series temporales.

2.1 Análisis causal con filtros univariantes.

Es práctica habitual en la literatura de los CNR 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_t^i ; $i = \text{HP, PD, MM y BK}$, utilizando el periodo muestral al que nos referimos al principio de esta sección. 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 periodo 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 aquellas 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 ob-

serva 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 ya que el filtro HP no elimina el componente irregular de las series y BK si lo hace. Probablemente, esto se debe a 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 ese 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 hemos calculado las correlaciones cruzadas de los componentes cíclicos del PIB español con el 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), solo 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 correspondiente con un retardo igual al indicado en cada columna, con un retardo negativo indicando el correspondiente adelanto. La inspección visual de estos resultados permite decir que el componente cíclico del PIB español está altamente correlado contemporáneamente con los de Francia, Italia y Reino Unido. Así mismo, el ciclo español está altamente correlado con retardos de los ciclos de Francia y Reino Unido. Desgraciadamente, como señalan Brockwell y Davis (1987), el computo de errores estándar de las correlaciones cruzadas es muy complejo y la aproximación de Bartlett, muchas veces utilizada, sólo es válida si una de las series es un ruido blanco, lo cual no es el caso. Al no disponer de un contraste estadístico formal, no se puede determinar cuales de las correlaciones muestrales son significativas. Sin embargo, el cuadro 1 también recoge los estadísticos Q^i y Q^+ de Ljung-Box. El estadístico Q^i (respectivamente Q^+) permite realizar el contraste de ausencia de correlación cruzada para todos los adelantos (retardos) de la serie de la fila correspondiente. 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, Canadá y marginalmente Japón. 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 y los retardos del componente cíclico de Alemania. 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.

Aunque ilustrativo, el análisis anterior no permite realizar un estudio formal de los efectos de los ciclos del G7 sobre el cinco español. 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 VAR. Denotamos por y_t un vector de dimensión (8×1) que tiene como elementos los componentes cíclicos de las ocho economías y que obedece el siguiente comportamiento dinámico

$$y_t = \phi + \hat{A}_1 y_{t-1} + \hat{A}_2 y_{t-2} + \dots + \hat{A}_p y_{t-p} + \epsilon_t; \quad (1)$$

donde ϕ es un vector de constantes, $\hat{A}_i$ son matrices de coeficientes y ϵ_t es un vector de perturbaciones $iid(0; \Sigma)$. 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 $j \mid \hat{A}_1 z + \hat{A}_2 z^2 + \dots + \hat{A}_p z^p = 0$ 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 método utilizado para extraer el componente cíclico. En el cuadro 2 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 métodos. A la luz de estos resultados se puede concluir que para los métodos 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 extraídas 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 método de BK, no existe una representación mediante un VAR con un número factible de retardos. Este resultado parece ser del tipo de los que obtiene Maravall (1993). En el resto de esta sección, el análisis de causalidad queda pues restringido a las series extraídas mediante HP, PD y MM.

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 al ciclo español si los retardos del componente cíclico de tal economía no son conjuntamente significativos en la ecuación del componente cíclico español del VAR. En el cuadro 3, se recogen los contrastes de causalidad en el sentido de Granger. Los resultados vienen

recogidos en tres paneles, uno para cada ...ltro. El elemento $(i; j)$ -ésimo de este cuadro muestra el nivel de signi...cación 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 ...la i . Los resultados son bastante similares, independientemente del método de ...ltro utilizado, o lo que es lo mismo, la evidencia empírica respecto a la causalidad en el sentido de Granger es bastante robusta al método de ...ltro utilizado. Así, usando los ...ltros HP y MM, el ciclo del Reino Unido e Italia causan en el sentido de Granger el ciclo español, mientras que utilizando el ...ltro PD, sólo el ciclo del Reino Unido causa en el sentido de Granger el ciclo español.¹⁰ El ciclo español por su parte causa en el sentido de Granger el ciclo del Reino Unido ...ltro por HP y MM, mientras que con el ...ltro PD el ciclo español no causa a ningún otro ciclo. Del cuadro 3 también se pueden inferir relaciones de causalidad entre los ciclos económicos de otras economías del G7, pero que no comentaremos aquí para no extendernos demasiado.

La causalidad en el sentido de Granger no es una propiedad transitiva, pero si 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, aunque si existirá una causalidad indirecta del ciclo de A al de C a través del ciclo de la economía B. Utilizando este concepto de causalidad indirecta y observando los resultados del cuadro 3 podemos concluir que: (i) utilizando el ...ltro HP, hay causalidad indirecta de los componentes cíclicos del G7 excepto Alemania hacia el componente cíclico español, (ii) utilizando el ...ltro PD, sólo el ciclo económico de EEUU causa indirectamente al ciclo económico español y (iii) utilizando el ...ltro MM, los ciclos de Reino Unido, Italia, EEUU y Japón causan indirectamente al ciclo económico español.

El concepto de causalidad en el sentido de Granger reñeja una causalidad direccional pero no captura la posibilidad de que la determinación de varias variables se realice de forma simultánea. Aquí es donde utilizamos el concepto de causalidad instantánea. Diremos que hay causalidad instantánea entre los componentes cíclicos de dos economías cuando la covarianza entre las perturbaciones de las correspondientes ecuaciones de VAR es distinta de cero. Este concepto de causalidad es adireccional, es decir, no determina si la causalidad se produce en un sentido o en otro, por el contrario, la causalidad es simultánea.

Los resultados de los contrastes de causalidad instantánea se recogen en el cuadro 4. Los resultados son cualitativamente iguales para los tres ...ltros, con los tres ...ltros rechazamos la ausencia de causalidad instantánea entre el ciclo español y los ciclos francés e italiano, y con el ...ltro PD con el ciclo canadiense.

En resumen, en esta sección hemos presentado evidencia empírica sobre la

¹⁰ Formalmente deberíamos decir que rechazamos la hipótesis nula de que el ciclo del Reino Unido e Italia no causan en el sentido de Granger el ciclo español.

existencia de causalidad de los ciclos de negocios del G7 sobre el ciclo de negocios español. En concreto, la evidencia empírica apunta hacia existencia de: (i) causalidad instantánea de los ciclos de negocios de Francia e Italia con el ciclo de negocios español, (ii) causalidad en el sentido de Granger del ciclo de negocios de Reino Unido e Italia hacia el ciclo de negocios español y (iii) causalidad indirecta de los ciclos de negocios de todos los países del G7 excepto Alemania hacia el ciclo de negocios español.

2.2 Análisis causal con ...ltros multivariantes

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

Ahora supondremos que las series originales del (logaritmo del) PIB del G7 y España, recogidas en un vector z_t ; 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 VAR¹¹

$$z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \frac{1}{4} \alpha_2 t^2 + \frac{1}{4} \alpha_3 t^3 + \dots + \frac{1}{4} \alpha_p t^p + v_t; \quad (2)$$

donde α_0 y α_1 son vectores de constantes, $\frac{1}{4} \alpha_i$; $i = 1; \dots; p$; son matrices de coeficientes y v_t es un vector de perturbaciones aleatorias iid(0; Σ_v):

Para determinar el número de retardos hemos realizado contrastes de Ljung-Box de incorrelación serial de los residuos que indican un número de retardos $p = 4$, como se puede comprobar dados los resultados recogidos en el cuadro 5.

La descomposición ciclo-tendencia multivariante utilizada en este artículo es una generalización de la descomposición de Stock y Watson (1988) debida a Vahid y Engle (1993) y generalizada por Iglesias (1998) en presencia de una tendencia cuadrática en el nivel de la serie. Para el análisis que vamos a realizar no es necesario conocer en detalle tal descomposición, basta con lo que aquí se explica. La descomposición es de la forma

$$z_t = z_t^T + z_t^C; \quad (3)$$

¹¹Nótese que el VAR que especi...camos a continuación corresponde a las series originales, mientras que el VAR especi...cado en la sección anterior corresponde a los componentes cíclicos de las series originales.

donde z_t^T y z_t^C son los vectores de componentes tendenciales y cíclicos respectivamente. Éstos, a su vez, se expresan como¹²

$$\begin{aligned} z_t^T &= z_0 + \beta t + \epsilon_t \\ z_t^C &= \mu c_t \end{aligned}$$

El vector de componentes tendenciales, z_t^T ; es la suma de condiciones iniciales, z_0 ; más componentes tendenciales deterministas, βt ; y tendenciales estocásticas, ϵ_t ; donde ϵ_t es un vector de k tendencias estocásticas. Los elementos del vector de componentes cíclicos, z_t^C ; son combinaciones de un vector c_t de j ciclos. Tanto el número de tendencias estocásticas, k ; como el número de ciclos, j ; son menores 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. En el cuadro 6 presentamos los contrastes de cointegración de Johansen (1995). De estos resultados se infiere que no se puede rechazar la hipótesis nula de la existencia de cuatro vectores de cointegración utilizando el contraste de la traza y dos vectores de cointegración utilizando el contraste del mayor valor propio. Dado que el estadístico de la traza tiende a sobredimensionar el número de vectores de cointegración, en adelante, supondremos 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 ϵ_t es de dimensión (6×1) .

Según establecen Vahid y Engle (1993), el número de ciclos, j ; es igual al número de series menos el número de relaciones de características de correlación serial común¹³, s ; esto es, $j = 8 - s$: Para determinar el valor de s procedemos a realizar el análisis de las 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, Iglesias (1998). Según los resultados recogidos en el cuadro 7 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 (5×1) .

¹²La descomposición de Vahid y Engle supone que $z_0 = \beta = 0$; es decir, no tiene en cuenta las condiciones iniciales y supone que no hay una tendencia determinista en las series.

¹³Combinaciones de las primeras diferencias de las series que son ruido blanco.

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 este 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 causan 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 estuviésemos analizando únicamente dos series y que tuviésemos un ciclo común a ambas. Los componentes cíclicos 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 tanto el número de series como el número de ciclos comunes son mayores 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 alguna notación y resultados previos.

Sea Γ una matriz de orden (8×2) cuyas columnas son los vectores de cointegración del vector de series, entonces $\Gamma' z_t$ no contiene tendencias estocásticas. 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 los componentes cíclicos, es decir

$$\Gamma' z_t = \Gamma' z_0 + \Gamma' \mu_t + \Gamma' \mu_{ct}: \quad (4)$$

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 re-

escribir el VAR (2) en forma de MCE bajo la hipótesis de cointegración como

$$\Phi Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \Phi^{-1} Z_{t-1} + \gamma_1 \Phi Z_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} \Phi Z_{t-p+1} + v_t \quad (5)$$

donde Φ y Φ^{-1} son matrices de orden (8×2) y $\gamma_i = \Phi^{-1} \Phi_{j=i+1}^p$. Sustituyendo la ecuación (4) en la ecuación (5) obtenemos

$$\Phi Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \Phi u_{t-1} + \gamma_1 \Phi Z_{t-1} + \dots + \gamma_{p-1} \Phi Z_{t-p+1} + v_t; \quad (6)$$

donde $\alpha_0 = \alpha_0 + \Phi^{-1}(Z_0 - \alpha_0)$; $\alpha_1 = \alpha_1 + \Phi^{-1}$, y $u_t = \Phi^{-1} \mu_t$. 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 (6) podemos concluir que si los elementos de la ...la i -ésima de la matriz Φ 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 ...la i -ésima de la matriz Φ 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, $u_{t-1} = \Phi^{-1} \mu_{t-1}$; los ciclos comunes no afectan a la variable i -ésima. Por el contrario, si los elementos de la ...la j -ésima de Φ 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 el cuadro 8 presentamos los contrastes de exogeneidad débil. El (log del) PIB de Alemania, Francia, Reino Unido y España son débilmente exógenos respecto a los vectores de cointegración.¹⁴ Nuestra interpretación de este resultado es que las primeras diferencias del PIB de estos países (una medida de sus componentes cíclicos) 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.

La evidencia presentada en esta sección sugiere que el ciclo de negocios español no se ve afectado por los ciclos de negocios del grupo de los siete, en contradicción con la evidencia presentada en la sección anterior. Queda por determinar si esta diferencia en los resultados de ambas secciones se debe al método de descomposición ciclo-tendencia de las series o, por el contrario, se debe a que los conceptos de causalidad utilizados en ambos casos son necesariamente distintos.

3 Conclusiones

En este trabajo hemos tratado de determinar si los ciclos de negocios de la economía española están causados en algún sentido por los ciclos de negocios

¹⁴De estos países, sólo el PIB de Alemania permanece débilmente exógeno al nivel de significación del 10%.

de los países del G7. En este estudio hemos utilizado varios ...ltros para obtener los componentes cíclicos y utilizado diferentes conceptos de causalidad, pues no todos los ...ltros 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 CNI. Si bien puede ser que las correlaciones cruzadas indiquen la existencia de alguna relación entre los ciclos de distintos países, no permiten realizar inferencia econométrica formal sobre la existencia de algún tipo de causalidad entre los ciclos de negocios 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 de negocios.

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

Tercero, los ciclos de negocios obtenidos por los diferentes métodos de ...ltro univariantes utilizados son más parecidos entre unas economías y otras cuanto mayor es el grado de suavizado de las series. Ordenando los ...ltros de menor a mayor grado de suavizado se tiene el siguiente orden, PD, HP, MM y BK. Por lo tanto, con el ...ltro BK se pueden observar los ciclos de negocios más claramente, pues además de eliminar el componente tendencial, el ...ltro 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 y causalidad instantánea que se obtienen son muy similares independientemente del ...ltro utilizado para extraer las series. Por lo tanto, los resultados son robustos al método de ...ltro 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, en el caso multivariante hemos obtenido 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 del G7. Resultado que contradice los resultados que obtenemos con los ...ltros univariantes.

A Datos utilizados en el análisis empírico.

Los datos utilizados son datos trimestrales pertenecientes al periodo 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.

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. (1970:1-1994:4), 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, en el que una serie temporal x_t ; expresada en logaritmos, previamente desestacionalizada, se puede escribir como la suma de dos componentes, uno cíclico, c_t ; y el otro tendencial, g_t ,

$$x_t = g_t + c_t \quad t = 1; \dots; T \quad (7)$$

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

$$\min_{g_t} \sum_{t=1}^T (x_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \quad (8)$$

Donde se minimiza la varianza del componente cíclico sujeto a que la variación de las segundas diferencias del componente tendencial sea pequeña. El parámetro λ 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, 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 ∇x_t , y en este caso también el componente cíclico, se definen por la siguiente transformación

$$c_t = \nabla x_t = x_t - x_{t-1} \quad (9)$$

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 general, se define como

$$M_t = \sum_{j=-m}^m b_j x_{t+j}; \quad (10)$$

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

$$m + 1 \leq t \leq T - m; \quad (11)$$

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

$$b_j = b_{-j} \quad j = 1; \dots; m; \quad (12)$$

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 $j = 12$. 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.

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 $\tau = \frac{2\pi}{p}$ y $\omega = \frac{2\pi}{q}$ las frecuencias asociadas a los períodos p y q respectivamente, se define como aquella media móvil

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

cuyos pesos a_j vienen definidos de la siguiente forma

$$a_j = \begin{cases} \frac{\sin(j\tau) \sin(j\omega)}{\tau \omega} & \text{para } j = 1; 2; \dots; K \\ \frac{1}{\tau \omega} & \text{para } j = 0 \end{cases}$$

Para extraer los ciclos de negocios 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 $K = 12$.

Referencias

- [1] Artis, M. y Zhang, W. (1995), "International Business Cycles and the ERM: Is There a European Business Cycle? CEPR DP#1191.
- [2] Backus, D.K. y Galí, J., (1996), "Factores internacionales en las recesiones de comienzos de los años noventa", *Moneda y Crédito* 202, pp. 81-115.
- [3] Backus, D.K., Kehoe, P., (1992), "International Evidence of the Historical Properties of Business Cycles," *American Economic Review*, 82(4), 864-88.
- [4] Backus, D.K., Kehoe, P. J. y Kydland, F. E. (1992), "International Real Business Cycles," *Journal of Political Economy*, 100(4), 745-75.
- [5] Backus, D.K., Kehoe, P. J. y Kydland, F. E. (1995), "International Business Cycles: Theory and Evidence", in "Frontiers of Business Cycle Research", Edited by Cooley, T.F., Princeton: Princeton University Press.
- [6] Baxter, M. (1995), "International Trade and Business Cycles", in "Handbook of International Economics", Vol. III, Edited by Grossman, G.M and Rogoff, K., North-Holland.
- [7] Baxter, M. y Crucini, M. J. (1994), "Business Cycles and The Asset Structure of Foreign Trade," NBER WP #4975.
- [8] Baxter, M. y King, R. G., (1995), "Measuring Business Cycles Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", NBER working Paper No. 5022, pp. 23.
- [9] Borondo, C. González, Y. y Rodríguez, B., (1997), "Relaciones cíclicas de la economía española con los países de la futura UME". Artículo presentado en las V Jornadas de Economía Internacional en Navarra (junio 1997) y en el XXII Simposio de Análisis Económico en Barcelona (diciembre 1997).
- [10] Brockwell, P.J. y R. A. Davis (1987), "Time Series: Theory and Methods," Springer-Verlag, New York.
- [11] Canova, F. y H. Dellas (1993), "Trade interdependence and the international business cycle," *Journal of International Economics* 34, 23-47.
- [12] Canova, F. y J. Marrinan (1998), "Sources and Propagation of International Output Cycles: Common Shocks or Transmission? *Journal of International Economics* 46, 133-166.
- [13] Canova, F. y Ubide, A. J. (1998), "International Business Cycles, Financial Markets and Household Production," *Journal of Economic Dynamics and Control* 22, 545-572.

- [14] Dolado, J. J., Sebastian, M. y Vallés, J., (1993), "Cyclical Patterns of the Spanish Economy", *Investigaciones Económicas*, Vol. XVII, No. 3, pp. 445-473.
- [15] Elliot, G. y Fatás, A. (1996), "International Business Cycles and the Dynamics of The Current Account," *European Economic Review* 40, 361-387.
- [16] Engle, R. F., Hendry, D. F. y Richard J-F., (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, Vol. 51, No. 2, pp. 277-304.
- [17] Fiorito, R. y Kollintzas, T. (1994), "Stylized Facts of Business Cycles in the G7 from a Real Business Cycles Perspective," *European Economic Review* 38, 235-269.
- [18] Granger, C. W. J., (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, pp. 424-438.
- [19] Hodrick, R.J. y Prescott, E.C., (1980), "Postwar U.S. Business Cycles: An empirical Investigation", Working Paper, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh, PA.
- [20] Hodrick, R.J. y Prescott, E.C., (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No. 1, pp. 1-16.
- [21] Iglesias, M.C., (1998), "Métodos multivariantes para extraer el componente cíclico y tendencial en presencia de variables deterministas", Manuscrito.
- [22] Johansen, S., (1995), "Likelihood-Based inference in Cointegrated vector auto-regressive models", *Advanced Texts in Econometrics*, Oxford University Press.
- [23] Lütkepohl, H., (1992), "Introduction to Multiple Time Series", Ed. Springer-Verlag.
- [24] Maravall, A., (1993), "Stochastic linear trends: Models and estimators", *Journal of Econometrics*, Vol. 56, pp. 5-37. North-Holland.
- [25] 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*, pp. 461-471.
- [26] Perez, P. J., (1997), "Fuentes de variabilidad comunes. ¿Existe un ciclo común europeo?", Artículo presentado en el XXII Simposio de Análisis Económico en Barcelona (diciembre 1997).

- [27] Royuela, V. y Pons, J., (1997), "Un análisis de ciclo económico real internacional para España y el G7". Artículo presentado en el XXII Simposio de Análisis Económico, Barcelona (diciembre 1997).
- [28] Stock, J. H. y M. W. Watson (1988), "Testing for common trends," Journal of The American Statistical Association, pp. 112-120.
- [29] Vahid, F. y Engle, R. F., (1993), "Common trends and common cycles", Journal of Applied Econometrics, Vol. 8, pp. 341-360.

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^i	Q^+
Alemania	-0.03	-0.01	0.04	0.10	0.17	0.25	0.30	0.28	0.20	0.11	0.01	-0.10	-0.18	0.109	0.008
Francia	-0.09	-0.03	0.06	0.20	0.35	0.50	0.62	0.61	0.52	0.40	0.28	0.17	0.07	0.000	0.000
Italia	-0.04	0.01	0.08	0.18	0.30	0.41	0.47	0.41	0.27	0.10	-0.05	-0.16	-0.22	0.000	0.000
R. Unido	-0.32	-0.21	-0.09	0.06	0.21	0.35	0.47	0.53	0.55	0.55	0.51	0.43	0.33	0.000	0.000
E. Unidos	-0.27	-0.19	-0.11	-0.02	0.08	0.18	0.28	0.34	0.37	0.37	0.36	0.31	0.24	0.013	0.000
Canadá	-0.14	-0.08	-0.03	0.03	0.09	0.18	0.28	0.33	0.37	0.38	0.36	0.34	0.32	0.310	0.000
Japón	-0.11	-0.04	0.04	0.12	0.19	0.25	0.30	0.30	0.29	0.26	0.19	0.09	-0.02	0.049	0.000
Filtro de primeras diferencias															
	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	Q^i	Q^+
Alemania	0.08	0.06	0.07	0.11	0.09	0.18	0.25	0.25	0.16	0.16	0.11	0.03	-0.03	0.350	0.050
Francia	0.14	0.14	0.13	0.20	0.30	0.38	0.54	0.49	0.42	0.34	0.25	0.21	0.17	0.000	0.000
Italia	0.05	0.05	0.04	0.07	0.16	0.27	0.41	0.36	0.26	0.12	0.03	-0.01	-0.03	0.094	0.002
R. Unido	-0.01	0.01	0.03	0.08	0.16	0.19	0.25	0.30	0.21	0.30	0.29	0.24	0.25	0.334	0.000
E. Unidos	0.02	0.02	0.05	0.05	0.06	0.10	0.18	0.20	0.20	0.17	0.19	0.16	0.14	0.916	0.004
Canadá	0.13	0.17	0.18	0.18	0.14	0.19	0.29	0.28	0.28	0.29	0.25	0.20	0.20	0.010	0.000
Japón	0.04	0.11	0.13	0.18	0.22	0.21	0.28	0.30	0.29	0.37	0.35	0.28	0.23	0.017	0.000
Filtro de Medias Móviles															
	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6	Q^i	Q^+
Alemania	0.05	0.09	0.14	0.21	0.28	0.35	0.38	0.35	0.27	0.16	0.06	-0.05	-0.13	0.000	0.000
Francia	-0.02	0.06	0.17	0.30	0.44	0.57	0.66	0.64	0.56	0.45	0.34	0.24	0.14	0.000	0.000
Italia	0.00	0.07	0.15	0.25	0.36	0.44	0.48	0.40	0.27	0.10	-0.04	-0.15	-0.21	0.000	0.000
R. Unido	-0.26	-0.15	-0.02	0.13	0.28	0.41	0.51	0.57	0.58	0.56	0.51	0.43	0.34	0.000	0.000
E. Unidos	-0.26	-0.18	-0.08	0.01	0.11	0.22	0.31	0.37	0.39	0.38	0.35	0.29	0.21	0.011	0.000
Canadá	-0.09	-0.03	0.02	0.07	0.14	0.22	0.30	0.34	0.37	0.37	0.35	0.32	0.29	0.237	0.000
Japón	-0.06	0.01	0.09	0.19	0.28	0.35	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^i	Q^+
Alemania	0.01	0.05	0.10	0.18	0.27	0.36	0.41	0.39	0.31	0.19	0.06	-0.07	-0.17	0.000	0.000
Francia	-0.05	0.01	0.12	0.25	0.41	0.56	0.66	0.64	0.56	0.43	0.30	0.18	0.10	0.000	0.000
Italia	-0.03	0.02	0.09	0.21	0.34	0.44	0.49	0.42	0.28	0.10	-0.07	-0.19	-0.25	0.000	0.000
R. Unido	-0.27	-0.16	-0.02	0.12	0.27	0.41	0.51	0.57	0.58	0.56	0.50	0.42	0.31	0.000	0.000
E. Unidos	-0.25	-0.17	-0.08	0.02	0.12	0.21	0.30	0.36	0.39	0.38	0.34	0.28	0.20	0.016	0.000
Canadá	-0.08	-0.03	0.02	0.07	0.13	0.20	0.27	0.32	0.35	0.34	0.32	0.29	0.26	0.330	0.000
Japón	-0.10	-0.02	0.07	0.17	0.26	0.33	0.39	0.40	0.40	0.36	0.29	0.19	0.07	0.001	0.000

Cuadro 2. Contrastes de Ljung-Box.

Filtro de Hodrick y Prescott.

	AL.	FR.	IT.	RU.	ES.	EU.	CA.	JA.
I=1	0.508	0.132	0.000	0.323	0.000	0.426	0.045	0.064
I=2	0.519	0.590	0.385	0.130	0.041	0.574	0.866	0.899
I=3	0.503	0.162	0.463	0.864	0.173	0.318	0.238	0.809

Filtro de Primeras Diferencias.

	AL.	FR.	IT.	RU.	ES.	EU.	CA.	JA.
I=1	0.649	0.554	0.432	0.334	0.053	0.321	0.777	0.366
I=2	0.717	0.629	0.641	0.416	0.363	0.037	0.937	0.696
I=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.
I=1	0.215	0.130	0.000	0.296	0.000	0.175	0.027	0.069
I=2	0.376	0.566	0.305	0.119	0.024	0.404	0.938	0.914
I=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.
I=1	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
I=2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
I=3	0.000	0.019	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
I=4	0.023	0.535	0.105	0.007	0.004	0.000	0.031	0.240
I=5	0.081	0.349	0.033	0.026	0.000	0.000	0.067	0.035
I=6	0.000	0.000	0.001	0.000	0.004	0.000	0.001	0.000
I=7	0.003	0.004	0.000	0.008	0.000	0.000	0.007	0.001
I=8	0.005	0.032	0.002	0.000	0.000	0.000	0.003	0.000
I=9	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

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

Cuadro 3. Causalidad de Granger.
Filtro de Hodrick y Prescott.

	AL.	FR.	IT.	RU.	ES.	EU.	CA.	JA.
AL.	—	0.267	0.136	0.083	0.327	0.224	0.903	0.026
FR.	0.203	—	0.286	0.060	0.151	0.648	0.136	0.001
IT.	0.640	0.705	—	0.060	0.734	0.335	0.046	0.013
RU.	0.088	0.171	0.005	—	0.038	0.005	0.218	0.970
ES.	0.710	0.935	0.007	0.004	—	0.651	0.231	0.204
EU.	0.663	0.602	0.212	0.034	0.754	—	0.833	0.502
CA.	0.643	0.037	0.030	0.018	0.748	0.000	—	0.460
JA.	0.100	0.396	0.002	0.658	0.282	0.519	0.193	—

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	0.527	—	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	—

Se presentan los niveles de significación de los diferentes estadísticos F. En negrita se resaltan los valores correspondientes a los estadísticos con los que se rechaza al 5% la hipótesis nula de no causalidad.

Cuadro 4. Causalidad Instantánea.

Filtro de Hodrick y Prescott.

AL.	—							
FR.	0.002	—						
IT.	0.013	0.012	—					
RU.	0.022	0.002	0.218	—				
ES.	0.186	0.035	0.007	0.379	—			
EU.	0.742	0.004	0.060	0.060	0.844	—		
CA.	0.158	0.149	0.314	0.242	0.260	0.000	—	
JA.	0.012	0.608	0.694	0.002	0.909	0.012	0.134	—
	AL.	FR.	IT.	RU.	ES.	EU.	CA.	JA.

Filtro de Primeras Diferencias.

AL.	—							
FR.	0.003	—						
IT.	0.007	0.000	—					
RU.	0.014	0.073	0.543	—				
ES.	0.092	0.001	0.006	0.449	—			
EU.	0.944	0.169	0.116	0.112	0.791	—		
CA.	0.048	0.538	0.383	0.188	0.049	0.000	—	
JA.	0.055	0.195	0.781	0.002	0.939	0.021	0.112	—
	AL.	FR.	IT.	RU.	ES.	EU.	CA.	JA.

Filtro de Medias Móviles.

AL.	—							
FR.	0.001	—						
IT.	0.006	0.002	—					
RU.	0.024	0.043	0.130	—				
ES.	0.144	0.006	0.024	0.162	—			
EU.	0.872	0.164	0.022	0.061	0.925	—		
CA.	0.135	0.774	0.139	0.132	0.178	0.000	—	
JA.	0.013	0.135	0.485	0.003	0.983	0.010	0.109	—
	AL.	FR.	IT.	RU.	ES.	EU.	CA.	JA.

Se presentan los niveles de significación de los diferentes estadísticos. En negrita se resaltan los valores correspondientes a los estadísticos con los que se rechaza al 5% la hipótesis nula de no causalidad.

Cuadro 5. Contrastes de Ljung-Box para el VAR.

VAR con constante unicamente.

	AL.	FR.	IT.	RU.	ES.	EU.	CA.	JA.
<i>l=1</i>	0.050	0.238	0.000	0.107	0.000	0.360	0.025	0.121
<i>l=2</i>	0.484	0.216	0.218	0.149	0.014	0.325	0.960	0.842
<i>l=3</i>	0.576	0.328	0.511	0.297	0.055	0.081	0.055	0.659
<i>l=4</i>	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.
<i>l=1</i>	0.044	0.070	0.000	0.148	0.000	0.429	0.019	0.067
<i>l=2</i>	0.486	0.148	0.440	0.306	0.006	0.637	0.953	0.758
<i>l=3</i>	0.576	0.218	0.537	0.836	0.032	0.174	0.050	0.450
<i>l=4</i>	0.333	0.187	0.396	0.868	0.074	0.384	0.807	0.074

En cursiva los estadísticos signi...cativos al 5%.

Cuadro 6. Estadísticos de Johansen.

<i>H₀</i>	Estadístico de la traza		Est. del mayor valor propio	
	Estadístico	95%	Estadístico	95%
<i>r=0</i>	235.62	170.80	64.35	54.25
<i>r<=1</i>	171.27	136.61	53.23	48.45
<i>r<=2</i>	117.74	104.94	36.66	42.48
<i>r<=3</i>	81.09	77.74	27.94	36.41
<i>r<=4</i>	53.14	54.64	24.12	30.33
<i>r<=5</i>	29.02	34.55	19.41	23.78
<i>r<=6</i>	9.61	18.17	9.61	16.87
<i>r<=7</i>	0.00	3.74	0.00	3.74

Valores críticos tomados de la Tabla 2 de Osterwald-Lenum

En cursiva los estadísticos signi...cativos al 5%.

Cuadro 7. Análisis de correlación canónica.

<i>H₀</i>	(Correlación) ²	Estad. $\hat{A}^2$	g.l.	p. value
<i>s 1</i>	0.189	19.10	21	0.579
<i>s 2</i>	0.252	45.49	44	0.410
<i>s 3</i>	0.352	85.03	69	0.092
<i>s 4</i>	0.480	144.56	96	0.001
<i>s 5</i>	0.613	230.90	125	0.000
<i>s 6</i>	0.692	337.93	156	0.000
<i>s 7</i>	0.787	478.51	189	0.000
<i>s 8</i>	0.959	768.41	224	0.000

En cursiva los estadísticos signi...cativos al 5%.

Cuadro 8. Contrastes de exogeneidad débil.

	D.AL.	D.FR.	D.IT.	D.RU.	D.ES.	D.EU.	D.CA.	D.JA.
RC1 a RC2	0.642	2.537	9.232	2.479	2.563	7.484	15.195	4.773
N. Signif.	0.530	0.087	0.000	0.092	0.085	0.001	0.000	0.012

Los valores presentados son los estadísticos de la F con (2,63) grados de libertad y sus respectivos niveles de significación.

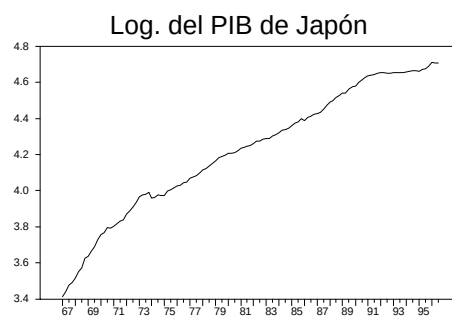
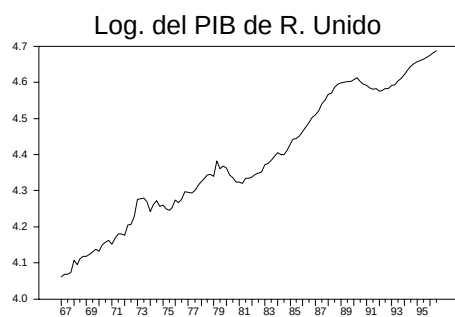
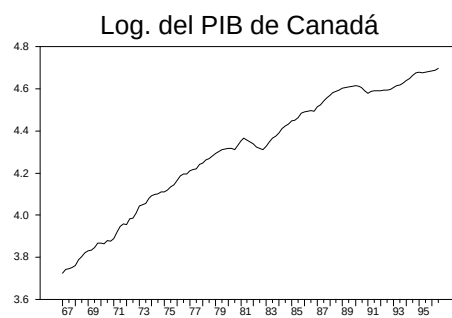
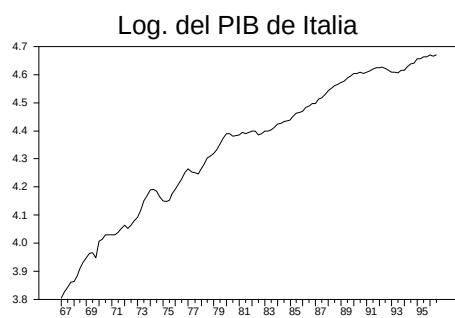
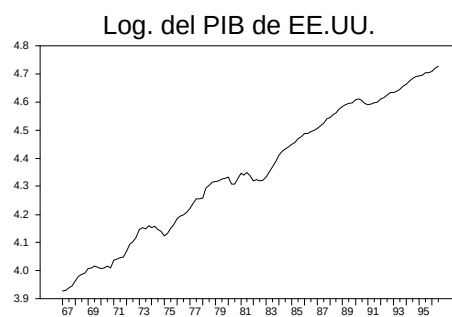
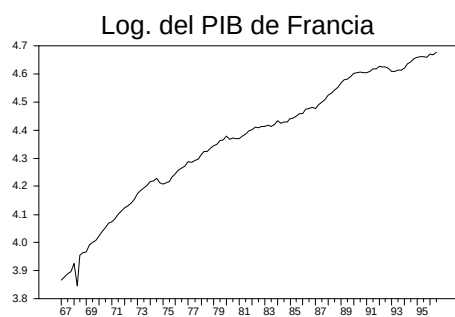
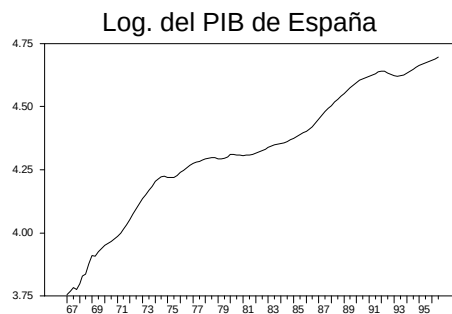
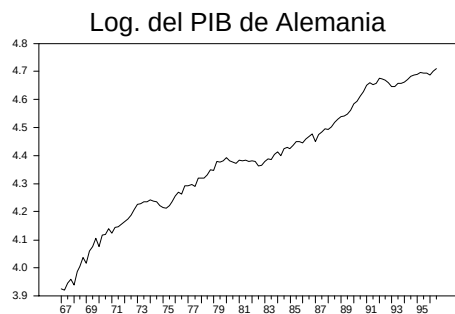


Gráfico 1: Series del PIB en logaritmos.

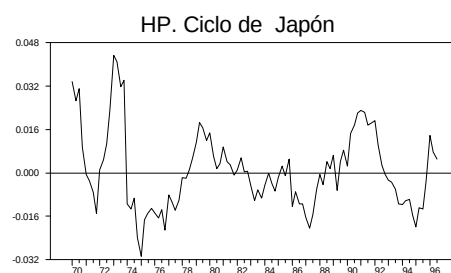
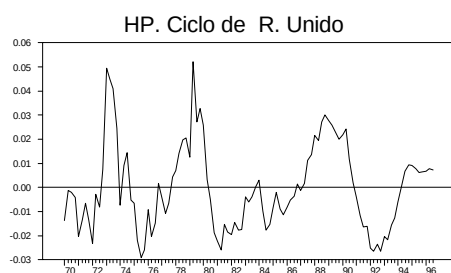
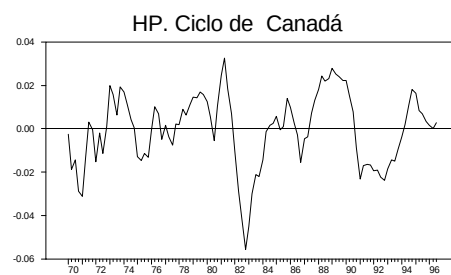
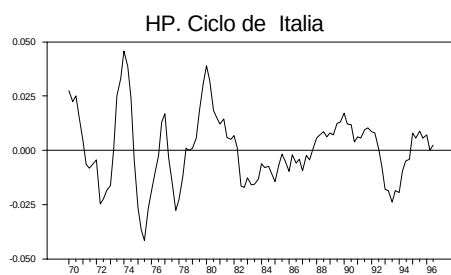
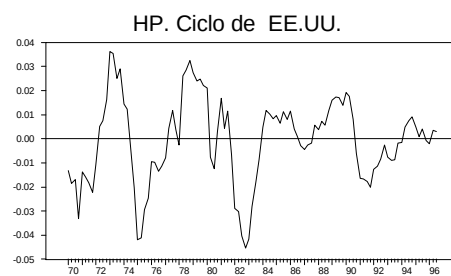
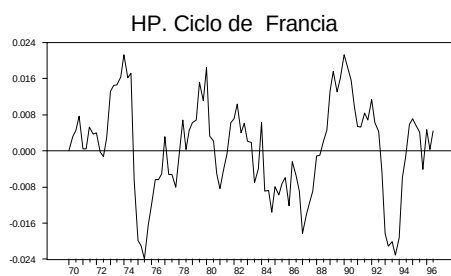
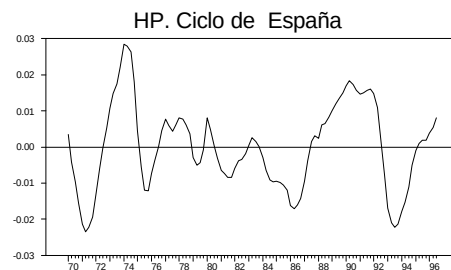
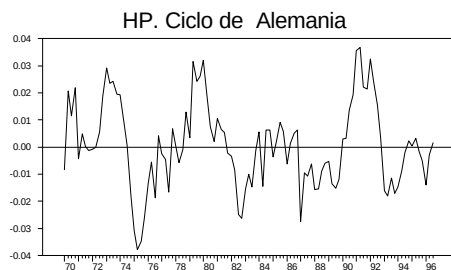


Gráfico 2a: Ciclos de las series. Filtro HP.

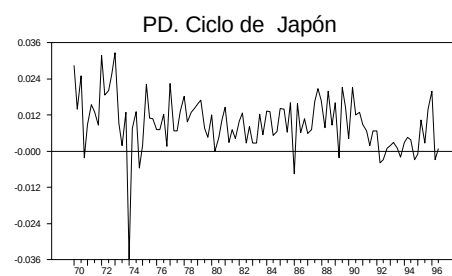
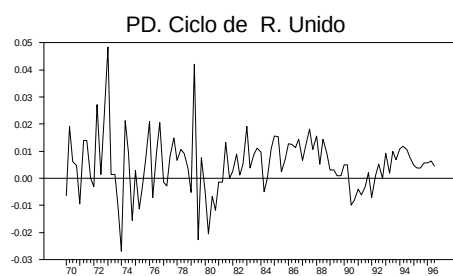
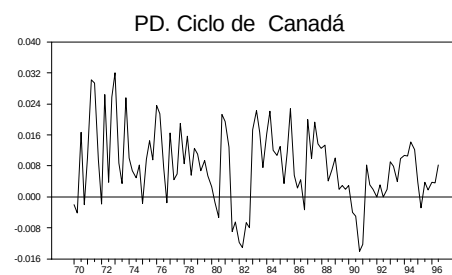
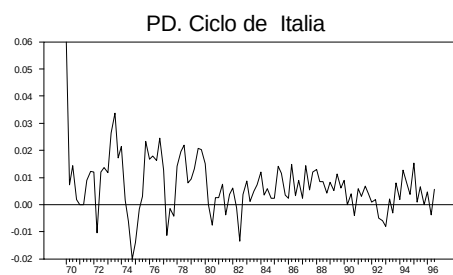
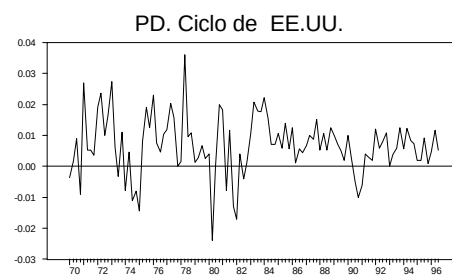
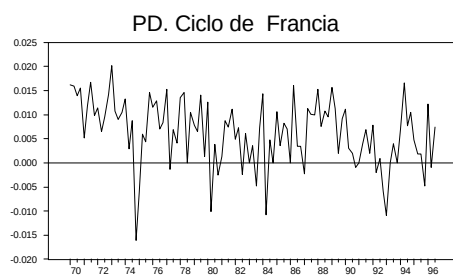
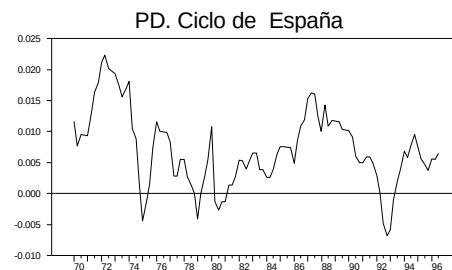
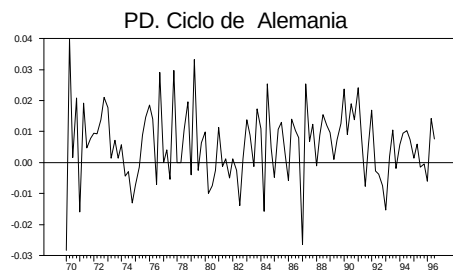


Gráfico 2b: Ciclos de las series. Filtro PD.

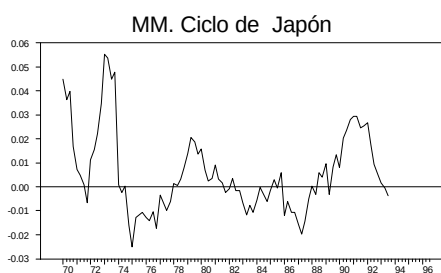
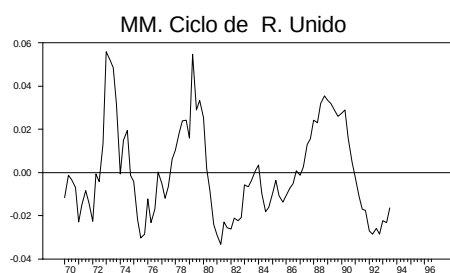
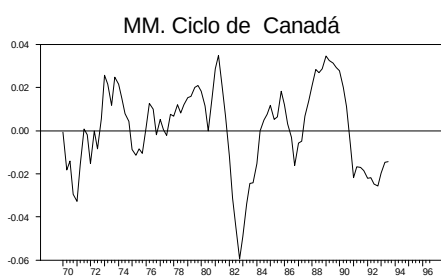
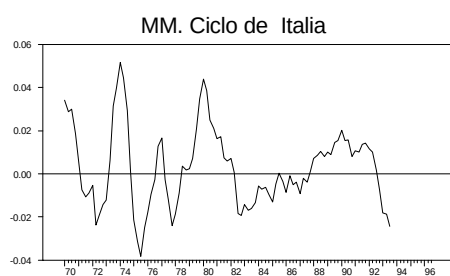
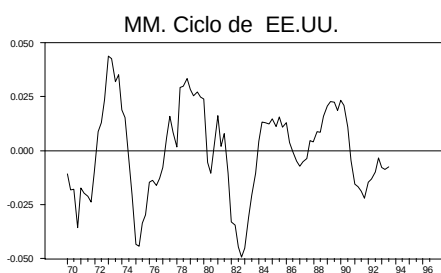
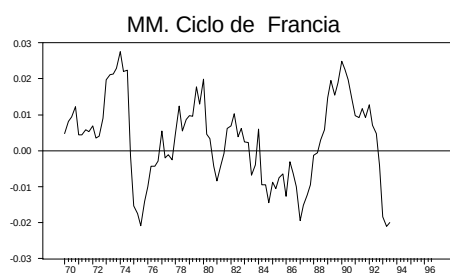
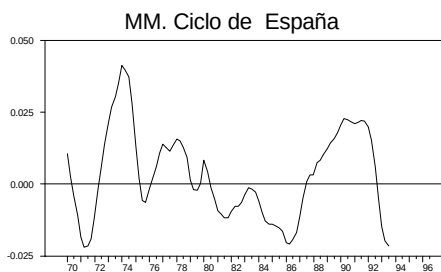
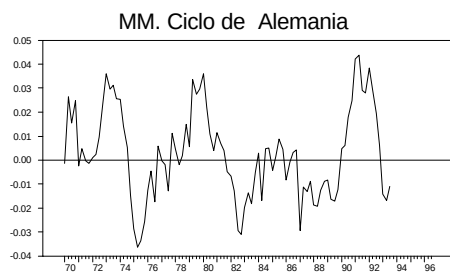


Gráfico 2c: Ciclos de las series. Filtro MM.

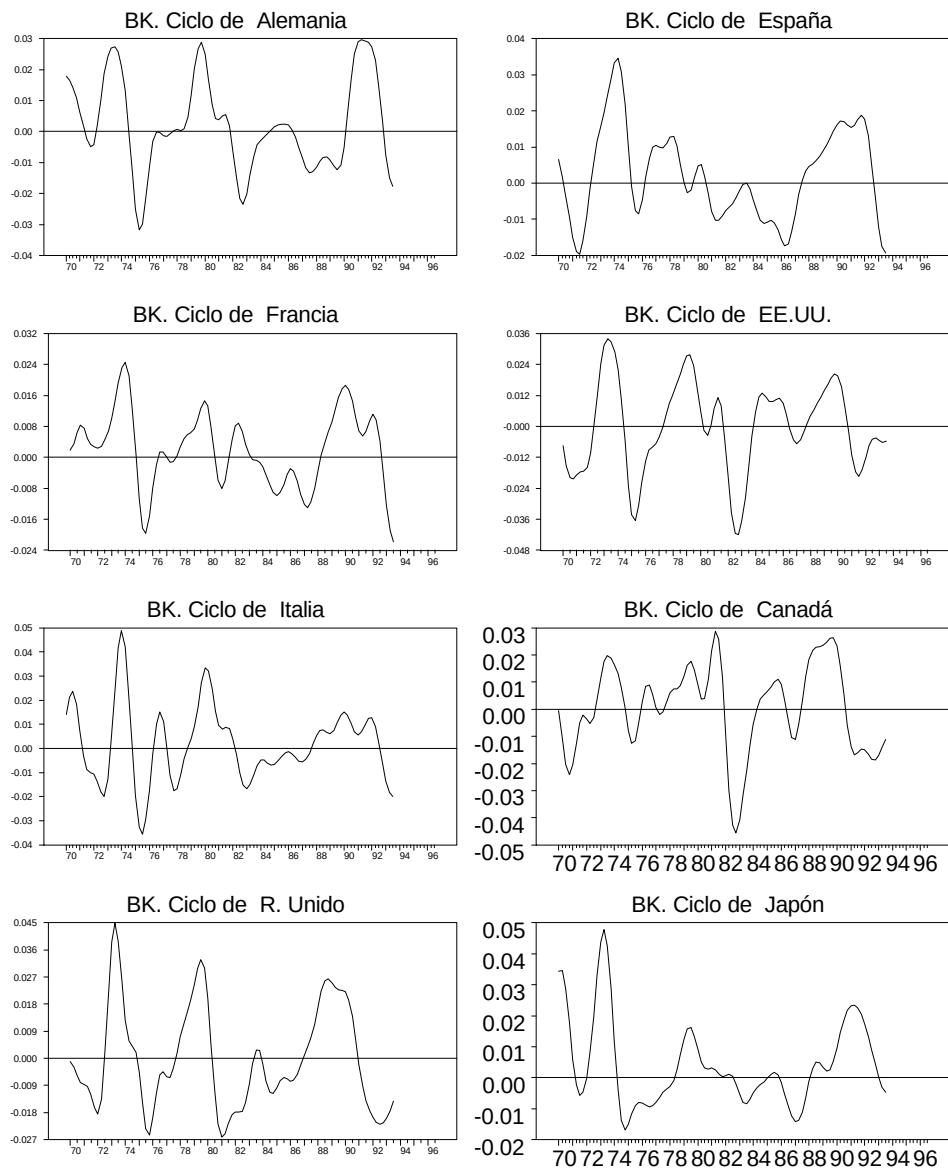


Gráfico 2d: Ciclos de las series. Filtro de Paso de Banda de Baxter y King.

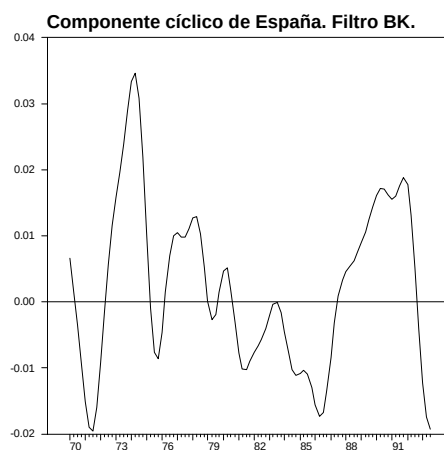
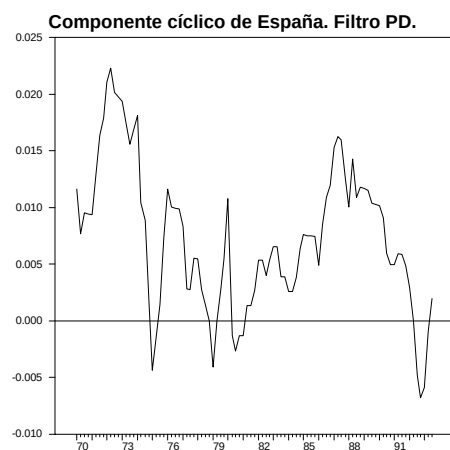
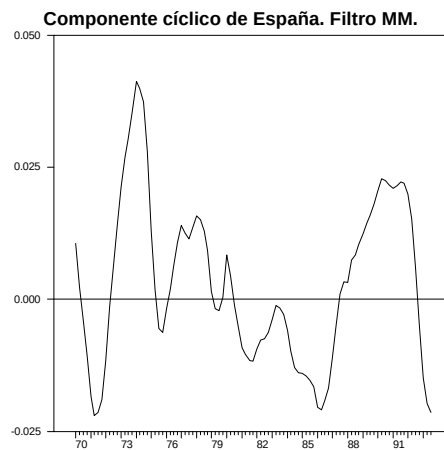
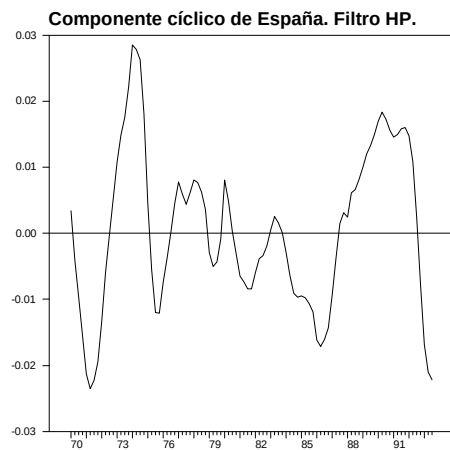


Gráfico 3: Ciclos obtenidos de los diferentes filtros para el caso de España.