

DEPARTAMENTO DE ANÁLISIS ECONÓMICO

CICLO Y DINÁMICA ECONÓMICA EN EUROPA

PEDRO JOSÉ PÉREZ VÁZQUEZ

UNIVERSITAT DE VALENCIA  
Servei de Publicacions  
2004

Aquesta Tesi Doctoral va ser presentada a València el dia 03 de Desembre de 1999 davant un tribunal format per:

- D. Javier Andrés Domingo
- D. Amado Pedro Giménez
- D. Jesús Vázquez Pérez
- D<sup>a</sup>. Amparo Camarero Olivas
- D. Javier Valles Liberal

Va ser dirigida per:

D. Francisco José Goerlich Gisbert

©Copyright: Servei de Publicacions  
Pedro José Pérez Vázquez

---

Depòsit legal:

I.S.B.N.:84-370-5475-3

Edita: Universitat de València  
Servei de Publicacions  
C/ Artes Gráficas, 13 bajo  
46010 València  
Spain  
Telèfon: 963864115

**UNIVERSITAT DE VALÈNCIA.**

*Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales.*

*Departament d'Anàlisi Econòmica.*

***CICLO Y DINÁMICA ECONÓMICA EN  
EUROPA.***

Vº Bº:

Tesis Doctoral

presentada por:

***Pedro José Pérez Vázquez.***

Dirigida por el Dr.

***Francisco José Goerlich Gisbert***

En primer lugar quiero agradecer especialmente la ayuda y apoyo de mi director, Francisco Goerlich. Gracias por todo Paco.

También quiero agradecer a los miembros del departamento de Análisis Económico su apoyo y ayuda, en especial a Javier Andrés, Rafael Doménech, Matilde Más y Amado Peiró.

Mención especial también para mis compañeros de alegrías y fatigas Begoña Casino, Concha Peñarrubia, Empar Pons, Luisa Escriche, José Ramón García y Julia Martínez. Os estoy muy agradecido y ¡ánimo a los que aún no habéis acabado la tesis! Víctor, gracias por la ayuda de última hora.

Por último recordar a mi familia, Juan, Pilar, Toño, Paz, Carlos y Felisa, casi todos ellos Pérez.

Valencia 24 de Julio de 1999

*No es un  
poema de amor, pero  
me ha costado mucho.*

Para ti, Julia.

# ÍNDICE

INTRODUCCIÓN	1
<b>CAPÍTULO 1. <i>Propiedades cíclicas en las principales economías occidentales.</i></b>	
1. Introducción	8
2. ¿Cómo medir el ciclo?	11
3. Metodología	16
4. Análisis empírico	21
5. ¿Son robustos los hechos estilizados al método de filtrado?	58
6. Estabilidad en el tiempo de los hechos estilizados	67
7. Conclusiones	82
Apéndices	85
Referencias bibliográficas	114
<b>CAPÍTULO 2. <i>Ciclos comunes en Europa.</i></b>	
1. Introducción	119
2. Estudios anteriores	121
3. Tendencias y ciclos comunes	126
4. Análisis empírico	136
5. ¿Qué factores causan los ciclos comunes?	154
6. Conclusiones	158
Apéndices	160
Referencias bibliográficas	168
<b>CAPÍTULO 3. <i>Fuentes de variabilidad para las principales economías occidentales.</i></b>	
1. Introducción	174
2. Identificación de las fuentes de variabilidad en la economía mediante modelos VAR	176
3. <i>Shocks</i> de demanda <i>versus shocks</i> de oferta: Estudios previos	190
4. Análisis empírico	195
5. Conclusiones	219
Apéndice	221
Referencias bibliográficas	222
<b>CAPÍTULO 4. <i>Fuentes de variabilidad en la economía española</i></b>	
1. Introducción	226
2. Modelo teórico	229
3. Modelo Econométrico	232
3.1 Identificación	232

3.2 Análisis de los datos	237
3.3 Especificación del modelo econométrico	240
3.4 Introducción de las restricciones (Obtención de la forma estructural)	241
3.5 Resultados: descomposición de la varianza y funciones de impulso respuesta	244
4. Conclusiones	258
Apéndices	260
Referencias bibliográficas	265
<b>CONCLUSIONES</b>	<b>269</b>

---

# INTRODUCCIÓN

El estudio de los ciclos económicos es una de las áreas de la Macroeconomía que más interés ha suscitado entre los economistas en los últimos tiempos. Su principal objetivo es determinar las causas, desarrollo y consecuencias de las recurrentes expansiones y recesiones de la actividad económica que experimentan las economías de mercado.

La investigación en esta área ha experimentado importantes cambios como resultado tanto de los nuevos desarrollos teóricos como de los avances en las técnicas econométricas, resultando en un cambio de perspectiva en cuanto al origen de las fluctuaciones. Concretamente, este cambio de enfoque comenzó a fraguarse en los años 80 a partir de la publicación de dos trabajos, Kydland y Prescott (1982) y Nelson y Plosser (1982), que han resultado ser muy influyentes en el campo de las fluctuaciones económicas, al pronunciarse a favor de una interpretación real de las fluctuaciones.

En los años cincuenta existía un cierto consenso sobre las causas de las fluctuaciones macroeconómicas construido sobre la aceptación general de la economía keynesiana, enfatizándose como principal causa de los ciclos económicos las variaciones autónomas de la inversión. Este consenso empezó a quebrarse cuando una nueva corriente de economistas encabezados por Milton Friedman empezó a destacar los factores monetarios como principal causa de los ciclos económicos.

Estas dos corrientes de pensamiento económico (Keynesianos y Monetaristas) protagonizaron un intenso debate a finales de los años sesenta en cuanto al funcionamiento de la economía. La discrepancia se centraba en las causas principales o últimas de las fluctuaciones macroeconómicas, destacándose factores monetarios por parte de los monetaristas y otros factores de demanda por los keynesianos. Este debate produjo un proceso de convergencia mediante el cual las diferencias acabaron siendo más cuantitativas que cualitativas, reconociéndose que tanto factores reales como monetarios podían ser causa de la aparición de fluctuaciones macroeconómicas.

A principio de los setenta, a raíz de los sucesivos *shocks* de oferta que afectaron a la economía, los modelos macroeconómicos de corte keynesiano utilizados con fines predictivos dejaron de dar buenas predicciones en el nuevo

escenario macroeconómico. Adicionalmente, en este nuevo escenario económico las políticas keynesianas basadas en el control de la demanda agregada para afectar al producto real, dejaron de ser aplicables al generar problemas en el control de la inflación. Esta falta de adecuación de los modelos e ideas keynesianas a la realidad económica, llevó a economistas como Lucas, Prescott y Sargent, entre otros, a desarrollar modelos estocásticos de equilibrio general para explicar las principales características de las fluctuaciones económicas, comenzándose así la llamada Revolución Neoclásica o Revolución de las expectativas racionales.

En concreto, Lucas (1973) desarrolló un modelo de equilibrio competitivo con expectativas racionales en el que las fluctuaciones económicas tienen un origen monetario. Los efectos sobre las variables reales se producen debido a que existe información imperfecta, con lo que sólo tendrán efecto sobre las variables reales las variaciones en la cantidad de dinero no anticipadas por los agentes económicos. Sin embargo, a finales de los setenta parecía ya evidente que las deficiencias en la información no explicaban suficientemente las fluctuaciones observadas en el producto real, sobre todo en economías modernas donde la información se procesa con gran rapidez.

Este rechazo empírico del modelo de Lucas lleva en los ochenta a un cambio de perspectiva en cuanto al origen de las fluctuaciones económicas. Autores como Kydland y Prescott (1982) y Long y Plosser (1983) entre otros, mantienen el marco de equilibrio general y la hipótesis de expectativas racionales pero inciden en factores reales como causa principal de las fluctuaciones. Estos trabajos fueron los pioneros de toda una pléyade de trabajos agrupados bajo la denominación de Modelos Reales del Ciclo, que ha dominado la investigación en el campo de las fluctuaciones económicas en los años 80 y 90.

El desarrollo de los modelos reales del ciclo, ha tenido entre otras consecuencias, la revitalización de los estudios dedicados a estudiar los “hechos estilizados” del ciclo, puesto que, la idoneidad de sus modelos se juzga en función de lo próximas que estén sus predicciones teóricas de las regularidades empíricas. La recopilación de regularidades empíricas sobre los ciclos económicos constituye un trabajo interesante en sí mismo, principalmente si, además de servir como

medio de contrastación y guía a la modelización, se utilizan para realizar comparaciones internacionales. Este es uno de los tópicos del área de los ciclos que más se ha desarrollado en los últimos años debido a la mayor y mejor disponibilidad de datos que posibilita la comparación internacional, y al desarrollo de nuevos métodos de obtención del ciclo económico.

El **capítulo primero** de la tesis se enmarca en esta línea de investigación. En él, se analizan y comparan las regularidades cíclicas de un grupo de nueve economías (los países del G-7 más España y Suiza) utilizando tres métodos distintos de filtrado. El principal objetivo de este capítulo es tratar de determinar si, tal como se plantea en Lucas (1977), los ciclos económicos tienen esencialmente el mismo carácter tanto en el tiempo como entre países. La motivación de este capítulo es doble: por un lado, introducir a España en un análisis comparado a nivel internacional utilizando varios filtros y con una base de datos amplia, que recoja las principales variables económicas, y lo más homogénea posible; y por otro lado, ampliar los criterios habitualmente utilizados para determinar las propiedades cíclicas de las variables, pues éstos, pueden ocultar o enmascarar las posibles similitudes cíclicas entre distintos países, que es uno de los principales objetivos de este tipo de estudios.

Los resultados obtenidos en este capítulo indican que las propiedades cíclicas son sorprendentemente similares para todos los países analizados, pudiéndose en este sentido decir que el ciclo es un fenómeno común para las economías de mercado occidentales.

En el **segundo capítulo** de la tesis se analizará si entre los países europeos existe un ciclo común. Contrastar si países geográfica y económicamente próximos presentan entre sí mayores similitudes cíclicas que países más distantes, tiene interés en sí mismo, pero el hecho de que los principales países europeos estén embarcados en un proceso de creación de una unión monetaria hace que este tema adquiera especial relevancia, ya que, la pérdida del tipo de cambio como instrumento de política económica puede tener costes para las economías nacionales si sus ciclos no están sincronizados. En este capítulo se utilizarán técnicas multivariantes desarrolladas por Vahid y Engle (1993) que, además de permitir contrastar la presencia de tendencias y ciclos comunes, proporcionan una

estimación de los ciclos comunes, por lo que es posible determinar que factores los generan. Los resultados de este segundo capítulo corroborarán la existencia de un ciclo común entre los países europeos.

En los dos siguientes capítulos se tratará de identificar que factores han sido los principales causantes de los ciclos, es decir, las fuentes principales de variabilidad macroeconómica.

Actualmente podemos decir que coexisten dos grandes paradigmas o escuelas de pensamiento que dominan el debate macroeconómico actual: un enfoque de equilibrio con expectativas racionales representada por la escuela neoclásica y plasmada en los modelos reales del ciclo económico y la escuela keynesiana o neokeynesiana que adopta un enfoque de desequilibrio en el cual los mercados pueden no vaciarse a corto plazo debido a rigideces en los mercados o a deficiencias en la información. Esta última, a pesar de los ataques por parte de la escuela neoclásica debidos a su falta de fundamentación teórica, sigue creyendo en la relevancia empírica de los modelos y postulados keynesianos y ha emprendido un proceso de búsqueda de fundamentación microeconómica sobre la que justificar o apoyar la validez teórica de tales modelos.

Estas dos escuelas de pensamiento difieren tanto en aspectos metodológicos como en la visión de cómo funciona la economía; concretamente difieren en cuanto a las causas últimas de las fluctuaciones económicas y los mecanismos de transmisión que operan en el ciclo económico. Por un lado, la visión tradicional de las fluctuaciones económicas (representada por los keynesianos) sigue apuntando como fuente principal de éstas a los *shocks* de demanda y como mecanismo transmisor a imperfecciones en los mercados o a rigideces en precios y salarios, mientras que los partidarios de los modelos reales del ciclo señalan a los *shocks* en la productividad como causa fundamental de las fluctuaciones y a la sustitución intertemporal de los agentes entre renta y ocio como mecanismo transmisor, por lo que en estos modelos los ciclos económicos son la respuesta eficiente de los agentes a *shocks* en la función de producción, siendo entonces los ciclos un fenómeno de equilibrio.

A pesar de ser uno de los principales temas de estudio y discusión económica, no existe todavía un consenso en cuanto al origen o causas principales

de las fluctuaciones en el producto real y restantes variables macroeconómicas. Tampoco parecen claros los mecanismos que operan en la transmisión del ciclo económico y que se reflejan en las correlaciones observadas de las series macroeconómicas.

Con el tipo de análisis desarrollado en el primer capítulo, es posible hacer valoraciones sobre las posibles causas de las fluctuaciones, pero para determinar cual es la causa principal de éstas es necesaria la utilización de modelos estructurales, que identifiquen las distintas fuentes de variabilidad.

En este sentido, en el **tercer capítulo** de la tesis se utilizará la estrategia de modelización macroeconómica propuesta por Sims (1980), basada en el uso de modelos vectoriales autorregresivos o modelos VAR, para determinar cual ha sido la causa principal de las fluctuaciones. Concretamente se estimará un modelo VAR con restricciones de cointegración para el producto real y la inflación en cada uno de los países analizados en el primer capítulo de la tesis. Los resultados obtenidos señalan que, incluso en el corto plazo, los *shocks* de oferta han sido la fuente principal de variabilidad en la mayoría de países.

Estos resultados apoyan la visión de los ciclos dada por los modelos reales del ciclo. Sin embargo, a pesar de este resultado, es posible que la visión tradicional de las fluctuaciones siga teniendo validez, aunque cuantitativamente su importancia sea menor que la de los *shocks* de oferta. Por ello, en el **cuarto capítulo** de la tesis se estimará para la economía española un modelo VAR con cuatro variables (producción, cantidad nominal de dinero, precios y tipo de interés), con el objetivo de determinar si las respuestas del sistema ante distintos tipos de *shocks* se ajustan a las predicciones teóricas del modelo IS-LM ampliado con curva de Phillips; modelo que se toma como representación del paradigma keynesiano.

La metodología VAR es especialmente apropiada para tratar de discriminar entre distintos enfoques teóricos; al hacer uso de un mínimo de restricciones no se orienta con fuertes supuestos teóricos el análisis empírico, dejando que los datos indiquen que enfoque es el más apropiado. Los resultados obtenidos en este capítulo coinciden con los obtenidos en el capítulo anterior: los *shocks* de oferta son la principal fuente de variabilidad, incluso en el corto plazo. Sin embargo, los

resultados también evidencian que las respuestas del modelo estimado son ampliamente consistentes con las predicciones del modelo IS-LM, uno de los modelos representativos del paradigma keynesiano.

### **Referencias Bibliográficas.**

- Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1982): "Time to build and aggregate fluctuations". *Econometrica*, 50, pp.1345-1370.
- Long, J. B. y Plosser, C. I. (1983): "Real business cycles". *Journal of Political Economy*, 91, pp. 36-69.
- Lucas, R. E. (1973): "Some international evidence on output-inflation tradeoffs". *American Economic Review*, 63, pp. 326-334
- Lucas, R. E. (1977): "Understanding business cycles". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5, pp. 7-29.
- Nelson, C.R y Plosser, C.I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomics time series". *Journal of Monetary Economics*, 10, pp 139-162.
- Sims, C.A. (1980): "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, 48, pp 1-48.
- Vahid, F. y Engle, R. F. (1993): "Common trends and common cycles". *Journal of Applied econometrics*, 8, pp. 341-360.

# Capítulo 1

*Propiedades cíclicas en las principales  
economías occidentales.*

## 1. Introducción

Los ciclos económicos suelen definirse como fluctuaciones recurrentes de la actividad en torno a una senda de crecimiento de largo plazo o tendencia. Estas fluctuaciones en torno a la tendencia no se producen a intervalos regulares, ni presentan exactamente la misma amplitud; sin embargo, una de las características definitorias de los ciclos económicos es que las variables económicas están relacionadas a lo largo del ciclo. Es decir, hay una estructura de covariación entre las variables macroeconómicas que refleja los mecanismos económicos que subyacen tras el fenómeno de los ciclos.

El objetivo principal de este capítulo será, precisamente, caracterizar empíricamente las propiedades o hechos estilizados del ciclo en las principales economías occidentales y la relación entre ellas, centrándonos, principalmente, en la economía española.

Esta tarea de describir los hechos estilizados del ciclo económico, fue acometida en primer lugar por Burns y Mitchell (1946) en sus trabajos en el seno del NBER, y ha sufrido un gran impulso con el desarrollo de la macroeconomía neoclásica, concretamente a partir de los trabajos de Lucas y de la aparición de los modelos reales del ciclo económico (RBC).

En el trabajo de Lucas (1977) se argumenta que, a pesar de las diferencias existentes en cuanto a duración, amplitud y coincidencia, las fluctuaciones recurrentes de las variables agregadas presentan esencialmente el mismo carácter tanto en el tiempo como entre países. Este trabajo fomentó la aparición de estudios tanto empíricos como teóricos, tratando de corroborar esta idea y dirigidos a encontrar la causa o causas que hacen que los ciclos, a pesar de sus diferencias, tengan todos fundamentalmente el mismo carácter, intentándose asimismo caracterizar las regularidades empíricas que confieren al ciclo económico un carácter unitario y que lo convierten, por tanto, en una importante área de estudio económico.

El desarrollo de los modelos reales del ciclo económico también ha fomentado el estudio empírico de los ciclos. En estos trabajos se utilizan calibraciones de los modelos para aproximar hechos estilizados. Estos hechos estilizados teóricos se comparan con los estadísticos muestrales, con el objetivo de constatar si el modelo es capaz de reproducir las características observadas en las distintas economías. Por lo tanto, como condición previa para juzgar la relevancia de sus modelos, necesitan una descripción lo más completa y precisa posible del fenómeno de los ciclos económicos, pues la calidad de sus simulaciones se juzga en función de la capacidad de los modelos para replicar los hechos estilizados observados.

Entre los trabajos que tratan de caracterizar los hechos estilizados del ciclo económico se encuentran entre otros muchos los de Englund y otros (1992), Blackburn y Ravn (1992), Dhantine y Donaldson (1993), Fiorito y Kollintzas (1994), Dhantine y Girardin (1989), Backus y Kehoe (1992), Cristodoulakis y otros (1994) y Dolado y otros (1993).

En estos estudios se pretende caracterizar los ciclos económicos de un país o conjunto de países, presentando un conjunto de regularidades en el comovimiento de los agregados económicos, y determinar si estas pautas son comunes entre países. De ser así, éstos serían los hechos que deberían ser capaces de explicar o replicar los modelos teóricos del ciclo económico.

A pesar del gran número de trabajos realizados, todavía existen múltiples ampliaciones y modificaciones a realizar en el campo de los hechos estilizados. Las ampliaciones más inmediatas consistirían en aumentar el número de variables objeto de análisis y el periodo muestral. Otro tipo de ampliaciones, que podría conducir al establecimiento de nuevos hechos estilizados, consistiría en tomar variables distintas del producto real como referencia a la hora de determinar regularidades empíricas. Por último, también puede resultar pertinente realizar un estudio de la estabilidad en el tiempo de los hechos estilizados.

Buena parte de estas ampliaciones se realizarán en este trabajo, si bien la motivación primigenia del trabajo era doble, por un lado introducir España en el análisis de los hechos estilizados con una base de datos lo más homogénea posible, y adicionalmente, ampliar el criterio en base al que establecer similitudes cíclicas entre países. Así, la metodología utilizada en este capítulo será similar a la de todos los trabajos en el campo de los hechos estilizados del ciclo, con una sola excepción: el criterio para determinar similitudes o diferencias en el comportamiento cíclico de una variable en distintos países será ampliado, de forma que se tendrá en cuenta no sólo la correlación contemporánea y/o la correlación máxima con el producto real, sino un conjunto amplio de correlaciones cruzadas que incluirá correlaciones desfasadas, adelantadas y la correlación contemporánea.

Al presentar los resultados, se hará evidente que esta modificación puede llevar a cambios drásticos en cuanto al hecho de que el comportamiento cíclico de una variable sea considerado similar o no entre países, que a nuestro entender es uno de los objetivos fundamentales de este tipo de trabajos.

Lógicamente, para determinar las propiedades del ciclo económico, en primer lugar es necesario medirlo, es decir extraer el componente cíclico de las series mediante una definición operativa; a ello se dedicará la segunda sección del trabajo, mientras que la metodología utilizada será descrita en la tercera parte. Los resultados del análisis empírico, junto con el análisis de los datos se realizará en la cuarta sección. Los apartados quinto y sexto se dedicarán respectivamente a determinar si los resultados obtenidos en la sección cuarta son robustos al método de filtrado y si son estables en el tiempo. Finalmente, en la séptima sección se presentarán las principales conclusiones del trabajo.

## 2. ¿Cómo medir el ciclo?

Actualmente, siguiendo la definición de Lucas (1977), se entiende el fenómeno de los ciclos económicos como los movimientos alrededor de la tendencia en el producto nacional bruto y el comportamiento relativo de otras series macroeconómicas. Sin embargo, esta definición no es operativa pues se necesita determinar que es exactamente la tendencia sobre la que se definen las fluctuaciones. Podríamos esperar que la teoría del crecimiento nos diese una estimación clara de la tendencia, pero esto no es así: no establece como es exactamente la tendencia ni cual es la relación entre el ciclo y la tendencia. Por lo tanto, el estudio de los ciclos económicos comienza con el problema de su medición.

Existe una amplia variedad de métodos para descomponer una serie temporal en ciclo y tendencia. Estos métodos pueden ser clasificados en dos grandes grupos: métodos estructurales y no estructurales.

Dentro de los métodos estructurales podemos citar, entre otros, el utilizado en Blanchard y Fisher (1989), donde se define la tendencia como la parte del producto real que es causado por shocks permanentes. Los métodos estructurales presentan la característica deseable de definir la tendencia mediante el uso de conceptos económicos. Sin embargo, como se señala en Cogley (1997), presentan el problema de añadir la cuestión de la medición del ciclo a los problemas asociados a la especificación y estimación de modelos estructurales.

Dado que el objetivo es caracterizar los hechos estilizados para un conjunto amplio de variables y para distintos países, los métodos estructurales quedan prácticamente descartados, pues para cada variable sería necesario plantear un modelo estructural distinto o, al menos, variar el conjunto de información a utilizar. Por este motivo, en esta clase de trabajos se utilizan métodos no estructurales para separar el ciclo de la tendencia.

Entre los métodos no estructurales, se incluyen desde la extracción de tendencias lineales, pasando por la utilización de la primera diferencia, hasta el

uso de métodos más elaborados como los propuestos por Beveridge y Nelson (1981), Hodrick y Prescott (1980 y 1997) o más recientemente por Baxter y King (1995). Estos métodos, al no ser estructurales, tienen la ventaja en la práctica de separar las cuestiones de medición y explicación del ciclo, pero presentan un problema: hay un gran número de métodos alternativos. En realidad existen infinitas formas de descomponer una serie temporal no estacionaria en dos componentes: uno estacionario y el otro no estacionario.

Desde el punto de vista estadístico, la obtención del componente cíclico de una serie temporal es un problema de extracción de componentes no observables. Tal descomposición se fundamenta en la idea de que cada componente es causado por distintas fuerzas económicas<sup>1</sup>. Para resolverlo podemos utilizar supuestos teóricos o conocimientos a priori sobre los procesos generadores de los distintos componentes, que permitan identificarlos. Sin embargo, siguen sin haber unos supuestos de partida completamente aceptados; además, como puede verse en Watson (1986), las especificaciones de los componentes que resultan tratables se limitan a casos simples.

Dado que no hay un claro consenso sobre qué es la tendencia y cuál es su relación con el ciclo, la separación de los dos componentes es controvertida. Parece lógico preferir en una primera aproximación métodos cuyo criterio de selección no sea arbitrario, es decir, que sea defendible mediante algún criterio con significado económico. Además, dado el elevado número de series a analizar, es deseable que sea fácilmente reproducible y aplicable a un amplio número de variables.

Un hecho generalmente aceptado, a partir de la publicación del trabajo de Nelson y Plosser (1982), es que las series macroeconómicas presentan no estacionariedades estocásticas, pareciendo lógico asociar los componentes no estacionarios a la tendencia. Este hecho ha cambiado la forma de pensar sobre el ciclo y la tendencia. Tradicionalmente, en los análisis empíricos de los ciclos

---

<sup>1</sup> Esta idea también es controvertida puesto que algunas de las teorías de equilibrio sugieren que el crecimiento y el ciclo están determinados fundamentalmente por los mismos factores; sin embargo, aún así, persistiría la necesidad de la descomposición de la serie.

económicos se suponía que el crecimiento o tendencia de largo plazo seguía una tendencia (posiblemente polinomial) determinista y que los ciclos sobre esa tendencia eran el resultado de shocks transitorios. Progresivamente, con la evidencia de que las series son estacionarias sólo tras diferenciarlas, se han desarrollado y han cobrado popularidad métodos adecuados para extraer tendencias estocásticas, de forma que métodos como la extracción de tendencias lineales han quedado prácticamente descartados.

El método propuesto por Beveridge y Nelson (1981) define la tendencia y el ciclo en términos de la predicción de largo plazo del nivel de la serie analizada. Este método se instrumenta mediante la estimación de un modelo de forma reducida para la serie a descomponer. La literatura sobre este filtro sugiere que genera tendencias muy volátiles y que es altamente sensible a distintas especificaciones de la forma reducida, por lo que en la práctica no es factible aplicarlo a un gran número de variables y países.

Uno de los métodos más utilizados en los trabajos dedicados a la caracterización de los hechos estilizados del ciclo, así como en la literatura de los RBC, es el propuesto por Hodrick y Prescott (1980). Este método se basa en el a priori de que la tendencia es suave pero variable. Se plantea como un problema de optimización que representa un trade-off entre dos términos: el ajuste de la tendencia a la serie y la variabilidad de la tendencia. El efecto de este filtro sobre las distintas frecuencias de las series ha sido analizado en numerosos trabajos, constatándose que se comporta como un filtro de paso alto, es decir, mantiene las frecuencias altas y medias, suprimiendo las bajas frecuencias de la serie analizada. Un análisis más detallado de este filtro se encuentra en el apéndice 1.

La visión generalmente aceptada en la literatura de que la duración media de los ciclos económicos se sitúa en torno a los cinco años, puede servir de guía en la elección del método de extracción de la tendencia. Concretamente, Moore y Zarnowitz (1986) citan una duración media para los ciclos en USA en torno a los cinco años, también es la duración citada por Lindbeck (1975) para Suecia. Englund y otros (1992) utilizan el mismo supuesto, lo que les lleva a utilizar

métodos de análisis espectral para extraer el componente cíclico, con una duración media en torno a los cinco años: concretamente su criterio se sitúa entre tres y ocho años. Para aplicar esta idea utilizan métodos espectrales, que tienen la desventaja de que se necesita que las series a analizar sean estacionarias. Por ello previamente necesitan utilizar métodos adicionales (generalmente el filtro HP o la primera diferencia) para convertir las series en estacionarias. Además, para una correcta utilización de estos métodos son necesarias series de gran tamaño muestral.

Burns y Mitchell (1946) son más precisos y consideran que los ciclos económicos son los componentes cíclicos comprendidos entre seis y treinta y dos trimestres. Para tratar de hacer operativa esta idea, Baxter y King (1995) desarrollan un filtro en el dominio temporal que elimina de los datos originales los componentes de baja frecuencia (la tendencia) y los de muy alta frecuencia (componente irregular), aislando los componentes con la periodicidad deseada. Este método es fácil de aplicar, por lo que es factible utilizarlo para un gran número de series, además de ser posible aplicarlo a series no estacionarias hasta un orden de integración igual a dos.

Otro filtro ampliamente utilizado en el estudio de los ciclos económicos es la primera diferencia. Este es un filtro que, obviamente, convierte en estacionarias a las series integradas de orden uno ( $I(1)$ ); es decir, es apropiado para extraer tendencias estocásticas. Sin embargo, sus propiedades para aislar las frecuencias típicamente asociadas con el ciclo no son demasiado buenas, pues tiende a amplificar las altas frecuencias. No obstante, este método sigue siendo utilizado dada su sencillez y principalmente porque si los datos están expresados en logaritmos, al tomar primeras diferencias se obtienen las tasas de crecimiento de las variables, el cual es un concepto interesante en sí mismo.

En los siguientes apartados utilizaremos para obtener el componente cíclico estos tres métodos de filtrado: el método de Hodrick y Prescott (HP), el de Baxter y King (BK) y la primera diferencia (1-L).

Los tres filtros son capaces de extraer tendencias estocásticas, son fácilmente reproducibles y, por tanto, aplicables a un gran número de variables y tienen cierta intuición económica: aíslan ciertas frecuencias generalmente asociadas al ciclo económico, como es el caso de los filtros HP y BK, o proporcionan una medida estadística con interpretación por sí misma como la primera diferencia. Dado que han sido muy utilizados y estudiados, no se ha pretendido revisar toda la literatura sobre las propiedades de estos filtros sino mostrar sus principales características en el apéndice 1, donde se realizará un breve resumen de sus propiedades.

El hecho de utilizar varios métodos de filtrado viene motivado por la posibilidad de que los hechos estilizados no sean robustos al método de obtención del ciclo. Adicionalmente, en Canova (1998) se propone el uso de diversos filtros, pues cada uno de ellos enfatiza distintas propiedades de las series temporales. De este modo, utilizar distintos filtros proporcionará información alternativa que potencialmente puede conducir a una mejor caracterización de las propiedades de los ciclos económicos.

### 3. Metodología

La metodología utilizada en este capítulo es similar a la de la mayoría de los trabajos realizados en el campo de los hechos estilizados del ciclo económico, con una sola excepción: el criterio para caracterizar el comportamiento cíclico de las distintas variables y establecer similitudes entre países será ampliado, de forma que se considerará no sólo la correlación contemporánea y/o la correlación máxima con el producto real, sino un conjunto amplio de correlaciones, teniéndose en cuenta toda la estructura de ese conjunto o ventana de correlaciones. La estructura de las correlaciones o estructura de correlación de cada variable se mostrará mediante la representación gráfica de éstas. Esta modificación, como se verá al presentar los resultados, puede llevar a cambios drásticos en cuanto a que el comportamiento cíclico de una variable sea considerado similar o no entre países.

En primer lugar, antes de caracterizar las propiedades cíclicas, es necesario obtener los ciclos de las distintas variables. Los filtros más utilizados en esta clase de literatura han sido el filtro HP y la primera diferencia de las variables. Posteriormente, una vez obtenido el componente cíclico de las distintas variables, se caracterizan las principales propiedades de cada variable<sup>2</sup> mediante el cálculo de ciertos estadísticos descriptivos. Entre las propiedades estudiadas se encuentran generalmente la variabilidad, la persistencia y el grado de asociación con el ciclo del producto real. Finalmente, sobre la base de los estadísticos calculados se estudian y comparan las propiedades cíclicas de las variables dentro de un país y entre países.

Para medir la volatilidad de las distintas variables se utilizan la desviación típica y la desviación típica relativa a la del producto real. Si esta última fuese mayor que uno indicaría que la variable en cuestión es más volátil que el producto real.

---

<sup>2</sup> Mientras no se diga lo contrario, cuando se haga referencia a una variable, se entenderá que se habla de su componente cíclico.

Como medida del grado de persistencia del componente cíclico de cada variable es usual utilizar el coeficiente de autocorrelación de primer orden.

Finalmente, para determinar el grado y sentido de la asociación entre los ciclos de las distintas variables con el ciclo del producto real se calculan los coeficientes de correlación entre el producto real y las demás variables. La estrategia habitual es calcular las correlaciones para varios adelantos y retardos, además de la contemporánea; es decir, se calculan para cada variable  $X_t$  las correlaciones entre  $PIB_t$  y  $X_{t \pm i}$  para  $i = 0, 1, \dots, p$ , situándose generalmente  $p$  entre cuatro y seis.

Atendiendo a estos coeficientes de correlación se clasifican las variables como procíclicas o contracíclicas y como adelantadas o retrasadas respecto al ciclo del producto real. Para ello se han utilizado dos estrategias: la primera y más utilizada consiste en catalogar una variable como procíclica si el coeficiente de correlación contemporánea es positivo, mientras que si es negativo se dice que es contracíclica; además, si la máxima correlación en valor absoluto se da entre  $PIB_t$  e  $X_{t-i}$  se dice que la variable  $X$  es adelantada respecto al ciclo del PIB, mientras que si la máxima correlación se da para  $X_{t+i}$ , entonces la variable  $X$  se retrasa  $i$  periodos respecto al ciclo del PIB. Alternativamente, en otros trabajos se ha utilizado una segunda estrategia, consistente en que para catalogar una variable como procíclica o contracíclica se atiende no a la correlación contemporánea, sino a la máxima correlación en valor absoluto. En función de este estadístico, una variable será procíclica si la máxima correlación (en valor absoluto) es positiva, mientras que será contracíclica en caso contrario. El criterio para determinar si las variables se adelantan o se retrasan es idéntico al de la estrategia anterior.

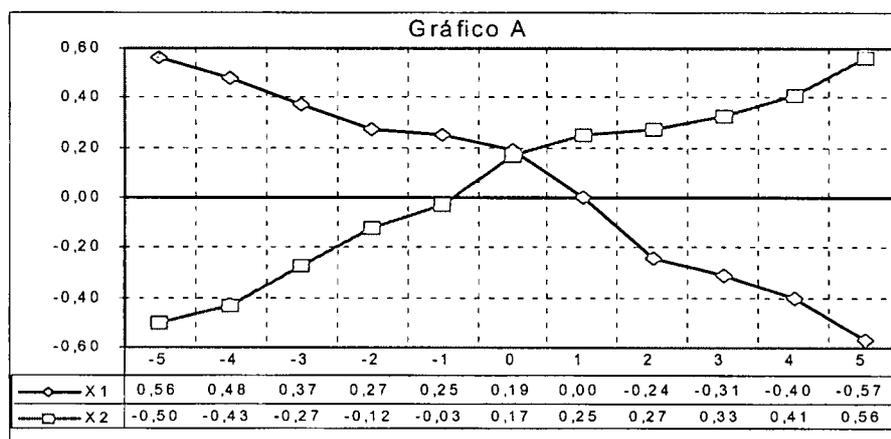
Estos criterios son adecuados para la mayoría de las variables analizadas<sup>3</sup>. Sin embargo, su aplicación estricta sobre ciertas variables puede llegar a enmascarar similitudes en el comportamiento de una variable entre países, que es

---

<sup>3</sup> Pues el conjunto de coeficientes de correlación presenta, en muchos casos, un máximo en valor absoluto en desfases cercanos a cero, para a partir de ese máximo empezar a descender (en valor

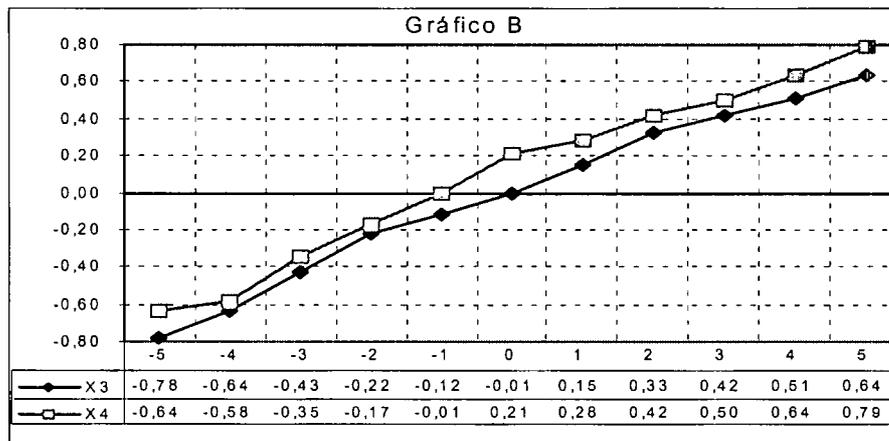
precisamente uno de los objetivos de esta literatura. Por ejemplo, puede que una determinada variable sea catalogada como procíclica en un país y contracíclica en otro, a pesar de que la estructura de sus coeficientes de correlación sea muy similar para los dos países. También puede ocurrir que una variable cambie su clasificación como procíclica o contracíclica al cambiar el método de extracción del ciclo, a pesar de que ese cambio brusco en la catalogación de una variable como procíclica o contracíclica, pueda ser debido, al igual que en el caso anterior, no a que se modifique drásticamente la estructura de los coeficientes de correlación de las variables, sino a la presencia de correlaciones de signo contrario y magnitud muy similar en los extremos de la ventana de correlaciones. Los dos gráficos siguientes, en los que se muestran los conjuntos de correlaciones cruzadas (tanto adelantadas como desfasadas) de una serie de variables con el producto real, ilustran el anterior comentario.

El gráfico A pone de manifiesto que las variables X1 y X2 presentan un comportamiento cíclico marcadamente diferente. Sin embargo, si se clasificasen las variables en base a la primera estrategia descrita anteriormente, las dos variables serían catalogadas como procíclicas y retrasadas, ocultándose el hecho de que su comportamiento cíclico es marcadamente diferente.



absoluto) las correlaciones. Es decir, la estructura o gráfico de las correlaciones presenta una forma acampanada (cóncava o convexa).

El gráfico B ilustra una situación en la que las variables X3 y X4 presentan un comportamiento cíclico similar, y sin embargo, si se utilizara la segunda estrategia de clasificación, la variable X3 sería contracíclica y adelantada, puesto que su máxima correlación en valor absoluto ( $-0.78$ ) se da entre  $PIB_t$  y  $X_{t-5}$ ; mientras que X4 sería catalogada como procíclica y retrasada.



Estos problemas parecen indicar la conveniencia de modificar el criterio de clasificación para las variables que presenten estas características en su estructura de correlación con el PIB. En estos casos, no parece suficiente basar la clasificación exclusivamente en la máxima correlación en valor absoluto, o alternativamente en la correlación contemporánea, debiéndose tener en cuenta toda la ventana de correlaciones para establecer similitudes en el comportamiento cíclico de una variable entre países. Esto hará que en ciertos casos sea verdaderamente complicado catalogar una variable como procíclica o contracíclica, pero en todo caso, será mejor solución que adoptar una estrategia que puede potencialmente conducir a errores. En cualquier caso, ante la dificultad de construir un índice sintético que pondere las distintas correlaciones, la mejor forma de proceder será la de mostrar el gráfico de las distintas correlaciones.

A *grosso modo*, se pueden definir dos tipos de estructura de correlación<sup>4</sup>: la estructura creciente y la decreciente. La estructura creciente<sup>5</sup> presentará valores negativos para las correlaciones entre  $PIB_t$  y  $X_{t-i}$  (para  $i > 0$ ), y valores positivos para las correlaciones entre  $PIB_t$  y  $X_{t+i}$ ; es decir, la variable  $X$  será contracíclica en los adelantos y procíclica para los retardos. La estructura decreciente<sup>6</sup> presentará los signos opuestos de la creciente. Por supuesto estos dos tipos de estructuras admiten muchos subtipos, por ejemplo, una variable podría ser débilmente procíclica adelantada, y fuertemente contracíclica para los retardos, además de muchas otras posibles combinaciones.

---

<sup>4</sup> Aparte de las estructuras acampanadas, que presentan un máximo (en valor absoluto) claramente definido.

<sup>5</sup> Las variables  $X_3$  y  $X_4$  del gráfico B son representativas de una estructura de correlación creciente.

<sup>6</sup> Como ejemplo podría tomarse la variable  $X_1$  del gráfico A.

## 4. Análisis empírico

El análisis se realizará para nueve economías: el grupo de países pertenecientes al G7 más España y Suiza. Es un grupo amplio que engloba a los principales países de la OCDE, y que al incluir economías no europeas puede permitir detectar si existe alguna característica específicamente europea, además de las comunes a todos los países.

Se utilizará un conjunto amplio de variables para cada uno de los países, que intentará recoger las principales variables macroeconómicas representativas de una economía, tanto reales como nominales. Las variables reales analizadas serán: Producto real (PIB), consumo privado (C), consumo público (G), formación bruta de capital (FBK), inventarios (STO), exportaciones (X), importaciones (M), exportaciones netas (XN), empleo (L), productividad (PRO) y el índice de producción industrial (IPI). Entre las variables nominales se analizarán: los precios (DEF), cantidad nominal y real de dinero (MQM y MR respectivamente), tipos nominales de interés (IN), velocidad del dinero (V), salarios nominales y reales (WN y WR), tipo de cambio (TC) y términos de intercambio (TT), definidos como precio de las importaciones respecto al precio de las exportaciones.

Un análisis detallado de las fuentes y definiciones de las variables se encuentra en el apéndice 2. Todas las variables estarán expresadas en logaritmos excepto las exportaciones netas y los inventarios que se tomarán como ratios respecto al PIB. Las variables se agruparán bajo cuatro epígrafes: componentes del gasto, variables monetarias, mercado de trabajo y sector exterior. El cuadro 1 muestra la clasificación utilizada. La periodicidad de los datos será trimestral y el periodo muestral abarcará desde 1970:2 hasta 1993:4<sup>7</sup>. Las variables<sup>8</sup> proceden de las bases de datos de la OCDE y generalmente las series están

---

<sup>7</sup> El periodo muestral se trunca en 1993:4 con el objetivo de que todas las variables analizadas tengan el mismo periodo muestral. Utilizar un periodo más amplio es posible pero presenta el problema de que ciertas variables para Alemania solo están disponibles, con el cambio estructural debido a la reunificación.

desestacionalizadas, cuando no lo estaban, se procedió a ajustar la estacionalidad mediante un procedimiento de variables ficticias centradas.

**CUADRO 1: VARIABLES ANALIZADAS.**

<i>Componentes del gasto</i>	<i>Variables monetarias</i>	<i>Mercado de trabajo</i>	<i>Sector exterior</i>
1) Producto real (PIB)	10) Cantidad nominal de dinero (MQM)	16) Empleo (L)	20) Tipo de cambio (TC)
2) Consumo Privado(C)	11) Precios (DEF)	17) Productividad (PRO)	21) Términos del intercambio (TT)
3) Formación bruta de capital (FBK)	12) Inflación (INF)	18) Salario nominal (WN)	
4) Consumo público (G)	13) Interés nominal (IN)	19) Salario real (WR)	
5) Exportaciones (X)	14) Velocidad de circulación ( V)		
6) Importaciones (M)	15) Cantidad real de dinero (MR)		
7) Exportaciones netas (XN)			
8) Inventarios (STO)			
9) Índice de producción industrial (IPI)			

Se obtendrá el componente cíclico de las distintas variables mediante los tres métodos citados en la sección anterior: HP(con  $\lambda = 1600$ ), BK y  $(1-L)^9$ . Posteriormente se calcularán, para cada uno de los tres métodos y para cada país, las correlaciones adelantadas y desfasadas de los componentes cíclicos de cada variable con el componente cíclico del PIB. Este conjunto de correlaciones nos dará una descripción de los comovimientos de las distintas variables con el ciclo del PIB. Adicionalmente, como una medida de la volatilidad de las distintas variables relativas a la del PIB, se calcularán las desviaciones típicas del ciclo de cada variable respecto a la del PIB.

Concretamente se calcularán, para cada país y todas las variables ( $X_t$ ), las correlaciones entre  $PIB_t$  y  $X_{t \pm i}$  para  $i = 0, 1, \dots, 5$ . Es decir, estaremos calculando correlaciones para una ventana temporal prácticamente de tres años, ventana que consideramos suficiente para captar la dinámica entre los ciclos de las variables, dado que los ciclos generados por HP y BK son típicamente de esa duración. Al

<sup>8</sup> Un análisis detallado de los datos se encuentra en el apéndice 2.

<sup>9</sup> Un análisis de las propiedades de los filtros se encuentra en el apéndice 1. El parámetro  $k$  en el filtro BK se fijó en 12, tal como recomiendan Baxter y King.

calcular las correlaciones para los ciclos obtenidos mediante la primera diferencia, reduciremos la ventana de correlación a  $i = \{0, \pm 1, \pm 2\}$ , debido a que los ciclos son mucho más frecuentes al filtrar mediante la primera diferencia. Para clasificar y comparar las distintas variables, nos basaremos en todo el conjunto de correlaciones, si bien, en muchas variables (principalmente las variables reales) sería suficiente con utilizar la máxima correlación, pues sus estructuras de correlación con el PIB tienen claramente un máximo en valor absoluto y a partir de él la correlación desciende (en valor absoluto) para ambos lados de la ventana de correlación.

En esta clase de literatura es habitual utilizar el filtro HP para obtener los componentes cíclicos de las variables, por lo que, para facilitar la comparación de los resultados, cuando no se diga otra cosa se estará haciendo referencia a los resultados obtenidos con el filtro HP. Los resultados son muy similares para los filtros HP y BK, mientras que al filtrar mediante la primera diferencia los resultados varían cuantitativamente aunque suelen mantenerse cualitativamente, por lo que sólo se citarán los resultados obtenidos con BK y la primera diferencia cuando se considere necesario para aclarar o complementar algún aspecto de los resultados, realizándose un análisis más detallado de esta cuestión en la quinta sección del capítulo

#### **4.1) Resultados**

Los resultados se presentarán agrupando las variables en los cuatro apartados anteriormente citados: componentes del gasto, variables monetarias, mercado de trabajo y sector exterior.

Para facilitar la lectura de los resultados, éstos se mostrarán de dos modos: por un lado se presentará un resumen de éstos en dos cuadros, mientras que los resultados completos se mostrarán en formato gráfico para así facilitar la comparación por países. Los resultados completos obtenidos para los filtros BK y la primera diferencia se encuentran en los apéndices 3 y 4 respectivamente.

Para cada uno de los cuatro grupos de variables se presentarán dos cuadros, el primero contendrá la máxima correlación de cada variable con el PIB, además de un número que indica cuando se alcanza la máxima correlación. Por lo tanto, ese número nos indicará si el ciclo de esa variable es adelantado o retrasado respecto al del PIB (un 3 indicaría que el ciclo de esa variable se retrasa tres trimestres en relación al ciclo del PIB, mientras que un  $-4$  indicaría que se adelanta cuatro trimestres). El segundo cuadro especificará las variabilidades relativas de cada variable respecto a la del PIB. Asimismo, en la descripción de las propiedades cíclicas de las variables, se empleará el adjetivo fuerte cuando la máxima correlación sea mayor (en valor absoluto) que 0.5, débil cuando se sitúe entre 0.2 y 0.5, mientras que si la máxima correlación no supera 0.2 se dirá que la variable es acíclica<sup>10</sup>.

Los gráficos de esta sección contienen, para cada país, el conjunto de correlaciones cruzadas de cada variable con el PIB.

Al final de esta sección se presentarán también resultados sobre las asociaciones de una misma variable en distintos países, bajo el epígrafe hechos internacionales.

#### 4.1.1) Componentes del gasto.

Como puede verse en el cuadro 2 y en el gráfico 1, el consumo es fuertemente procíclico (tal y como se espera del principal componente del PIB) y coincidente con el ciclo del PIB, con las excepciones de Francia y USA, para los cuales el consumo se adelanta un trimestre.

La variabilidad del consumo, véase el cuadro 3, es menor que la del PIB excepto para dos países: España y Reino Unido. Este resultado que en principio parece contraintuitivo puede deberse, en parte, a que los datos de consumo privado incluyen el gasto en bienes duraderos. Desafortunadamente no hay datos disponibles sobre gasto en bienes duraderos para todos los países; además, sería

---

<sup>10</sup> Esta nomenclatura se apoya en que, la varianza asintótica del estimador de la correlación cruzada es el inverso del tamaño muestral.

más apropiado contar con series sobre los servicios de estos bienes. Backus y otros (1993) encuentran que la volatilidad del consumo relativa al PIB desciende si excluimos el gasto en bienes duraderos. Sin embargo, Blackburn y Ravn (1992), en su estudio específico del Reino Unido, obtienen que a pesar de excluir el gasto en bienes duraderos, el consumo sigue presentando exceso de volatilidad en relación al PIB. Algo parecido ocurre para España, donde Estrada y Sebastián (1993), con datos anuales, obtienen que este resultado se mantiene para el consumo de bienes no duraderos. Adicionalmente, Cristodoulakis y otros (1995) también encuentran exceso de volatilidad (con datos anuales) en Dinamarca, Alemania, Bélgica, Irlanda, Holanda, y Portugal, además de España, Reino Unido y para el agregado de la OCDE. Los resultados de estos estudios indican que no es tan extraño encontrar exceso de volatilidad en el consumo privado, y que este resultado no parece deberse exclusivamente a la no diferenciación entre bienes duraderos y no duraderos.

Este exceso de volatilidad, contrario al alisado del consumo que se deriva de la teoría de la renta permanente, puede ser reflejo, según los RBC, de una gran elasticidad de sustitución intertemporal junto con fuertes efectos riqueza en el consumo. Una explicación más keynesiana pondría énfasis en los efectos de restricciones de liquidez y en frecuentes cambios en la estructura de impuestos y transferencias que afectarían al consumo a través de la renta disponible, tal como se señala en Dolado y otros (1993).

Al utilizar el filtro BK la correlación aumenta ligeramente y el consumo pasa a ser adelantado en cinco países; sin embargo, al filtrar mediante la primera diferencia, el consumo vuelve a ser coincidente para todos los países. Esto sugiere, dadas las características de los distintos filtros, que las fluctuaciones en las altas frecuencias del consumo están retrasadas respecto a las del producto real, dado que el filtro BK, a diferencia del filtro HP y  $(1-L)$ , elimina completamente las altas frecuencias.

La inversión es, al igual que el consumo, fuertemente procíclica y coincidente. Es el componente del gasto que presenta mayores correlaciones con

el ciclo del PIB, llegando a ser de 0,94 para USA y Japón. La inversión es más volátil que el PIB, entre 2.3 y 3.7 veces más volátil, ocupando claramente España el límite superior. Esto es lo que se espera según las teorías estándar que predicen amplias variaciones en la acumulación de bienes de inversión, ya sea al explotar los agentes las posibilidades de sustitución intertemporal o debido a la incertidumbre que conlleva todo proceso inversor.

**CUADRO 2: Componentes del gasto (correlaciones máximas con el PIB)\*.**

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
C	0.84 0	0.73 -1	0.83 0	0.89 -1	0.81 0	0.77 0	0.86 0	0.85 0	0.79 0
FBK	0.86 0	0.85 0	0.71 0	0.94 0	0.78 0	0.88 0	0.62 0	0.93 0	0.83 0
G	0.49 1	-0.38 3	-0.37 -3	0.42 5	0.42 -5	0.49 5	-0.31 -5	-0.53 4	0.36 -1
X	-0.32 5	0.60 0	0.45 0	-0.60 -5	0.32 -1	0.61 1	0.69 0	0.23 5	0.71 -1
M	0.67 -1	0.81 0	0.71 0	0.80 0	0.76 0	0.88 0	0.81 0	0.64 2	0.85 -1
XN	-0.51 0	-0.42 0	-0.49 1	-0.62 -3	-0.49 1	-0.50 -4	-0.34 1	-0.56 1	-0.51 -1
STO	0.30 1	0.58 0	0.58 0	0.61 0	0.71 0	0.46 -1	0.59 0	0.43 3	0.62 0
IPI	0.79 -1	0.87 0	0.90 0	0.92 0	0.89 0	0.83 0	0.86 0	0.83 1	0.79 0

\* Filtro HP (1970:2-1993:4). Para cada variable, se presenta en la primera fila la máxima correlación con el PIB, mientras que el número de la segunda fila indica cuando se alcanza la máxima correlación: un cuatro indicaría que la máxima correlación se da entre  $PIB_t$  y  $X_{t,4}$ , por lo tanto la variable X se adelanta 4 trimestres al ciclo del PIB.

**CUADRO 3: Componentes del gasto (variabilidades relativas)\*.**

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
PIB	1.22	1.08	1.78	1.84	1.53	1.53	1.60	1.48	1.85
C	1.05	0.83	1.14	0.80	0.86	0.83	0.85	0.98	0.71
FBK	3.74	2.90	2.35	2.82	2.38	2.58	2.75	2.35	2.43
G	0.90	0.69	0.60	0.45	0.32	0.70	0.77	0.92	0.66
X	2.63	2.82	1.73	2.50	2.54	2.33	2.73	3.03	1.67
M	3.95	3.72	2.47	3.17	3.13	2.05	3.21	4.13	2.47
STO	0.27	0.69	0.45	0.26	0.56	0.38	0.43	0.27	0.65
XN	0.87	0.72	0.47	0.27	0.53	0.50	0.58	0.43	0.60
IPI	2.18	2.19	1.70	1.95	2.34	2.09	2.47	2.85	1.83

\* Filtro HP(1970:2-1993:4). Las variabilidades del PIB son absolutas (en porcentaje), las de las demás variables son variabilidades respecto al PIB.

Con el filtro BK la correlación también aumenta ligeramente, pero al contrario de lo que ocurre con el consumo, hay países que se adelantan y otros que se atrasan, es decir no existe una relación clara entre las altas frecuencias del PIB y de la inversión.

A diferencia de las dos variables anteriores, el consumo público no presenta un comportamiento común para todos los países. Si nos fijamos estrictamente en la máxima correlación en valor absoluto, el consumo público es procíclico para cinco de los nueve países (ESP, USA, ITA, FRG y SUI) y contracíclico para los cuatro países restantes (FRA, GBR, CAN y JPN), aunque para la mayoría de países excepto Japón, Alemania y España la correlación es débil (entre 0.3 y 0.5). El consumo público tampoco presenta un comportamiento común en cuanto a si es adelantado o retrasado respecto al ciclo del PIB.

Con el filtro BK, las correlaciones con el PIB aumentan<sup>11</sup>. Además, hay un país, Canadá, que cambia su catalogación de contracíclico a procíclico. Este cambio brusco en la catalogación del consumo público en Canadá dependiendo del método de filtrado, se debe, no a que los filtros cambien drásticamente su estructura de correlación, sino a la presencia de correlaciones de signo contrario y magnitud muy similar en los extremos de la ventana de correlaciones. En estos casos, como ya se dijo en la sección anterior, no parece suficiente basar la clasificación fijándose exclusivamente en la máxima correlación en valor absoluto, se debe tener en cuenta toda la estructura de correlación para establecer similitudes en el comportamiento cíclico de una variable entre países.

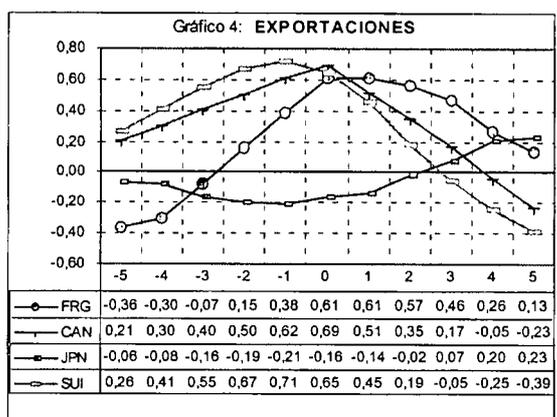
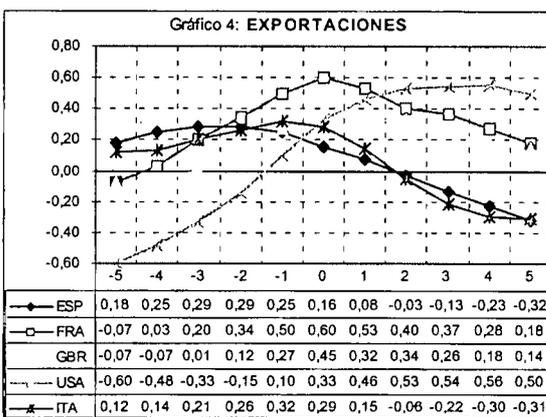
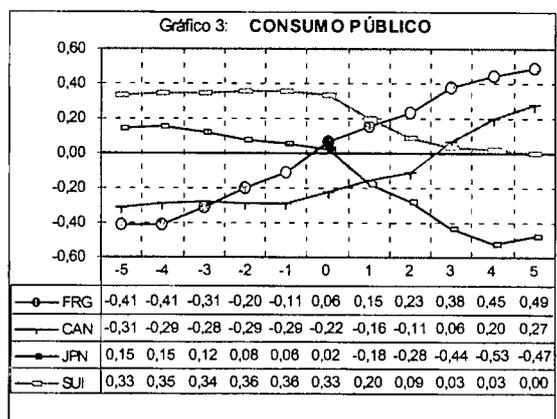
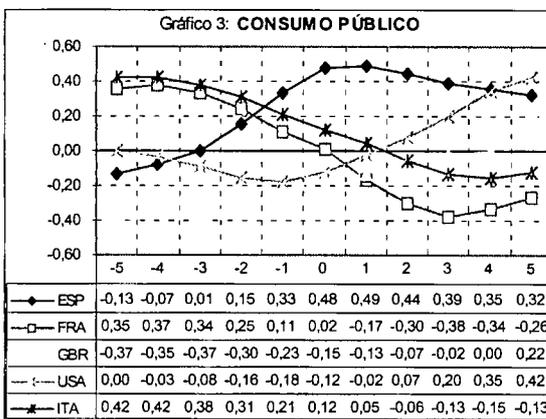
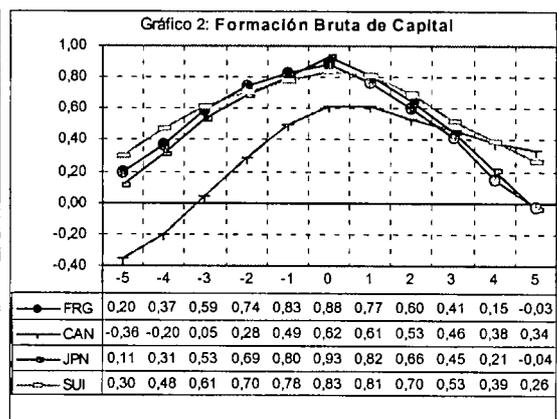
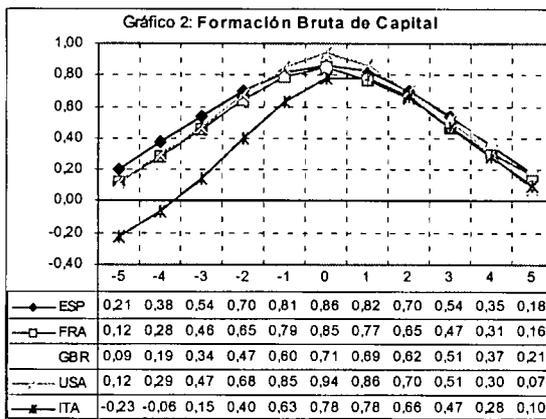
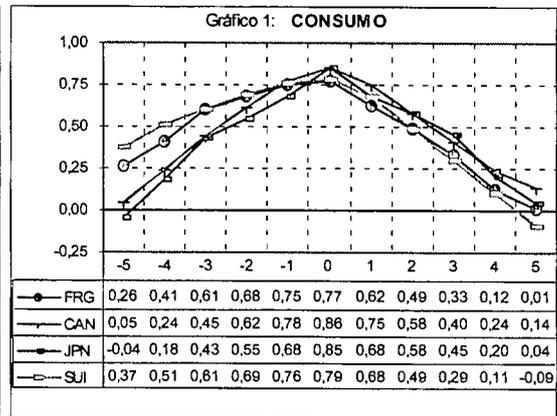
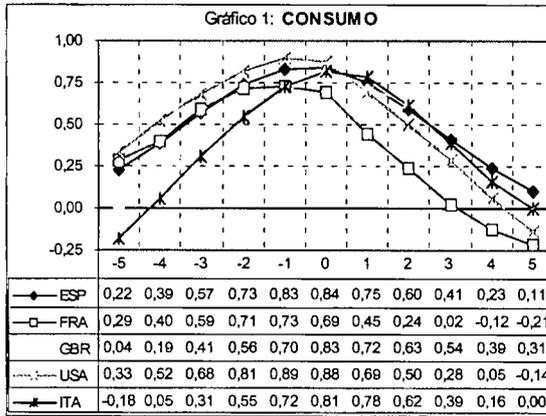
Atendiendo a este criterio más amplio, se podría agrupar a la mayoría de las economías en dos grupos diferenciados<sup>12</sup>. Francia, Italia y Japón tienen una estructura de correlación decreciente, es decir, para estos países el gasto público es procíclico en los adelantos y contracíclico para los retardos.

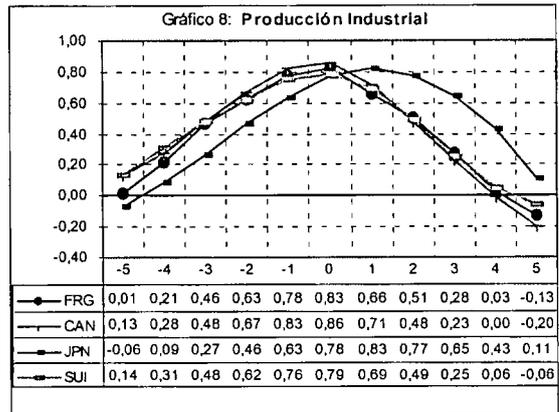
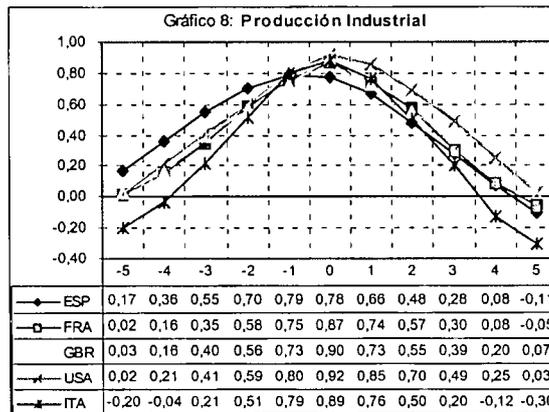
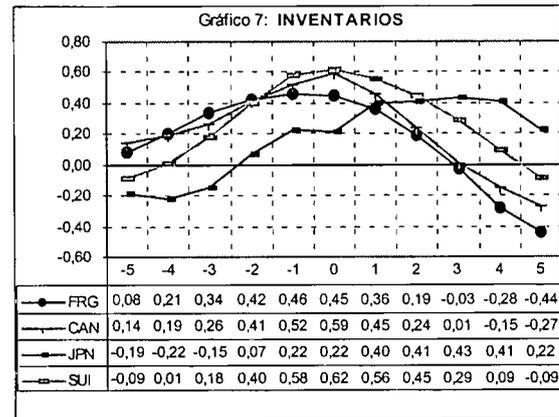
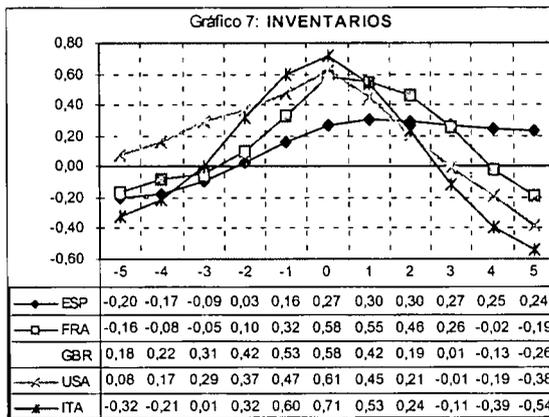
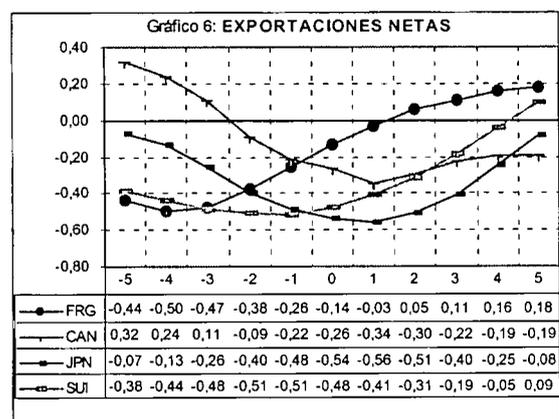
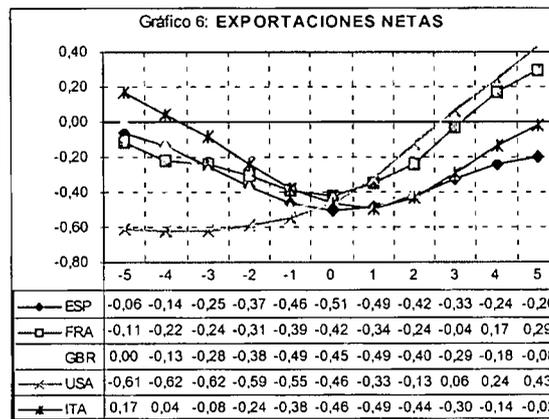
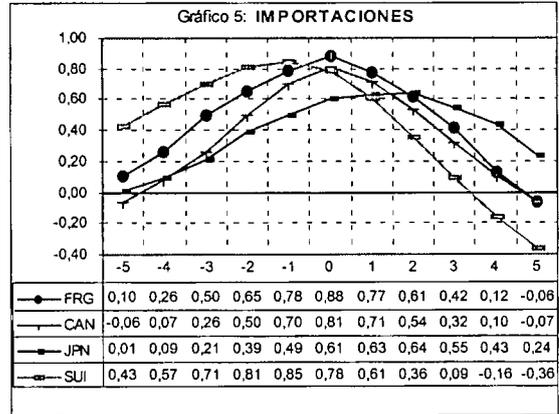
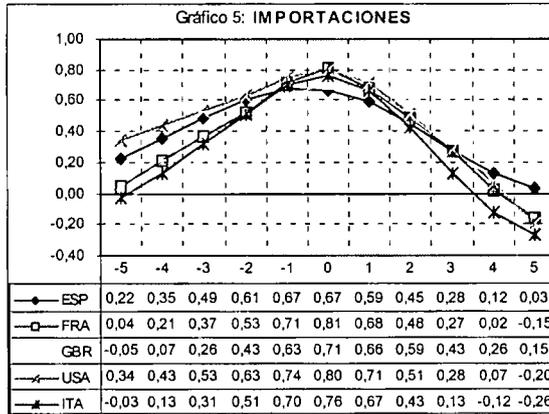
---

<sup>11</sup> Excepto para España.

<sup>12</sup> Siempre con matices, pues hay países en los que si bien tienen una estructura creciente o decreciente, uno de los extremos de la ventana de correlación no es significativo.

Variables reales





Contrariamente a estos países, USA, GBR, Canadá y Alemania presentan una estructura de correlación creciente. En España, el gasto público es claramente procíclico y ligeramente retrasado mientras que en Suiza es procíclico adelantado (aunque se le podría incluir en el grupo de países con estructura de correlación decreciente, sobre todo con el filtro BK). La estructura de correlación sí se mantiene para todos los países al filtrar mediante BK, y las correlaciones, tanto las negativas como las positivas, aumentan para todos los países (con excepción de España). Al filtrar mediante la primera diferencia, las correlaciones del consumo público con el PIB bajan hasta resultar prácticamente acíclicas (entre 0,2 y 0,3) pero para todos los países el consumo público resulta procíclico, con las excepciones de USA y Canadá que son acíclicos. España es el único país en el que aumenta la correlación, pasando a ser de 0.55. Esto parece indicar que en las altas frecuencias el consumo público y el PIB no están correlacionados, salvo en España.

En cuanto a la variabilidad del consumo público, esta es menor que la del producto. España y Japón son los países que presentan una mayor variabilidad relativa (0.9) e Italia claramente el que muestra la menor variabilidad (0.2). Al filtrar con la primera diferencia la variabilidad relativa aumenta para todos los países, lo que quiere decir que el consumo público es más variable que el PIB en las altas frecuencias, dado que la primera diferencia amplifica las altas frecuencias.

Las exportaciones son otra de las variables en las que fijarse solamente en la máxima correlación puede ocultar información, siendo más apropiado fijarse en toda la estructura de correlación. Como se aprecia en el cuadro 2, considerar solamente la máxima correlación llevaría, a nuestro juicio, a resultados erróneos en tres países. España y USA serían catalogadas como contracíclicas cuando la estructura de correlación es similar a la de los otros países; adicionalmente, Japón sería procíclica a pesar de que la estructura de sus correlaciones, como puede verse en el gráfico 4, es la inversa de la de los otros países. Por lo tanto, puede concluirse que las exportaciones son fuertemente procíclicas excepto para España e Italia, donde son procíclicas pero débilmente. Japón sí presenta un comportamiento diferenciado al de los demás países, atendiendo solamente a la

correlación máxima, sus exportaciones se catalogarían como débilmente procíclicas; sin embargo, al examinar toda la estructura de correlación, se observa que ésta tiene la forma inversa de la de los demás países, lo que significa un comportamiento dinámico claramente diferenciado, que es refrendado por los persistentes superávits comerciales de la economía japonesa.

El ciclo de las exportaciones es coincidente con el del PIB excepto para Suiza, Italia y España donde se adelanta, pudiendo indicar el papel del sector exterior en las recuperaciones de estos países<sup>13</sup>, siendo retrasadas para los países generalmente asociados con el efecto locomotora, es decir, Alemania y USA.

Estos resultados se mantienen con el filtro BK, tal como puede verse en el gráfico A4 del apéndice 3. Con el filtro (1-L) también se mantienen los resultados<sup>14</sup>. Con este filtro las exportaciones son procíclicas y coincidentes en todos los países excepto en España, donde son adelantadas. Japón sigue mostrando un comportamiento diferenciado, siendo contracíclico y retrasado.

En cuanto a la variabilidad de las exportaciones, ésta se sitúa entre 1.7 y 3 veces más variable que el PIB, siendo Japón el país que presenta una mayor variabilidad en sus exportaciones.

Las importaciones, tal como se aprecia en el cuadro 2 y en el gráfico 5, son fuertemente procíclicas y coincidentes, con las únicas excepciones de Japón, donde son retrasadas dos trimestres, y Suiza y España que se adelantan un trimestre. Las importaciones presentan entre dos y cuatro veces más variabilidad que el PIB, siendo por lo tanto más variables que las exportaciones, con la única excepción de Alemania.

Las exportaciones netas son contracíclicas en todos los países, entre -0.35 y -0.6. Lógicamente esto refleja el hecho de que las importaciones son más procíclicas que las exportaciones. El ciclo de las exportaciones netas es coincidente con el del PIB en España y Francia, adelantado para USA, Alemania y Suiza, mientras que es retrasado en GBR, Italia, Canadá y Japón. En cuanto a la variabilidad, ésta es muy similar entre los países, a excepción de USA y, sobre todo, Japón, que presentan mucha menor variabilidad. Este resultado podría

---

<sup>13</sup> Aunque estrictamente, el que una variable sea retrasada respecto a otra, no implica necesariamente causalidad de la primera a la segunda.

deberse a que son países grandes y poco abiertos, como se señala en Blackburn y Ravn (1992).

Los inventarios respecto al PIB son fuertemente procíclicos, excepto para Japón y España donde también son procíclicos pero débilmente, sobre todo en España. Hay que hacer notar que la correlación aumenta mucho con el filtro BK, salvo en España donde desciende. Este comportamiento diferenciado de España en las altas frecuencias también se observa con el filtro  $(1-L)$ , siendo el único país en el que aumenta la correlación al filtrar mediante la primera diferencia, igualándose su magnitud a la de los demás países.

El ciclo de los inventarios es coincidente con el ciclo del PIB excepto en España y Japón donde son retrasados en uno y tres trimestres respectivamente.

La variabilidad de los inventarios es claramente menor que la del PIB. Los dos países con menor variabilidad son precisamente los que presentaban menores correlaciones, es decir, España y Japón.

El índice de producción industrial es fuertemente procíclico para todos los países y coincidente excepto en Japón donde se retrasa un trimestre, y en España, adelantada un trimestre. La producción industrial es claramente más volátil que el PIB, entre 1.7 y 2.8 veces más variable, reflejando el hecho de que el sector servicios es más estable que el industrial.

Los resultados anteriores nos muestran que, a grandes rasgos, y con la excepción del consumo público, hay una gran similitud en el comportamiento cíclico de las variables reales. Estas similitudes parecen indicar que el fenómeno de los ciclos económicos es fundamentalmente similar entre países, al menos en cuanto al comportamiento de las variables reales.

#### **4.1.2) Variables monetarias y precios**

Tradicionalmente, el comportamiento de las variables nominales, en especial la cantidad nominal de dinero y los precios, han sido objeto recurrente de estudio en los trabajos sobre el ciclo económico, intentándose corroborar o

---

<sup>14</sup> Véase el gráfico B4 del apéndice 3.

rechazar la idea de que la política monetaria es una de las principales causas del ciclo económico. En nuestro caso, si las tesis monetaristas fuesen ciertas, se esperaría que la cantidad de dinero fuese procíclica y adelantada.

Los estudios previos indican que la relación entre la cantidad de dinero y el PIB depende tanto de la definición de dinero que se utilice como del método de obtención del ciclo. Además, no se obtiene un comportamiento uniforme de los agregados monetarios para todos los países.

En nuestro estudio, utilizaremos una sola medida de la cantidad de dinero, por lo que se ha pretendido que sea lo más homogénea posible para todos los países, por este motivo se seleccionó como variable representativa la suma de las partidas *money* y *quasimoney* del Fondo Monetario Internacional.

Los resultados mostrados en el Cuadro 4 indican que la cantidad nominal de dinero generalmente es procíclica (con dos posibles excepciones que citaremos más tarde). Es débilmente procíclica para España, Francia, GBR, USA y Suiza, siendo fuertemente procíclica sólo para Alemania y Japón.

En cuanto a si es adelantada, esto sólo ocurre para USA, España, y Suiza, siendo coincidente para Japón y GBR, mientras que en Alemania sería retrasada<sup>15</sup>. Los dos países para los que la cantidad de dinero es contracíclica son Italia (retrasada) y Canadá (adelantada)<sup>16</sup>. Como se argumenta en Dolado y otros (1993)<sup>17</sup>, este hecho contradice el paradigma monetarista y es contrario a la visión tradicional de la política monetaria, pues una contracción monetaria iría acompañada de una expansión del producto.

Estos resultados se mantienen fundamentalmente con el filtro BK. Al filtrar mediante la primera diferencia, sólo Canadá se mantiene como contracíclica, pues Italia pasa a ser procíclica adelantada.

La cantidad de dinero es, en todos los países, más volátil que el PIB, siendo los países con mayores volatilidades Francia, GBR y España por este orden. Alemania parece mostrar un comportamiento diferenciado en las altas frecuencias, al ser el único país en el que aumenta la variabilidad con el filtro BK,

---

<sup>15</sup> Este resultado parece indicar un comportamiento guiado por la demanda de dinero más que por la oferta.

<sup>16</sup> Resultados similares para estos dos países, para M2, se obtienen en Fiorito y Kollintzas (1994).

siendo también el único en el que la variabilidad no aumenta con el filtro (1-L), cuando en los demás países la volatilidad relativa al filtrar con (1-L) aumenta mucho.

**CUADRO 4:** Variables monetarias (Correlaciones máximas con el PIB)\*.

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
MQM	0.21	0.23	0.26	0.28	-0.40	0.57	-0.45	0.63	0.48
	-4	0	2	-4	2	2	-2	0	-2
DEF	-0.47	-0.54	-0.61	-0.75	-0.73	-0.65	-0.56	-0.68	0.67
	-4	-2	0	-1	-4	-2	-3	-2	5
INF	0.21	0.25	0.45	0.58	0.58	0.42	0.37	0.61	0.32
	2	2	5	4	0	2	1	2	0
In	0.46	0.42	-0.66	-0.53	-0.58	-0.37	-0.58	0.31	0.56
	4	5	-5	-5	-4	-5	-5	5	3
V	-0.33	-0.25	-0.27	-0.51	0.68	-0.20	0.62	-0.67	0.59
	-5	-3	2	-5	1	5	-1	-2	4
MR	0.42	0.36	0.42	0.67	0.66	0.38	0.50	0.80	0.58
	-3	-1	1	-2	-4	1	3	-1	-3

\* Filtro HP (1970:2-1993:4). Para cada variable, se presentan en la primera fila la máxima correlación con el PIB, mientras que el número de la segunda fila indica cuando se alcanza la máxima correlación: un cuatro indicaría que la máxima correlación se da entre  $PIB_t$  y  $X_{t-4}$ , por lo tanto la variable X se adelanta 4 trimestres al ciclo del PIB.

**CUADRO 5:** Variables monetarias (variabilidades relativas)\*.

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
MQM	3.61	6.19	4.58	1.40	1.64	1.80	2.06	1.85	2.09
DEF	1.44	1.08	1.52	0.59	1.39	0.43	1.17	1.38	0.76
INF	0.54	0.54	0.61	0.19	0.47	0.21	0.36	0.54	0.37
In	7.29	8.28	5.60	5.24	7.42	6.61	5.17	7.50	7.52
V	3.26	5.70	4.40	1.12	2.30	2.61	1.55	1.85	2.09
MR	3.38	5.92	4.72	1.22	1.96	2.81	1.30	2.47	2.11

\* Filtro HP (1970:2-1993:4). Variabilidades relativas respecto al PIB.

Lucas (1977) citaba entre los hechos estilizados del ciclo el que los precios fuesen procíclicos, lo que le llevó a proponer modelos monetarios del ciclo económico. Sin embargo, esta idea ha sido puesta en tela de juicio en numerosos estudios.

Backus y Kehoe (1992) muestran que el comportamiento de los precios ha variado drásticamente a partir de la segunda guerra mundial, pasando de

<sup>17</sup> Estos autores también obtienen que para España en el periodo 80-91 M4 es contracíclica y M1 acíclica.

procíclicos a contracíclicos<sup>18</sup>. Este resultado, consistente en que los precios son contracíclicos, también ha sido obtenido en otros muchos trabajos, como el de Cooley y Ohanian (1991).

En nuestro estudio, como puede verse en el Cuadro 4, los precios son fuertemente contracíclicos (entre 0.5 y 0.7) y adelantados, salvo en el Reino Unido donde son coincidentes.

Atendiendo estrictamente al criterio de la máxima correlación, Suiza presentaría un comportamiento claramente diferenciado del resto de países, catalogándose como procíclica retrasada. Sin embargo, al observar toda la estructura de correlación, ésta no parece tan diferente a la del resto de países<sup>19</sup>: típicamente presentan correlaciones negativas en los adelantos y positivas para los retardos, como puede verse en el gráfico número 10.

El hecho de que los precios sean contracíclicos adelantados apoya la visión de que las fluctuaciones provienen fundamentalmente del lado de la oferta, puesto que el descenso de los precios viene seguido de una expansión en el producto real. Por otro lado, el que las correlaciones sean positivas para varios retardos parece ser coherente con la idea de que un aumento de la producción provocará un aumento futuro de los precios que, dados los resultados, sería más pronunciado en el caso de Suiza.

Con el filtro BK se mantienen estos resultados. Al filtrar mediante la primera diferencia, las correlaciones descienden significativamente, aunque los precios siguen siendo contracíclicos y adelantados, excepto en Italia, donde son procíclicos retrasados y en Francia y Canadá acíclicos.

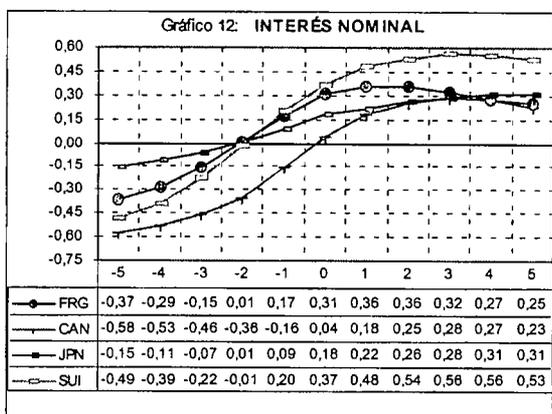
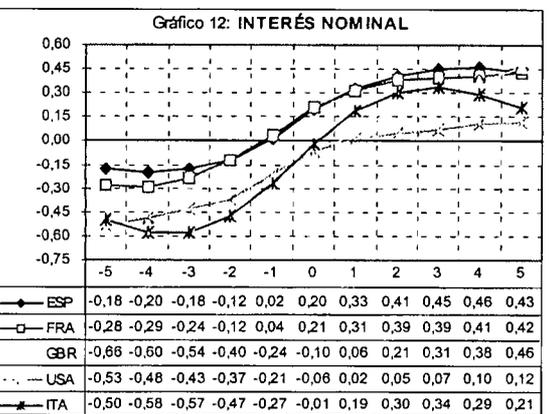
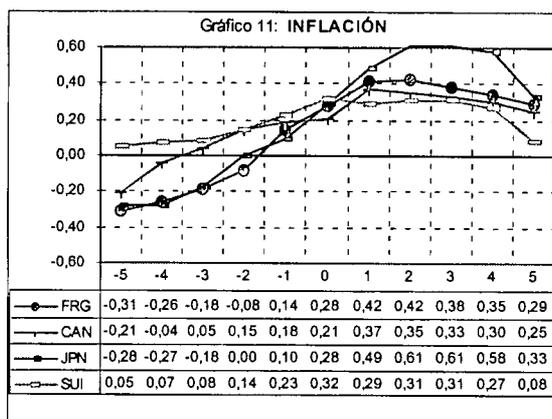
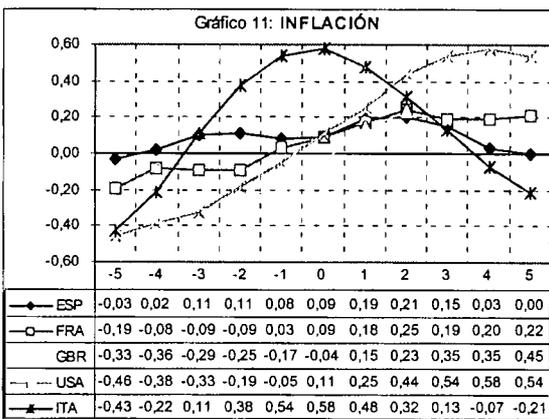
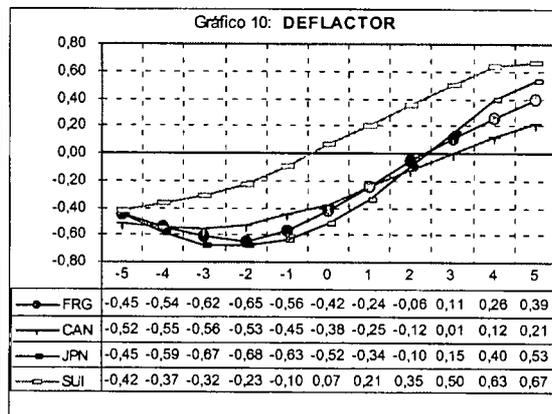
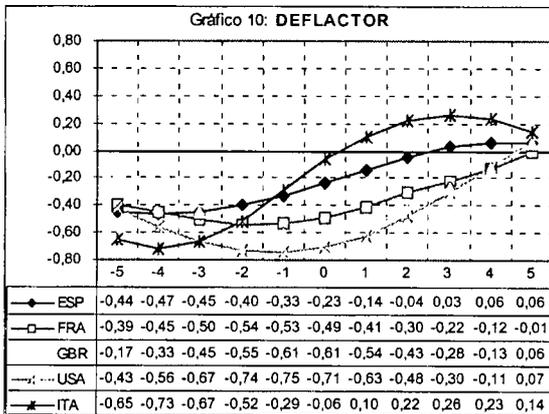
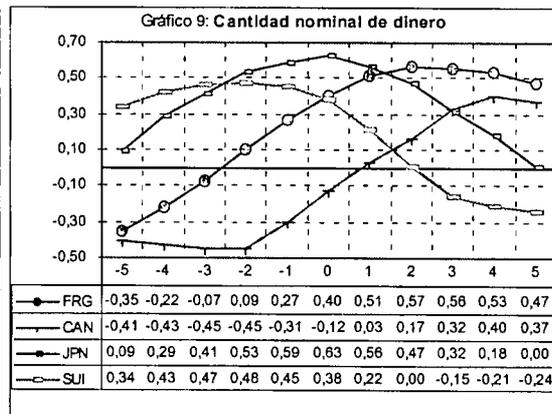
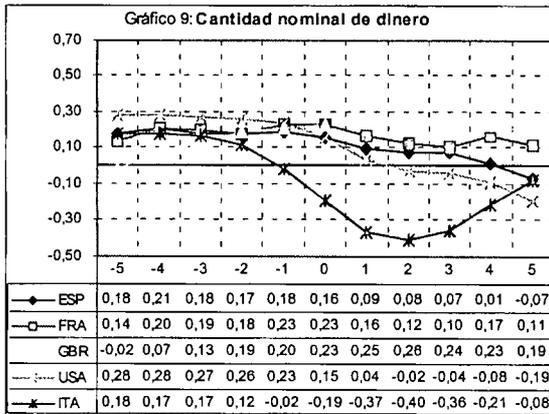
Los precios son, como puede verse en el cuadro 5, más variables que el PIB, con las excepciones de Suiza, USA y Alemania, siendo este último país el de menor variabilidad con los tres métodos de filtrado, hecho que no debería extrañar dada la tradicional aversión de las autoridades alemanas a la variación de los precios.

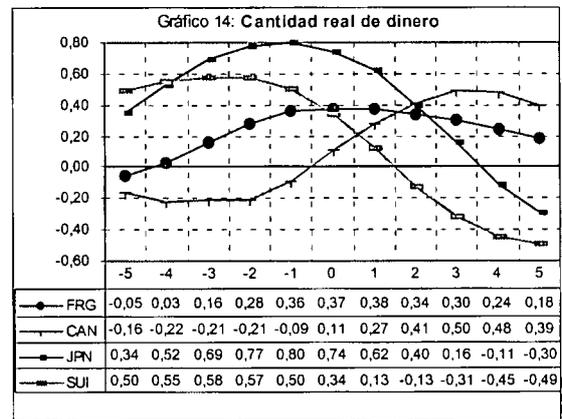
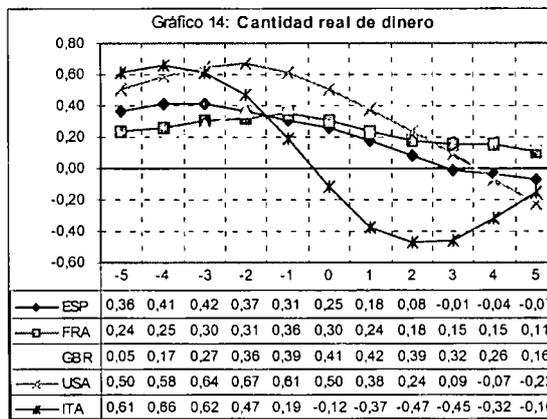
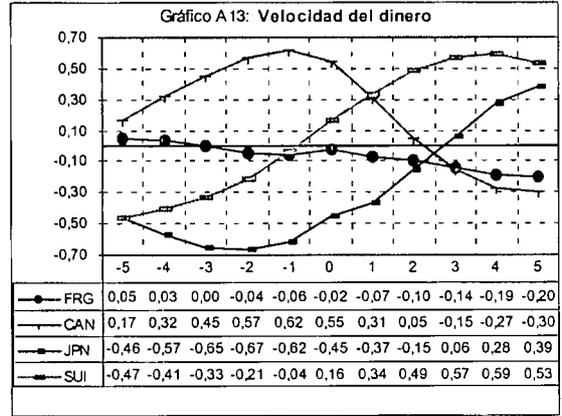
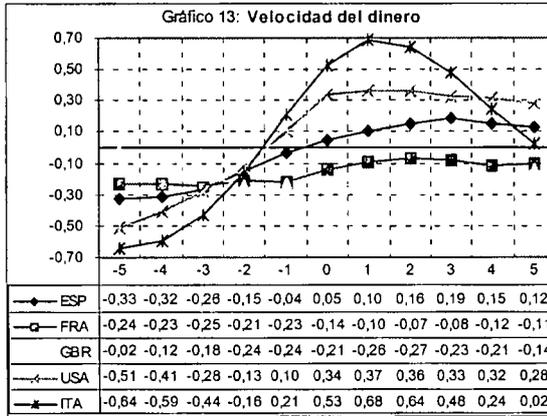
---

<sup>18</sup> Con la excepción de Japón donde antes de la segunda guerra mundial ya eran contracíclicos. La razón que se apunta para este comportamiento distinto es que Japón no pertenecía al patrón oro.

<sup>19</sup> Además si tomamos como referencia la producción industrial en vez de utilizar el PIB, los precios en Suiza presentan la misma estructura de correlación que en los demás países.

Variables Monetarias (filtro HP)





En cuanto a la inflación, atendiendo al criterio de la máxima correlación, ésta es procíclica y retrasada, excepto en Italia y Suiza donde es coincidente. La estructura típica de correlación presenta correlaciones negativas para los adelantos “grandes”. La inflación es menos volátil que el PIB, la volatilidad relativa se sitúa entre 0.6 y 0.2. Los dos países con menor volatilidad son USA y, otra vez, Alemania.

Los tipos nominales de interés también tienen una estructura de correlación homogénea para todos los países. Presentan una estructura de correlación creciente, es decir, los tipos de interés están negativamente correlacionados con el PIB futuro y positivamente correlacionado con el PIB pasado<sup>20</sup>. Esta variable es otro caso típico en el que fijarse solamente en la máxima correlación enmascara las posibles similitudes entre países, pues atendiendo sólo a este indicador, se catalogarían cuatro países como procíclicos y cinco como contracíclicos. Los tipos de interés son uniformemente más variables que el PIB (entre 5 y 7.5 veces).

La velocidad del dinero, al igual que la cantidad nominal de dinero, no muestra un comportamiento uniforme por países, presentando estructuras de correlación inversas a las de la cantidad de dinero. La variabilidad es mayor que la de cantidad nominal de dinero, volviendo a ser los países con mayores volatilidades Francia, Reino Unido y España.

La cantidad real de dinero es procíclica, débilmente para España, Francia, Reino Unido y Alemania, y fuertemente en los restantes países<sup>21</sup>. Es adelantada salvo para Alemania y GBR que se retrasan un trimestre, y Canadá retrasado tres trimestres. La variabilidad es mayor que la del PIB: Francia ocupa el límite superior (5.9 veces más variable), y USA y Canadá el límite inferior.

Con el filtro BK se mantienen los resultados, aumentando ligeramente la correlación en todos los países salvo en Francia. Al filtrar mediante la primera

---

<sup>20</sup> Este mismo resultado se obtiene en King y Watson (1996) para USA.

<sup>21</sup> Aunque Italia y Canadá presentan correlaciones negativas para retardos largos.

diferencia todos los países vuelven a ser procíclicos<sup>22</sup>, además, todos aparecen adelantados, excepto España coincidente.

A diferencia de lo que ocurría con las variables reales, las variables nominales no presentan tantas similitudes en su comportamiento por países. Este hecho puede indicar diferencias en la instrumentación y/o en el objetivo desempeñado por la política monetaria. Este último resultado, unido a la gran similitud de comportamiento en las variables reales, pone en entredicho la idea de que las fluctuaciones en la cantidad de dinero son una de las principales causas del ciclo económico. Además, el hecho de que los precios sean contracíclicos tampoco apoya una visión monetaria del ciclo.

#### **4.1.3) Mercado de trabajo**

El empleo es fuertemente procíclico y retrasado, excepto en España y Francia donde es coincidente, aunque con muy poca diferencia entre la correlación contemporánea y la correlación en  $t+1$ .

La variabilidad del trabajo es menor que la del PIB, con la única excepción de España, donde es ligeramente superior. Francia y Japón son los países con menor variabilidad.

Estos resultados, concretamente que el empleo sea retrasado y que fluctúe menos que el PIB, parecen indicar la existencia de atesoramiento de trabajo en el mercado de trabajo, tal como se interpreta en Fiorito y Kollintzas (1994) al comprobar también que las horas por trabajador son coincidentes.

La productividad, medida como el cociente entre PIB y el empleo, muestra también una estructura de correlación similar para todos los países, con

---

<sup>22</sup> Excepto Alemania y Canadá con correlaciones positivas, aunque inferiores a 0.2.

signos positivos para toda la ventana de correlaciones excepto a partir del tercer retardo<sup>23</sup> donde las correlaciones se hacen negativas.

**CUADRO 6: Mercado de Trabajo (Máximas correlaciones con el PIB)\*.**

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	GER	CAN	JPN	SUI
L	0.75	0.81	0.80	0.91	0.54	0.81	0.81	0.72	0.90
	0	0	2	1	2	1	1	2	1
PRO	0.32	0.92	0.68	0.79	0.85	0.74	0.48	0.91	0.69
	-1	0	0	0	0	0	0	0	-1
WN	-0.46	-0.59	-0.57	-0.51	-0.55	-0.38	-0.59	-0.37	0.79
	-3	-2	-2	-2	-5	-2	-2	-3	5
WR	-0.24	-0.51	0.35	0.65	-0.20	0.12	0.26	0.33	0.23
	0	-4	0	-1	1	2	-5	-1	-1

\* Filtro HP (1970:2-1993:4). Para cada variable, se presentan en la primera fila la máxima correlación con el PIB, mientras que el número de la segunda fila indica cuando se alcanza la máxima correlación: un cuatro indicaría que la máxima correlación se da entre  $PIB_t$  y  $X_{t-4}$ , por lo tanto la variable X se adelanta 4 trimestres al ciclo del PIB.

**CUADRO 7: Mercado de trabajo (variabilidades relativas)\*.**

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
L	1.04	0.45	0.74	0.62	0.53	0.67	0.83	0.35	0.74
PRO	0.72	0.68	0.78	0.57	0.90	0.67	0.74	0.84	0.58
WN	2.04	1.49	1.31	0.43	1.72	0.69	1.14	1.58	0.71
WR	1.68	0.68	0.83	0.37	0.94	0.62	0.99	1.23	0.40

\* Filtro HP (1970:2-1993:4). Variabilidades relativas al PIB.

La productividad es fuertemente procíclica, excepto en España donde también es procíclica pero sólo débilmente<sup>24</sup>. Además, la productividad es

<sup>23</sup> Es decir, es negativa para  $X_{t+3}$ ,  $X_{t+4}$  y  $X_{t+5}$ , llamamos a esto retardos porque si la máxima correlación se presentase en una de esas correlaciones, el ciclo de la variable X sería retrasado respecto al del PIB.

<sup>24</sup> Aunque como podrá verse en la sección dedicada a analizar la estabilidad en el tiempo, la productividad en España ve modificado su comportamiento cíclico en distintos subperiodos.

coincidente, salvo en Suiza y España donde es adelantada. Con el filtro BK el ciclo de la productividad se suele adelantar respecto a los resultados obtenidos con HP y aumentan ligeramente las correlaciones. Con el filtro (1-L) todos los países son coincidentes. En algunos países (ESP, FRA, GBR y FRG) la correlación con el PIB aumenta filtrando con la primera diferencia, fenómeno éste que no es muy frecuente para ninguna de las variables.

La variabilidad de la productividad es menor que la del PIB, con USA en el límite inferior (0.6). En todos los países la variabilidad relativa aumenta al filtrar mediante la primera diferencia.

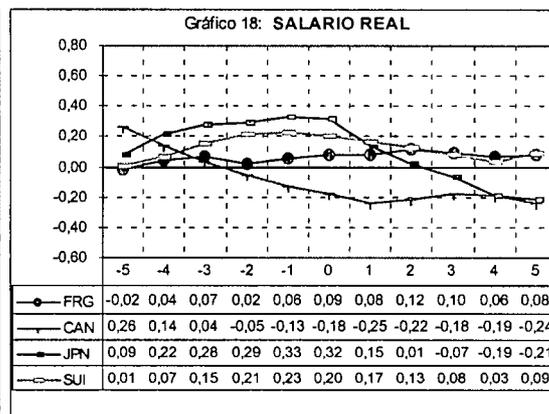
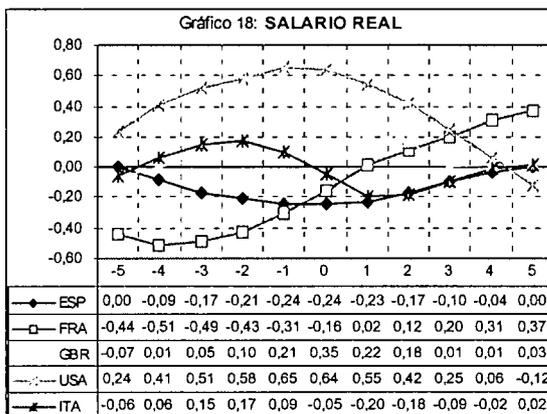
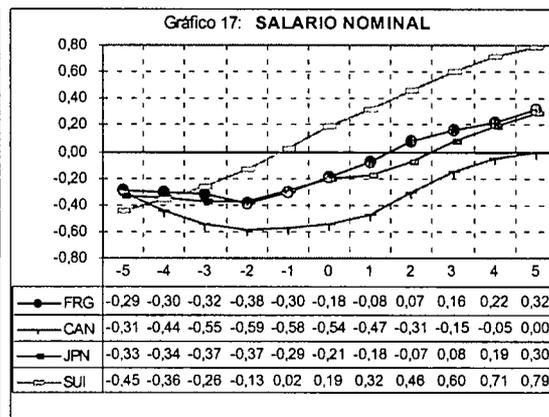
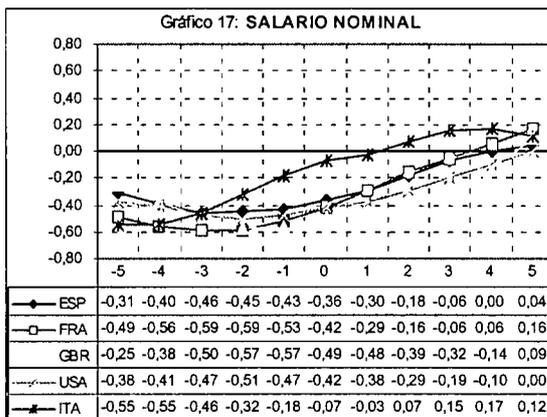
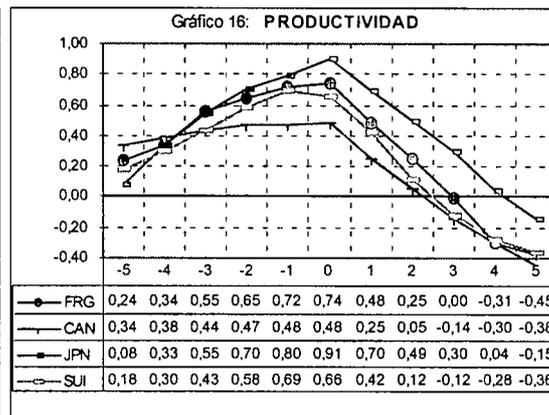
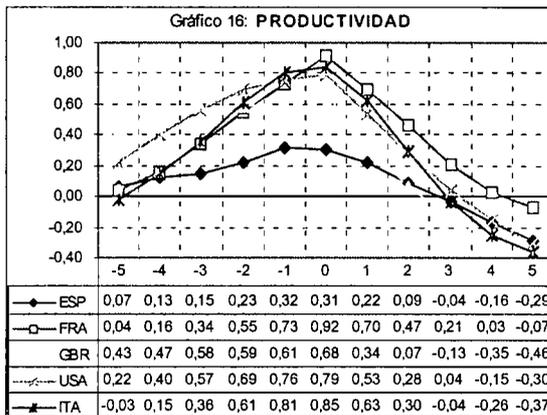
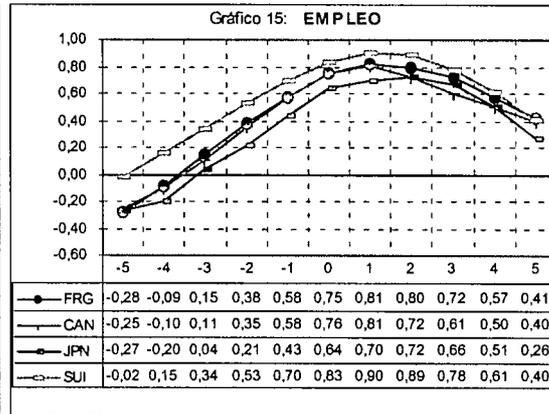
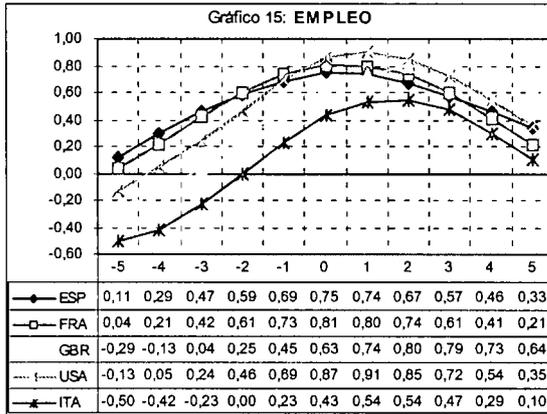
Los modelos reales del ciclo explican casi por definición el carácter procíclico de la productividad, eso sí, debería ser adelantada al ciclo del PIB. Sin embargo, los modelos tradicionales, para los que los ciclos son causados fundamentalmente por *shocks* de demanda, necesitan de fenómenos como el atesoramiento de trabajo, por parte de las empresas para explicar que la productividad sea procíclica.

Los salarios nominales, tal como puede verse en el cuadro 6, son contracíclicos (entre 0.4 y 0.6) y adelantados para todos los países, a excepción de Suiza, donde serían procíclicos y retrasados, o sea, presentaría un comportamiento completamente diferenciado. Sin embargo, si se observa en el gráfico 17 toda la estructura de correlación, ésta no es tan diferente a la del resto de países, por lo tanto, aún reconociendo que el comportamiento de Suiza es distinto, el hecho de tener en cuenta toda la estructura de correlaciones matiza esta diferencia.

Con el filtro BK aumenta la correlación y el mismo fenómeno de Suiza también se observa ahora en Alemania. Sin embargo, parece evidente que la estructura de correlación es similar para todos los países, con la única excepción de Suiza. Con el filtro (1-L) todos los países pasan a ser acíclicos, lo que significa que las altas frecuencias de los salarios y del PIB no están relacionados.

La variabilidad del salario nominal, tal como se aprecia en el cuadro 7, está entre 0.43 y 2 veces la variabilidad del Producto real. Los países con menor

Mercado de Trabajo (filtro HP)



variabilidad son USA, Alemania y Suiza por este orden, siendo España el país que presenta una mayor variabilidad.

Hay que hacer notar que los precios y los salarios nominales presentan características muy semejantes en cuanto a correlación y coincidencia con el PIB, incluso es similar el comportamiento de Suiza que aparentemente se diferencia del resto de países. Esta similitud en el comportamiento de precios y salarios es coherente con un fenómeno de indiciación de salarios o un traslado de costes a precios por parte de las empresas, y se pone de manifiesto en las altas correlaciones entre precios y salarios, llegando a ser en muchos casos superiores a 0.7. En cuanto a las volatilidades relativas entre precios y salarios nominales, no hay un comportamiento uniforme. En cinco países (España, Francia, Italia, Alemania y Japón) los salarios son más variables que los precios, en USA y GBR ocurre al contrario, y en dos países (Suiza y Canadá) la variabilidad es prácticamente idéntica.

El salario real, a diferencia de las tres variables anteriores, no presenta un comportamiento común por países, existiendo una gran variedad de estructuras en las correlaciones.

En cuatro países el salario real es claramente procíclico: USA (fuertemente procíclica), GBR, Suiza y Japón. En España, tal como puede verse en el gráfico 18, los salarios reales presentan el comportamiento contrario, son contracíclicos. En los demás países es difícil catalogar los salarios reales como procíclicos o contracíclicos. Alemania podría considerarse procíclica puesto que, aunque con el filtro HP es acíclico (0.12), con el filtro BK mantiene la misma estructura en las correlaciones, pero ahora siendo procíclico (0.35) y retrasado<sup>25</sup>. Italia podría ser catalogada como contracíclica retrasada, pero presenta también correlaciones de signo contrario en el lado opuesto de la ventana y prácticamente de la misma magnitud. Canadá presenta correlaciones negativas para casi toda la ventana de correlación, excepto para los adelantos superiores a tres. Por su parte,

---

<sup>25</sup> Los resultados con el filtro BK se encuentran en el apéndice 3.

Francia presenta una estructura creciente en sus correlaciones, siendo mayores las negativas, aunque por escasa diferencia.

Atendiendo a estos resultados podríamos considerar los salarios reales como procíclicos en USA, GBR, Suiza, Alemania y Japón y contracíclicos en el resto de países. No obstante, los resultados no son tan claros como en otras variables. Sin embargo, estas conclusiones se confirman<sup>26</sup> si calculamos las correlaciones respecto al IPI o respecto al consumo privado, sobre todo con el filtro BK, que elimina totalmente las altas frecuencias de las series.

Los salarios reales son una de las variables clave para caracterizar el comportamiento del mercado de trabajo. Los modelos RBC predicen que los salarios reales son procíclicos, mientras que en las teorías de corte keynesiano, donde las fluctuaciones son fundamentalmente de demanda, serían contracíclicos.

Los modelos RBC necesitan incorporar *shocks* de demanda que afecten al mercado de trabajo para explicar que el salario real sea contracíclico. Por ejemplo, combinando *shocks* tecnológicos con *shocks* en las preferencias o en la política fiscal es posible explicar todas las pautas cíclicas en la productividad y los salarios reales en un modelo RBC, tal como se hace en Christiano y Eicembaum (1989) o Aiyagari y otros (1990). Por su parte, los modelos keynesianos precisan de fenómenos como atesoramiento de trabajo, rigideces de precios y salarios u otras imperfecciones de mercado para poder explicar que los salarios reales sean procíclicos.

De todas formas, como en esta variable la información no es totalmente concluyente, se tratará de obtener más información analizando la relación de los salarios reales con las demás variables representativas del mercado de trabajo, tal como se hace en Dimelis (1997).

La relación entre empleo y los salarios reales ha sido muy estudiada desde que en los trabajos de Dunlop (1938) y Tharsis (1939), al encontrarse que la

---

<sup>26</sup> También son apoyadas por los resultados de Fiorito y Kollintzas que obtienen que el salario real es contracíclico en Canadá, Francia, Italia y Alemania, mientras que es procíclico en USA, GBR y Japón.

correlación entre los salarios reales y el número de trabajadores era débil, se pusiera en cuestión la visión keynesiana de que los salarios reales eran contracíclicos en relación al empleo al moverse sobre una demanda de trabajo a corto plazo. Posteriormente, se han publicado trabajos en los que se han obtenido todo tipo de resultados. Nickell y Symons (1990) atribuyen esta diversidad de resultados a especificaciones incorrectas de la tendencia y al uso de distintos tipos de deflatores.

**CUADRO 8 : Correlaciones cruzadas con el empleo\*.**

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
PRO	-0.38	0.57	-0.61	0.68	-0.47	-0.62	-0.55	0.62	0.53
	0	-2	5	-2	4	5	5	-3	-3
WN	-0.17	-0.48	-0.53	-0.59	0.48	0.43	-0.73	0.26	0.90
	-4	-5	-3	0	4	-4	5	5	
WR	-0.14	-0.42	-0.17	0.60	0.16	0.14	-0.54	0.36	0.14
	1	-4	5	-3	0	0	0	-5	5

\* Filtro HP (1970:2-1993:4). Para cada variable, se presentan en la primera fila la máxima correlación con el empleo, mientras que el número de la segunda fila indica cuando se alcanza la máxima correlación: un cuatro indicaría que la máxima correlación se da entre  $L_t$  y  $X_{t-4}$ , por lo tanto la variable X se adelanta 4 trimestres al ciclo del empleo.

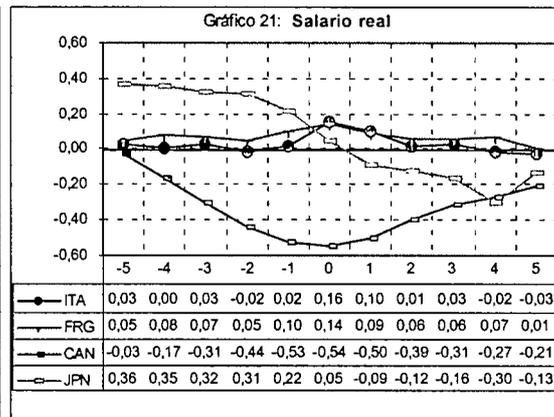
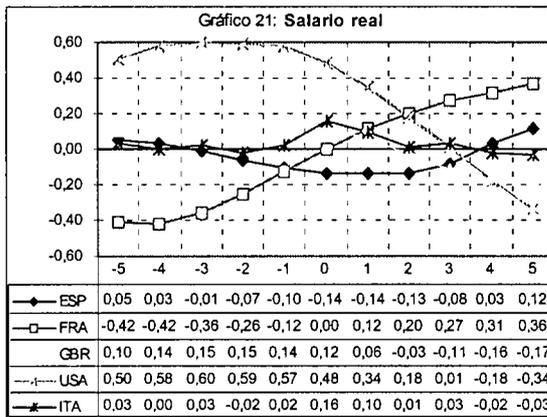
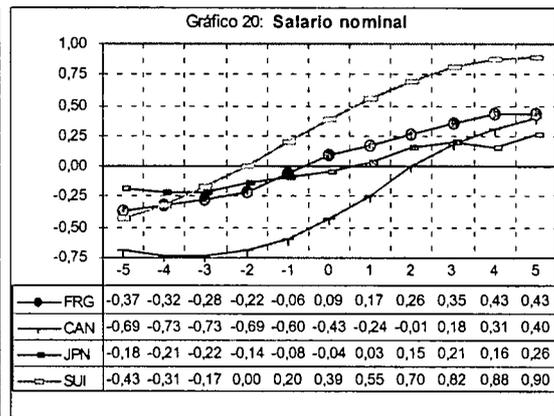
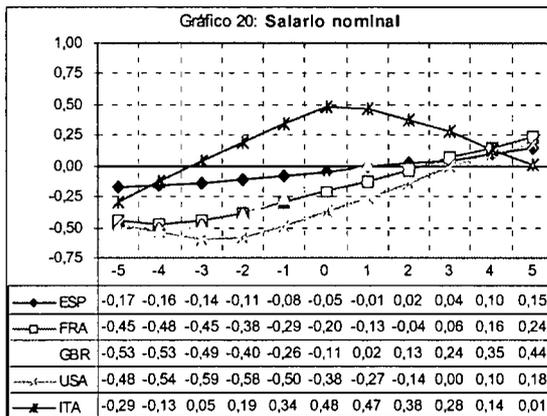
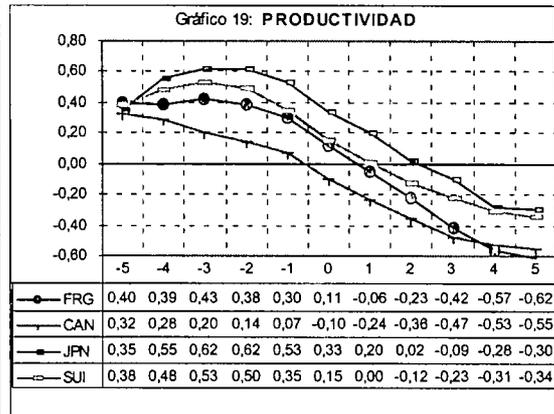
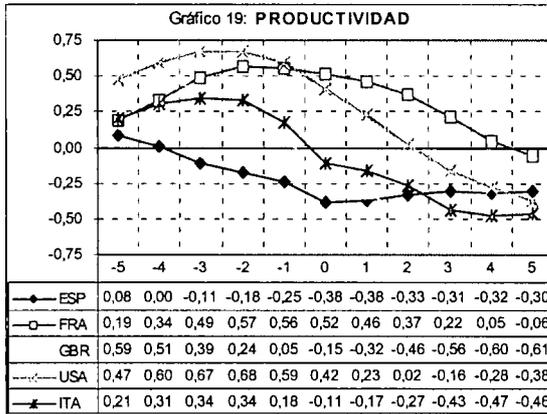
**CUADRO 9 : Volatilidades relativas respecto al empleo\*.**

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
PRO	0.69	1.52	1.05	0.91	1.69	0.99	0.89	2.40	0.78
WN	1.95	3.32	1.76	0.69	3.22	1.03	1.36	4.47	0.96
WR	1.60	1.52	1.11	0.60	1.76	0.93	1.18	3.49	0.54

\* Filtro HP (1970:2-1993:4).

En este trabajo se obtiene, como puede verse en el gráfico 21 y en el cuadro 8, que en la mayoría de países los salarios reales respecto al empleo son acíclicos, pero también se encuentran casos en los que son procíclicos (USA y Japón), contracíclicos (Canadá) e incluso se encuentra una estructura de correlación creciente (Francia).

Correlaciones cruzadas con el empleo (filtro HP)



El mercado de trabajo ha sido muy estudiado en la literatura sobre los RBC, debido a que es el sector de la economía donde las predicciones de los primeros RBC se apartaban en mayor medida de los hechos estilizados. Uno de los principales *puzzles*, o hecho contradictorio con la teoría, en el mercado de trabajo citado en Kydland y Prescott (1989) consiste en que los modelos RBC predicen que el empleo es menos variable que los salarios, pues los ajustes vienen fundamentalmente vía precios, sin embargo en USA esto no parece darse.

A la vista de los resultados del cuadro 9, este resultado contradictorio con los RBC solamente aparece en USA, Suiza y en menor grado en Alemania. Para el resto de países el empleo fluctúa menos que los salarios, tanto nominales como reales.

Concluyendo, el comportamiento del empleo, productividad y salarios nominales es similar para todos los países, con la posible excepción de los salarios en Suiza. Sin embargo no hay un comportamiento común en cuanto a los salarios reales. Este hecho puede ser indicativo de que el tipo de perturbaciones que han afectado a los mercados de trabajo ha sido distinto por países, no obstante, esta hipótesis parece contradecir la gran similitud existente en el comportamiento de las variables reales. Por lo tanto, parece ser que el distinto comportamiento de los salarios reales pueda deberse a diferencias organizativas, culturales, legales o de otro tipo en el funcionamiento de los mercados de trabajo nacionales.

#### 4.1.4) Sector exterior

En este apartado deberían incluirse las exportaciones, importaciones y exportaciones netas, pero ya se analizaron en el apartado dedicado a los componentes del gasto, por lo que en este apartado nos ocuparemos del comportamiento de los tipos de cambio y de los términos del intercambio, definidos como precios de las importaciones respecto al de las exportaciones.

Los términos de intercambio (TT), atendiendo al criterio estricto de máxima correlación, serían procíclicos para cuatro países y contracíclicos en cinco. Sin embargo, al analizar toda la estructura de las correlaciones, en el gráfico 22, se observa que generalmente se impone la estructura de correlación creciente, con las posibles excepciones de Suiza e Italia, que a pesar de mostrar también una estructura creciente en sus correlaciones, podrían considerarse como procíclicas retrasadas. Hay un país, Canadá, que muestra un comportamiento claramente distinto al del resto de países, su estructura de correlaciones es justamente la inversa, presenta una estructura decreciente. Estos resultados se mantienen para el filtro BK, con la única excepción de GBR que se vuelve prácticamente acíclico. Con el filtro (1-L) se encuentra también la estructura de correlación creciente excepto en Canadá y Suiza. El comportamiento diferenciado de esta variable para Canadá queda confirmado al ver las correlaciones de los términos del intercambio con otras variables, como por ejemplo las importaciones (véase gráfico 25).

**CUADRO 10: Sector exterior (correlaciones máximas con PIB)\*.**

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	GER	CAN	JPN	SUI
TT	-0.38	-0.41	-0.28	0.61	-0.59	-0.30	0.40	0.42	0.46
	-4	-3	-4	5	-5	-4	-5	5	1
TC	-0.34	-0.23	-0.48	-	-0.33	-0.34	0.29	-0.22	-0.22
	1	2	5	-	3	2	-5	-2	3

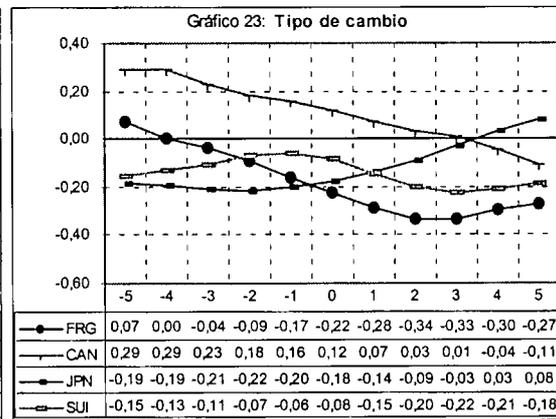
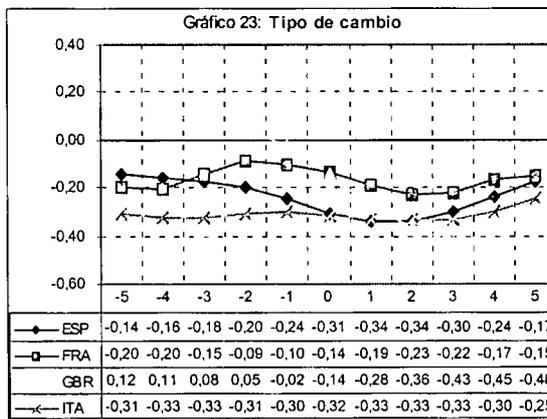
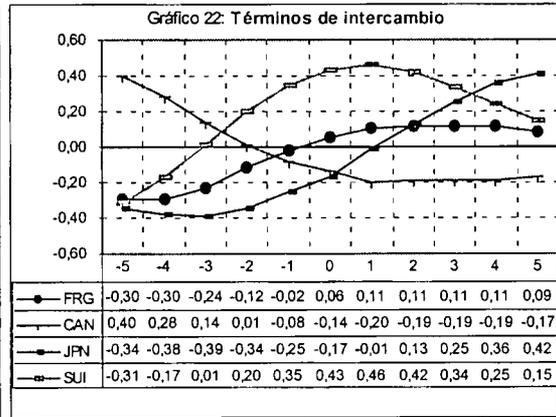
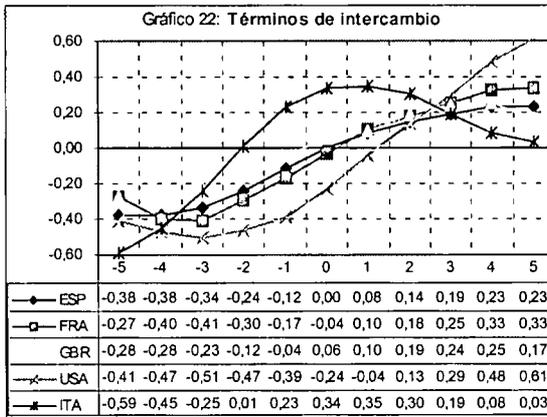
\* Filtro HP (1970:2-1993:4). Para cada variable, se presentan en la primera fila la máxima correlación con el PIB, mientras que el número de la segunda fila indica cuando se alcanza la máxima correlación: un cuatro indicaría que la máxima correlación se da entre PIB<sub>t</sub> y X<sub>t-4</sub>, por lo tanto la variable X se adelanta 4 trimestres al ciclo del PIB.

**CUADRO 11: Sector exterior (variabilidades relativas al PIB)\*.**

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	GER	CAN	JPN	SUI
TT	3.67	3.07	1.62	1.70	2.19	1.71	1.75	4.93	1.42
TC	7.59	8.18	4.95	--	5.85	5.58	1.79	5.98	4.86

\* Filtro HP (1970:2-1993:4).

Sector Exterior (filtro HP)



Las variabilidades relativas, tal como se aprecia en el cuadro 11, son entre 1.5 y 2.2 veces mayores que la del producto real, con las excepciones de Francia y España donde los términos de intercambio son tres veces más variables que el PIB y Japón (cinco veces más variable).

Los tipos de cambio son contracíclicos<sup>27</sup>, es decir, durante una expansión el tipo de cambio se aprecia, aunque débilmente y retrasados, excepto en Japón donde se adelantan dos trimestres. Canadá presenta otra vez un comportamiento distinto al del resto de países siendo su tipo de cambio procíclico y adelantado.

Con el filtro BK se mantienen los resultados, excepto en Canadá donde el tipo de cambio pasa a ser acíclico (0.08). Con la primera diferencia las correlaciones descienden aunque la mayoría de países siguen presentando correlaciones negativas, si bien en dos de ellos, Italia y otra vez Canadá no son significativas, es decir, son inferiores a 0.2 en valor absoluto.

La variabilidad de los tipos de cambio es entre 5 y 8 veces más volátil que el PIB, excepto en Canadá, donde sólo es dos veces más variable que su PIB. Hay que hacer notar que, como era de esperar, la volatilidad de los tipos de cambio parece dominada por el comportamiento del dólar, pues la variabilidad absoluta de los tipos de cambio (además para los tres métodos) es muy similar para todos los países, siempre con la excepción de Canadá que dada su proximidad a USA parece tener un comportamiento diferente en el tipo de cambio y en los términos de intercambio.

La relación entre los términos de intercambio y el saldo de la balanza comercial ha dado lugar a numerosos estudios que comprueban la existencia de la conocida curva en S, que implica que los superávits comerciales futuros están relacionados con las ganancias de competitividad de hoy, y que las ganancias de competitividad están relacionadas con déficits comerciales pasados.

Con el objetivo de ver si en nuestro estudio también aparece la relación que da lugar a la curva en S, se calcularon las correlaciones cruzadas entre las exportaciones netas y los términos de intercambio. En general, como se observa

---

<sup>27</sup> Aún son más contracíclicos respecto al consumo y la inversión, excepto en Canadá y GBR.

en el gráfico 26, se corrobora la existencia de esta relación, aunque las correlaciones contemporáneas suelen ser positivas, sobre todo en USA, Canadá y Alemania donde ésta es claramente positiva. El que las correlaciones contemporáneas sean positivas va en contra de la opinión generalizada de que la correlación contemporánea debe ser negativa debido a que una mejora de los términos de intercambio implica un inmediato encarecimiento de las importaciones. Sin embargo, este resultado también se obtiene en Blackburn y Ravn (1992).

*CUADRO 12: Máximas correlaciones con TT*

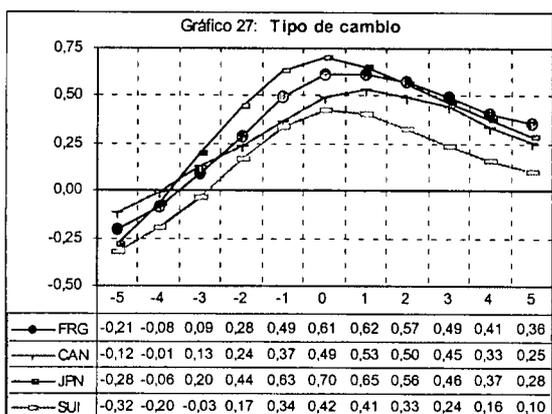
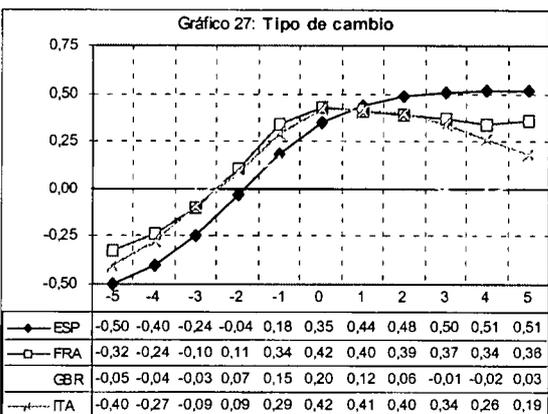
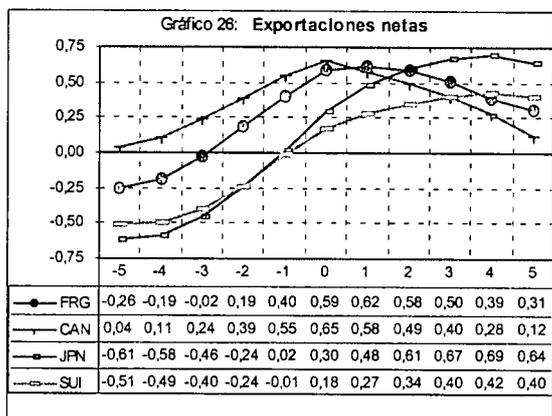
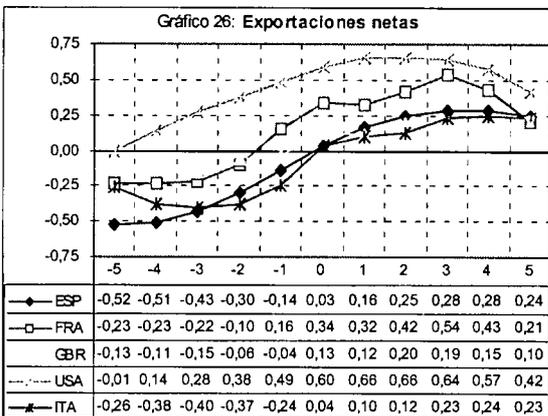
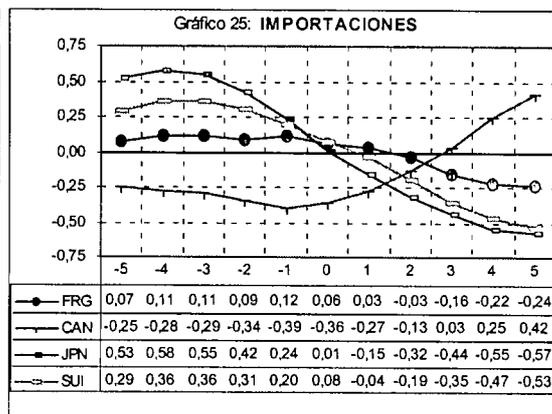
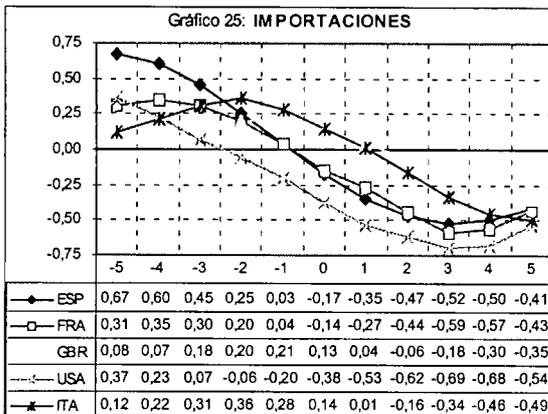
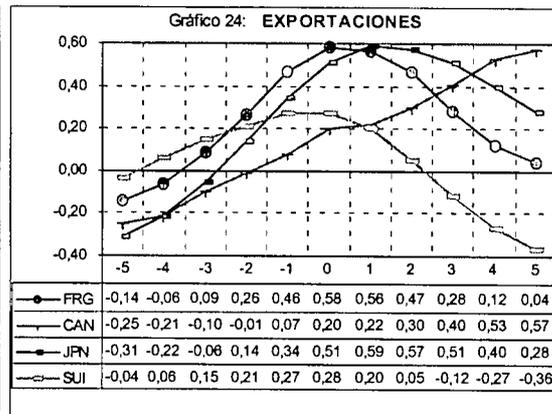
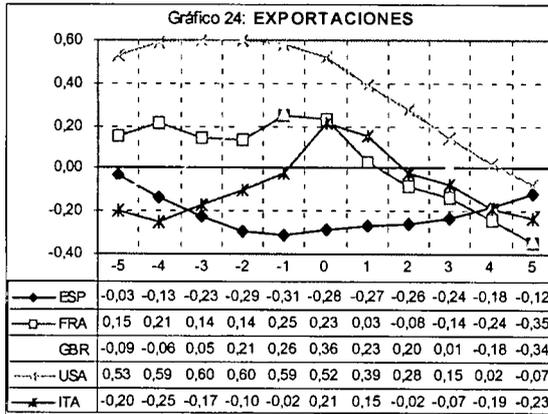
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
XN	-0.52	0.54	0.20	0.66	-0.40	0.62	0.65	0.69	-0.51
	-5	3	2	2	-3	1	0	4	-5
TC	0.51	0.42	0.20	--	0.42	0.62	0.53	0.70	0.42
	4	0	0	--	0	1	1	0	0

\* Filtro HP (1970:2-1993:4). Para cada variable, se presentan en la primera fila la máxima correlación los términos de intercambio, mientras que el número de la segunda fila indica cuando se alcanza la máxima correlación.

La relación entre los tipos de cambio y los términos de intercambio, ilustrada en el gráfico 27, también es similar para todos los países. El tipo de cambio y los términos de intercambio se mueven en la misma dirección. Esto es lo que se espera dado que una devaluación tiene el efecto inmediato de encarecer las importaciones, o alternativamente, ante un empeoramiento de los términos del intercambio las autoridades reaccionan devaluando su moneda.

El gráfico 24 muestra también una relación semejante entre las exportaciones y los términos de intercambio para cada país. Ante un deterioro de éstos las exportaciones aumentan, con la única excepción de España. Sin embargo, las importaciones sí reaccionan en España de forma similar al resto de países, ante un deterioro de los términos de intercambio, tal como se aprecia en el gráfico 25.

Correlaciones cruzadas con los términos del intercambio (filtro HP)



#### 4.1.5) Hechos internacionales

En este apartado se estudiarán las relaciones de los ciclos de una misma variable entre países, concretamente se analizará el comportamiento del producto real, consumo privado y producción industrial. Para ello se calcularán las correlaciones de estas variables para todos los países respecto a la misma variable en USA.

Como puede verse en el cuadro 13, las fluctuaciones en el producto real generalmente están fuertemente correlacionadas con el ciclo de USA. Esto indica que no sólo los mecanismos de transmisión son comunes entre países, como se evidencia en las secciones anteriores, sino que, además, podría hablarse de la existencia de un ciclo de carácter internacional al estar los productos reales de las distintas economías fuertemente correlacionados.

**CUADRO 13: Hechos internacionales\*.**

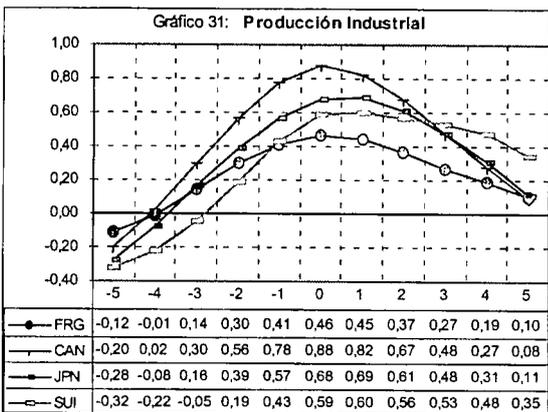
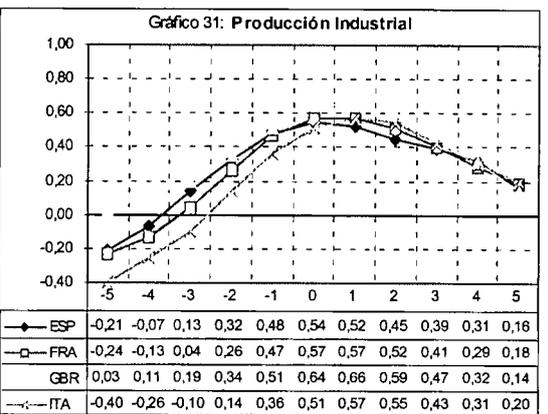
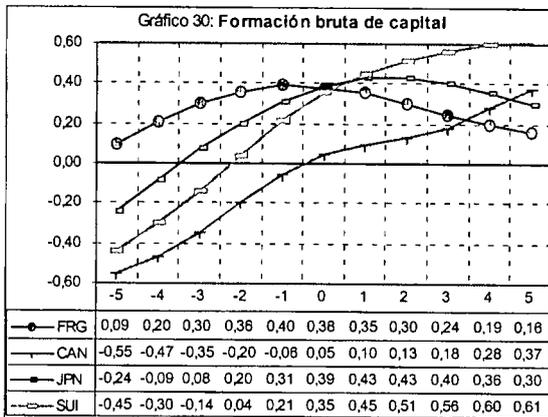
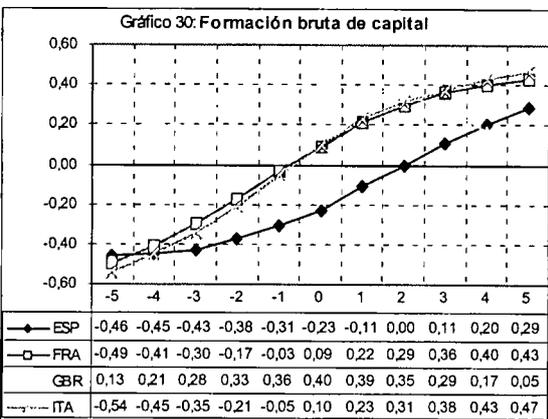
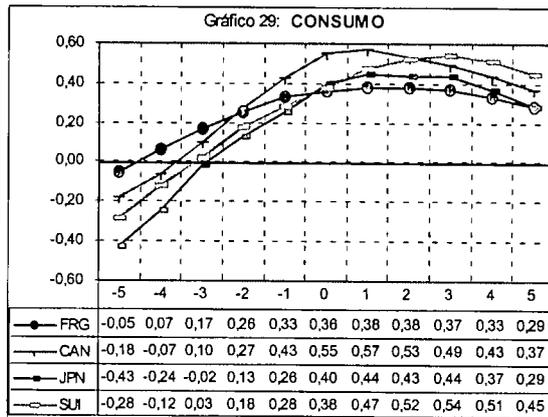
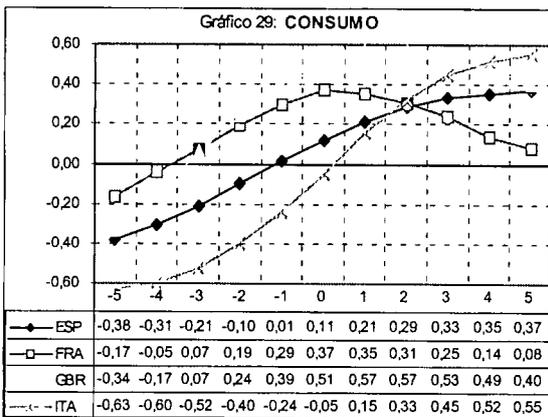
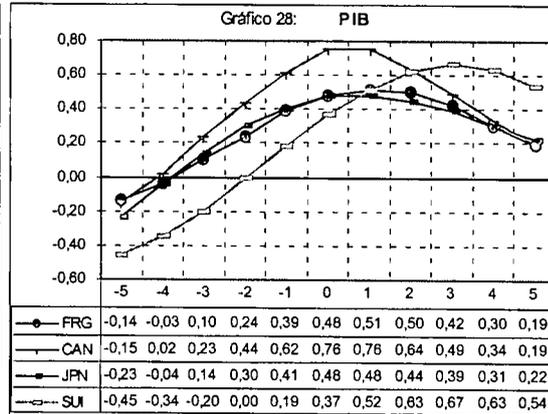
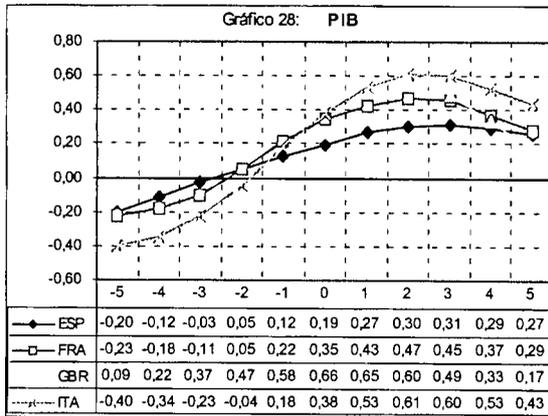
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
PIB	0.31 3	0.47 2	0.66 0	-- --	0.61 2	0.51 1	0.76 0	0.48 1	0.67 3
C	-0.38 -5	0.37 0	0.57 1	-- --	-0.63 -5	0.38 1	0.57 1	0.44 1	0.54 3
IPI	0.54 0	0.57 0	0.66 1	-- --	0.57 1	0.46 0	0.88 0	0.69 1	0.60 1

\* Filtro HP (1970:2-1993:4). Para cada variable, se presentan en la primera fila la máxima correlación con la misma variable para USA, mientras que el número de la segunda fila indica cuando se alcanza la máxima correlación.

El ciclo de Canadá es el que mayor correlación presenta con el ciclo de USA, hecho que parece lógico dada la proximidad geográfica y económica entre los países.

Canadá, junto con el Reino Unido, son los dos únicos países en los que su ciclo es coincidente con el ciclo de USA. En los demás países, sus ciclos están

Hechos internacionales (filtro HP)



retrasados respecto al ciclo americano, hecho que apoya la visión de que la economía americana lidera la economía mundial.

Si tomamos como referencia el ciclo alemán en lugar del de USA, todos los países aumentan sus correlaciones excepto Canadá, Suiza y Reino Unido. Además, el ciclo alemán se adelanta a los ciclos de los países europeos (excepto GBR), lo que a su vez parece indicar el liderazgo de la economía alemana en Europa.

Los consumos también muestran un alto grado de asociación entre países, si bien, las correlaciones entre el consumo privado de países distintos, son típicamente menores que las de los productos. Este resultado está en contra de la predicciones teóricas de los RBC, ya que predicen un alto grado de correlación entre los consumos.

Las correlaciones entre los ciclos de la producción industrial son en general mayores que las correlaciones de los productos. De nuevo se evidencia la fuerte asociación de las fluctuaciones económicas a nivel internacional. Al contrario de lo que ocurre con el PIB, las correlaciones de la producción industrial en los países europeos son mayores con la economía americana que con la alemana.

#### **4.2) ¿Son similares las características cíclicas de los distintos países?**

A modo de resumen de esta sección se presentarán parte de los resultados anteriores en cuatro gráficos. Estos gráficos, además de resumir los principales resultados, ayudarán a hacerse una idea del grado de similitud existente en los ciclos de los distintos países.

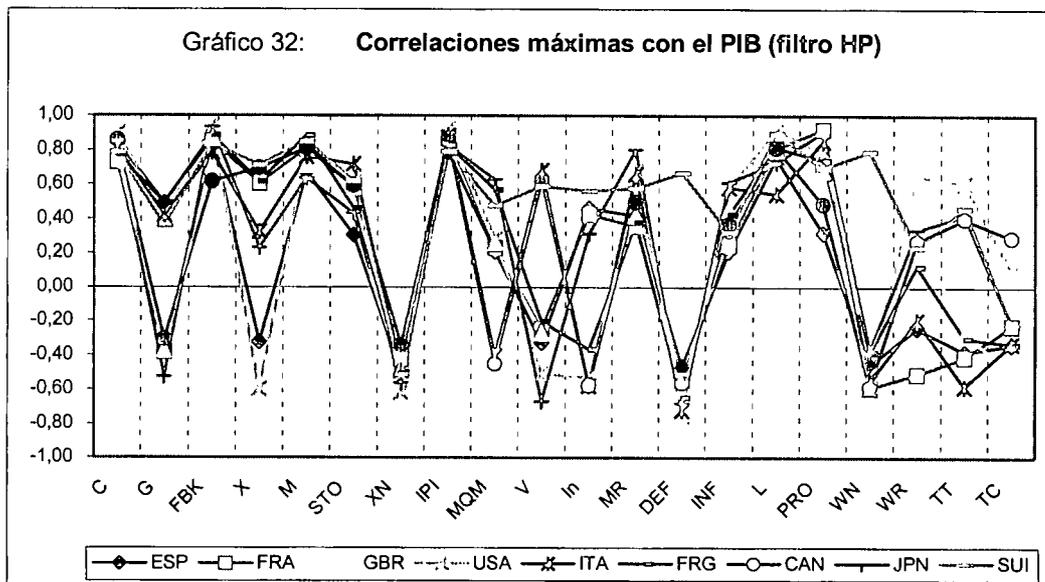
El primer gráfico contiene las correlaciones máximas de cada variable con el PIB, el segundo presenta las correlaciones contemporáneas, las variabilidades absolutas el tercero, y el cuarto las variabilidades relativas al PIB

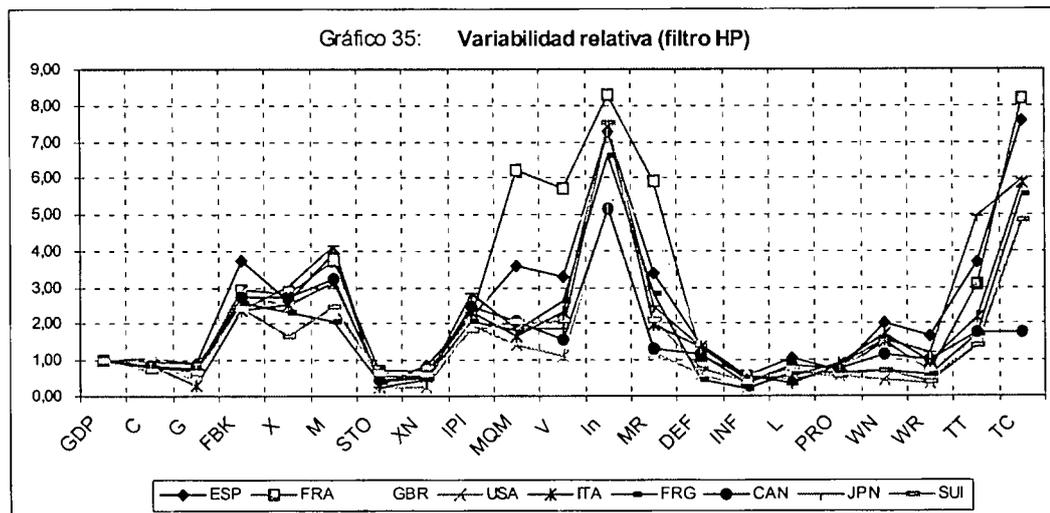
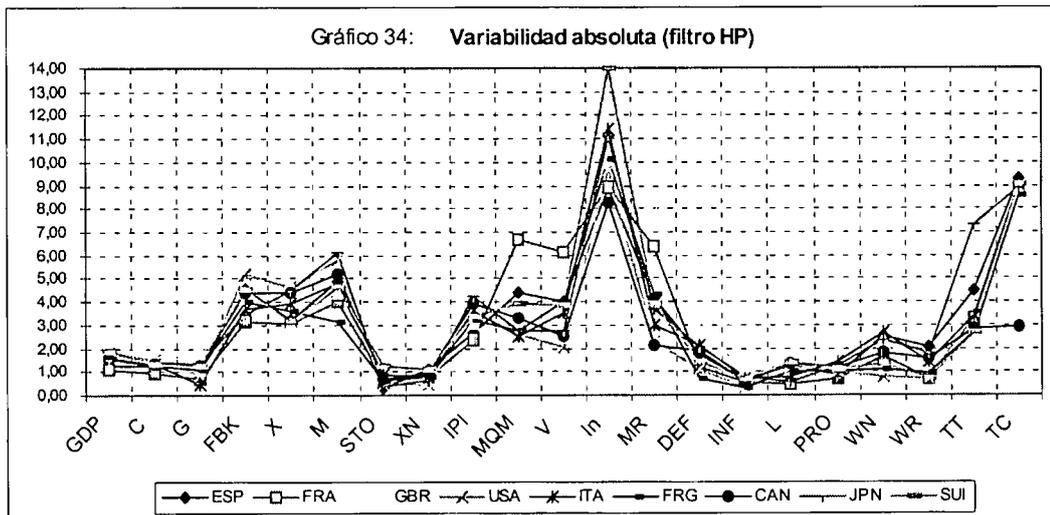
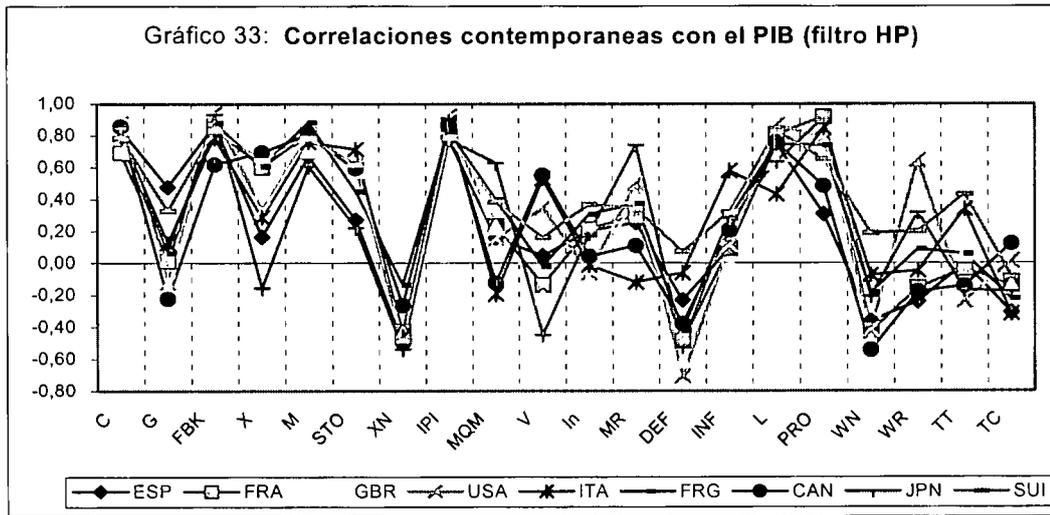
de todas las variables para todos los países. Los mismos gráficos para los filtros BK y (1-L) pueden encontrarse en los apéndices 3 y 4. Estos gráficos proporcionan una visión rápida, aunque en ciertos casos incompleta, de que variables presentan un comportamiento cíclico similar por países.

Como puede apreciarse en los gráficos siguientes las propiedades de una misma variable entre países son sorprendentemente similares para las variables reales con dos únicas excepciones, el consumo público y las exportaciones. Las semejanzas son menores en las variables nominales, aunque los precios y la inflación sí presentan un comportamiento cíclico similar. Las variables agrupadas en el epígrafe mercado de trabajo también muestran un alto grado de similitud cíclica, con la única excepción de los salarios reales.

Los gráficos tercero y cuarto evidencian que la ordenación, para cada país, de las variabilidades, tanto absoluta como relativa al PIB, de las distintas variables son semejantes por países, indicando que los ciclos económicos son un fenómeno fundamentalmente similar en los países analizados.

El alto grado de sincronía en las correlaciones cruzadas con el PIB y de las variabilidades relativas entre las distintas variables parecen indicar que los mismos mecanismos económicos están presentes en el ciclo de las distintas economías.





## 5. ¿Son robustos los hechos estilizados al método de filtrado?

Tras el estudio de Canova (1998), en el que se analiza la sensibilidad de los hechos estilizados para USA utilizando doce métodos alternativos de filtrado, parece claro que los hechos estilizados no son robustos a la elección del método de filtrado. Este resultado parece lógico ya que filtros alternativos enfatizan diferentes frecuencias de las series temporales y, evidentemente, las propiedades cíclicas asociadas a distintas frecuencias no tienen porqué ser idénticas.

En Canova (1998) se critica el hecho de que en los trabajos empíricos se utilice un solo filtro para caracterizar los hechos estilizados. La idea que hay detrás de esta observación es que cada método de filtrado genera diferentes objetos económicos que no tienen porqué tener las mismas propiedades. Por lo tanto, la utilización de un solo filtro puede no caracterizar apropiadamente los ciclos económicos.

El análisis de Canova debe ser completado con datos de otros países para determinar si, a pesar de los diferentes resultados obtenidos con distintos filtros, estas diferencias mantienen una pauta similar entre países, lo que significaría que el ciclo económico es un fenómeno complejo que posiblemente sea imposible de caracterizar completamente con un solo tipo de filtro, pero fundamentalmente similar entre países.

Acometer este estudio no figura entre los objetivos de esta tesis, pues analizar nueve países con veinte variables para un número de métodos de filtrado elevado, produciría un volumen excesivo de resultados. Lo que sí se realizará es un pequeño análisis comparativo de los resultados obtenidos con los tres filtros utilizados.

Los resultados obtenidos con el filtro HP y BK son fundamentalmente similares<sup>28</sup>. Este resultado no debe resultar extraño si se tiene en cuenta que las propiedades de los dos filtros en cuanto a su capacidad para aislar ciertas frecuencias de las series temporales son muy similares.

---

<sup>28</sup> En el trabajo de Canova (1998) los resultados más próximos se obtienen también entre los filtros HP y BK.

Las estructuras de las correlaciones se mantienen para todas las variables y todos los países<sup>29</sup>, indicando que las propiedades cíclicas no se alteran con estos dos filtros, al menos cualitativamente. La diferencia entre las correlaciones contemporáneas y máximas obtenidas con los filtros HP y BK para todas las variables, prácticamente nunca son superiores a 0.2, siendo lo habitual hallar diferencias inferiores a 0.1. Sólo para los inventarios en Japón y Alemania, la cantidad nominal de dinero en USA, Italia y Canadá, la cantidad real de dinero en Alemania, los precios en Italia, y los salarios nominales en España, Italia y Japón resultan ser superiores a 0.2; en cualquier caso nunca son superiores a 0.3.

Las diferencias son mucho mayores entre los resultados obtenidos con el filtro HP y la primera diferencia. Al filtrar mediante la primera diferencia, se tiende a amplificar las altas frecuencias, hecho que se refleja en que generalmente los ciclos generados con este filtro son mucho más frecuentes, es decir tienen una duración menor y por lo tanto presentan una menor persistencia. En relación a este punto, hay que hacer notar que con el filtro (1-L) España, como puede verse en el cuadro 14, presenta unos ciclos mucho más persistentes que los del resto de países<sup>30</sup>, lo que parece ser indicativo de un comportamiento diferenciado en las altas frecuencias de las macromagnitudes españolas<sup>31</sup>.

*CUADRO 14: Autocorrelaciones de primer orden.*

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
PIB	0.86	0.24	0.06	0.27	0.55	0.25	0.40	0.10	0.69
C	0.90	-0.11	-0.02	0.24	0.81	0.06	0.15	-0.16	0.39
FBK	0.88	0.37	-0.01	0.43	0.56	0.27	0.29	0.14	0.55
M	0.81	0.16	0.04	0.06	-0.11	-0.02	0.20	0.16	0.71
X	0.64	-0.11	-0.42	-0.10	-0.24	0.01	-0.16	0.23	0.64
IPI	-0.10	0.22	-0.01	0.47	-0.01	-0.16	0.61	0.63	-0.06

\* Filtro (1-L). Periodo muestral: (1970:2-1993:4).

<sup>29</sup> Los escasos casos en que varían se han citado en la sección cuarta, en la que se expusieron los resultados.

<sup>30</sup> Esta característica también aparece aunque en menor medida en Suiza e Italia

<sup>31</sup> Las autocorrelaciones con los filtros BK y HP son similares para todos los países, entre 0.8 y 0.9, siendo ligeramente superiores las obtenidas con el filtro BK, la explicación a este hecho, es que el filtro BK elimina totalmente las altas frecuencias.

En contraste con el resto de variables reales, la primera diferencia del IPI presenta una autocorrelación de primer orden de  $-0.10$ , es decir, no es significativa. Esta característica es compartida con el resto de países europeos, contrastando con los valores de las autocorrelaciones para los países no europeos. Estos resultados, señalados en Amado (1998), indican que, con el filtro  $(1-L)$ , las fluctuaciones de la producción industrial en los países europeos no son persistentes, hecho que lleva a este autor a cuestionar la efectividad de las políticas anticíclicas para afectar a la producción industrial.

Establecer una comparación entre las propiedades cíclicas de las variables obtenidas mediante los filtros HP y  $(1-L)$  es más complicado que entre HP y BK, puesto que los ciclos obtenidos mediante primeras diferencias son de muy corta duración, lo que hace que para este filtro no tenga sentido calcular una ventana de correlaciones tan amplia como con el filtro HP o BK donde los ciclos presentan una mayor duración. No obstante, en el cuadro 15 se mostrarán las diferencias entre las correlaciones contemporáneas obtenidas con  $(1-L)$  y HP para cada variable respecto al PIB.

Cuantitativamente, parece claro que las correlaciones obtenidas con los filtros HP y  $(1-L)$  son significativamente distintas; las correlaciones son claramente menores con  $(1-L)$ . Sin embargo, para la mayoría de variables, principalmente para las variables reales, las características cíclicas se mantienen en términos cualitativos, es decir, se mantiene generalmente la clasificación de las variables como procíclicas o contracíclicas. Además, si algún país presenta un comportamiento diferenciado para alguna variable con el filtro HP, ese comportamiento diferenciado se suele mantener con  $(1-L)$ . Por ejemplo, las exportaciones en Japón son contracíclicas con los dos métodos y procíclicas para el resto de países.

De nuevo aparece una característica distintiva en las altas frecuencias de las macromagnitudes españolas: en general España es el país en el que menos descienden las correlaciones con el PIB al filtrar mediante la primera diferencia, principalmente en las variables reales. Como ejemplo, puede verse en el cuadro

15 que la correlación de los inventarios desciende para todos los países excepto para España.

Como se aprecia en el cuadro 15, los cambios de signo en las correlaciones contemporáneas son poco frecuentes y prácticamente inexistentes en las variables reales. Una variable que sí parece mostrar una fuerte variación en sus correlaciones al utilizar el filtro (1-L) son los salarios, tanto nominales como reales, lo que indica un comportamiento diferente en las altas frecuencias.

*CUADRO 15: Diferencia entre las correlaciones contemporáneas para los ciclos HP y (1-L)\*.*

VARIABLES REALES									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
C	0.00	-0.15	-0.13	-0.20	-0.17	-0.13	-0.24	-0.07	-0.17
G	0.07	0.17	0.25*	0.08	0.02	0.14	0.31*	0.25	-0.04
FBK	-0.07	-0.24	-0.36	-0.16	-0.13	-0.14	-0.14	-0.12	-0.29
X	0.01	-0.24	-0.02	0.00	-0.08	0.00	-0.13	-0.18	-0.03
M	-0.08	-0.19	-0.39	-0.34	-0.40	-0.17	-0.23	-0.26	-0.08
STO	0.10	-0.10	-0.23	-0.04	-0.13	-0.20	-0.25	-0.44*	-0.16
XN	0.07	0.18	0.57*	0.27	0.31	0.19*	0.27*	0.32	0.23
IPI	-0.29	-0.11	-0.12	-0.14	-0.33	-0.31	-0.10	-0.33	-0.34
VARIABLES MONETARIAS Y PRECIOS									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
MQM	-0.04	-0.05	-0.16	-0.06	0.27*	-0.24	0.23*	-0.42	-0.18
MR	-0.02	-0.20	-0.29	-0.40	0.08	-0.30	-0.04	-0.52	-0.15
V	-0.09	0.17	0.29*	0.12	-0.14	0.10	-0.12	0.56*	-0.06
IN	-0.13	0.01	0.09	0.26	0.12	-0.08	0.14	-0.09	-0.01
DEF	0.01	0.49*	0.33	0.50	0.26*	0.27	0.31	0.37	0.01
INF	-0.16*	-0.11	-0.02	-0.05	-0.29	-0.26	-0.37*	-0.27	-0.14
MERCADO DE TRABAJO									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
L	-0.16	-0.29	-0.21	-0.22	-0.17	-0.28	-0.14	-0.32	-0.31
Pro	0.15	0.01	0.20	-0.07	-0.08	0.07	-0.03	-0.14	-0.06
WN	0.29	0.48*	0.61*	0.44*	0.25*	0.20*	0.56*	0.35*	-0.14
WR	0.27*	0.25*	0.05	-0.34	0.12*	-0.01	0.26*	-0.08	-0.24*
SECTOR EXTERIOR									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
TT	0.06	0.10	0.09	0.12	-0.08	0.03	0.10	-0.05	-0.13
TC	0.04	0.11	0.14	-	0.26	0.20	-0.18*	0.07	0.18

\*Cada fila presenta la diferencia entre las correlaciones contemporáneas. Por lo tanto -0.13 indica que la variable en cuestión está más correlacionada con el PIB al utilizar el filtro HP que con (1-L), mientras que 0.13 indicaría que la correlación es mayor con (1-L). Las variables indicadas con \* cambian de signo al variar el método de filtrado.

**CUADRO 16:** Diferencias en las volatilidades absolutas para los distintos filtros: HP, BK y  $(1-L)^*$ .

VARIABLES REALES									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
PIB	0.00	-0.05	-0.03	-0.01	0.01	-0.13	0.02	-0.19	0.02
	-0.46	-0.37	-0.35	-0.46	-0.42	-0.47	-0.38	-0.39	-0.55
C	0.00	-0.04	-0.07	-0.06	-0.10	-0.16	0.01	-0.13	-0.18
	-0.42	-0.18	-0.35	-0.47	-0.52	-0.38	-0.24	-0.19	-0.43
G	-0.06	0.01	-0.13	-0.04	-0.19	-0.06	-0.29	-0.02	-0.25
	-0.41	-0.23	-0.05	-0.12	-0.33	-0.26	0.04	0.01	-0.24
FBK	-0.09	-0.06	0.05	-0.02	-0.13	-0.20	0.03	-0.10	-0.09
	-0.55	-0.49	-0.29	-0.53	-0.50	-0.51	-0.43	-0.42	-0.51
X	-0.06	-0.11	-0.21	-0.07	-0.12	-0.12	-0.06	0.05	0.12
	-0.53	-0.05	0.18	-0.32	0.02	-0.31	-0.24	-0.30	-0.49
M	-0.07	-0.02	-0.01	-0.03	-0.09	-0.21	0.04	0.02	0.03
	-0.50	-0.30	-0.22	-0.36	-0.18	-0.37	-0.35	-0.42	-0.55
STO	0.10	-0.12	-0.12	-0.09	-0.03	-0.11	-0.10	-0.37	0.04
	-0.50	0.02	-0.06	0.03	-0.09	-0.13	0.03	0.19	-0.34
XN	-0.08	-0.01	-0.09	-0.09	-0.25	-0.00	-0.01	0.05	0.02
	-0.53	-0.17	-0.10	-0.47	-0.19	-0.29	-0.18	-0.43	-0.45
IPI	-0.14	0.00	-0.04	0.02	0.01	-0.15	0.05	0.02	-0.04
	-0.14	-0.36	-0.27	-0.49	-0.24	-0.15	-0.51	-0.53	-0.17
VARIABLES MONETARIAS Y PRECIOS									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
MQM	-0.15	-0.09	-0.05	-0.48	-0.05	-0.02	-0.21	-0.33	-0.21
	0.00	0.04	-0.19	0.37	-0.04	-0.46	0.00	0.24	0.08
MR	-0.04	-0.01	0.05	-0.06	0.05	-0.26	-0.03	-0.22	-0.02
	-0.18	-0.24	-0.30	-0.29	-0.25	0.22	-0.14	-0.28	-0.26
V	-0.03	-0.01	0.04	-0.09	0.04	-0.36	0.08	-0.30	-0.02
	-0.18	-0.21	-0.25	-0.14	-0.30	0.31	-0.20	-0.05	-0.25
IN	-0.05	-0.08	-0.13	-0.02	-0.06	-0.06	-0.05	-0.12	-0.03
	-0.32	-0.42	-0.29	-0.35	-0.43	-0.49	-0.31	-0.22	-0.53
DEF	0.03	0.03	0.12	0.03	-0.11	0.05	-0.14	-0.15	-0.06
	-0.28	-0.13	-0.43	-0.45	-0.35	-0.30	-0.50	-0.41	-0.40
INF	-0.16	-0.38	-0.15	-0.14	-0.11	-0.30	-0.20	-0.06	-0.40
	0.14	0.35	0.16	-0.04	-0.05	0.31	0.17	-0.00	0.37
MERCADO DE TRABAJO									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
L	-0.09	-0.07	0.06	0.03	-0.38	-0.13	0.01	-0.16	-0.05
	-0.44	-0.53	-0.58	-0.54	-0.23	-0.54	-0.50	-0.23	-0.56
PRO	-0.14	-0.08	-0.04	-0.13	0.01	-0.03	-0.17	-0.28	-0.02
	-0.31	-0.19	-0.25	-0.19	-0.32	-0.28	-0.02	-0.21	-0.22
WN	-0.09	-0.02	0.02	0.18	-0.22	-0.24	-0.01	-0.26	0.05
	0.16	-0.18	-0.25	-0.02	-0.20	0.27	-0.31	0.17	-0.40
WR	-0.16	-0.14	-0.15	-0.09	-0.01	-0.39	-0.05	-0.46	0.04
	0.23	-0.00	0.12	-0.32	-0.01	0.30	-0.33	0.30	-0.04
SECTOR EXTERIOR									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
TT	0.04	-0.05	-0.12	0.03	-0.11	0.04	-0.02	0.00	0.09
	-0.52	-0.26	-0.31	-0.38	-0.25	-0.49	-0.44	-0.44	-0.48
TC	0.01	0.04	-0.04	--	-0.01	0.04	-0.08	0.01	0.06
	-0.45	-0.43	-0.40	--	-0.43	-0.40	-0.44	-0.44	-0.37

\*La primera fila de cada variable muestra la diferencia (en porcentaje) entre la variabilidad absoluta del ciclo BK y HP. La segunda fila muestra la diferencia de volatilidad (en porcentaje) para los ciclos obtenidos con  $(1-L)$  y HP. Por ejemplo, un 0.25 en la primera fila indicaría que el ciclo BK de esa variable es un 25% más variable que el ciclo HP. Los porcentajes se tomaron siempre respecto al ciclo HP.

Como la variación en la volatilidad relativa al PIB de una determinada variable puede ser el resultado tanto de un cambio en la volatilidad del PIB como de un cambio en la volatilidad de la variable en cuestión, parece más adecuado utilizar las volatilidades absolutas en lugar de las volatilidades relativas, para determinar como afecta el método de filtrado a la variabilidad de las variables.

Como puede verse en el cuadro 16, al igual que ocurre con las correlaciones, las diferencias de las volatilidades por métodos son más acusadas con el filtro (1-L).

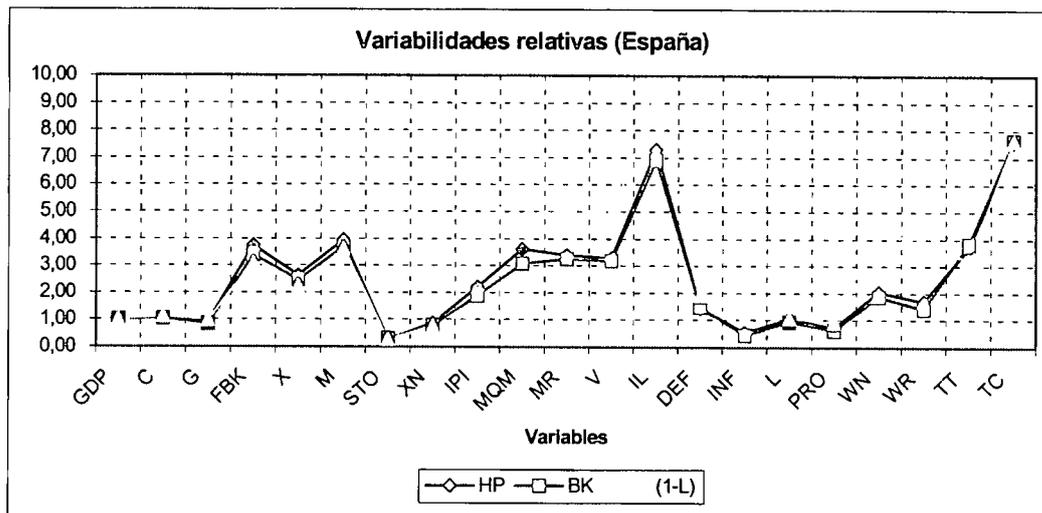
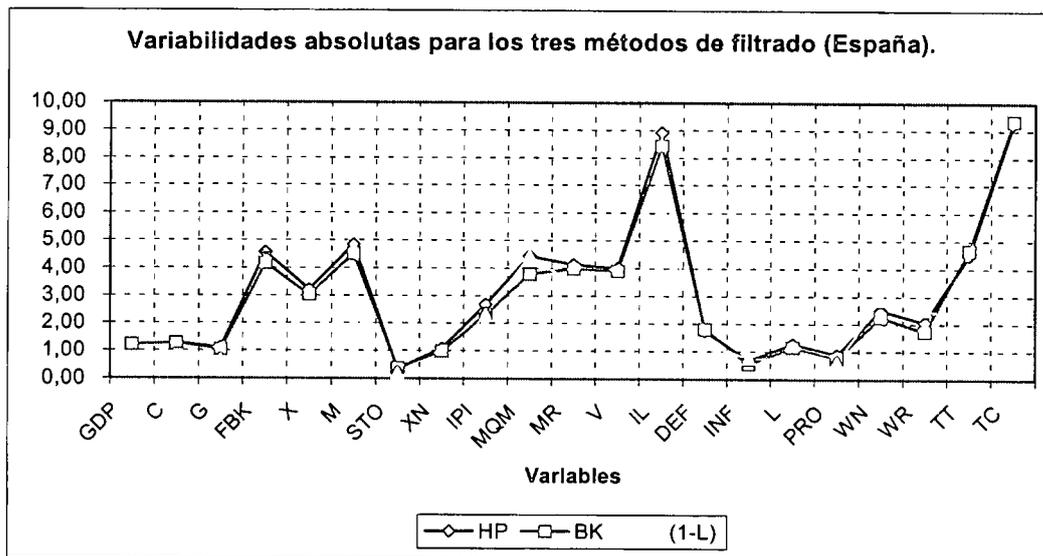
Las variabilidades absolutas de las variables obtenidas mediante los filtros BK y HP suelen mostrar una diferencia de entre un cinco y un quince por ciento, en muy pocos casos se supera el veinte por ciento. Además no hay variables para las cuales la variabilidad aumente o disminuya para todos los países.

Las diferencias entre las variabilidades absolutas obtenidas con HP y con (1-L) son claramente mayores que entre BK y HP. En términos generales, las variabilidades obtenidas con el filtro (1-L) descienden entre un veinte y un cincuenta por ciento. Además, las variables suelen mostrar un comportamiento uniforme por países (con la excepción de los inventarios, cantidad nominal de dinero y los salarios nominales y reales), consistente en que la variabilidad con (1-L) es menor que con HP, en una cuantía variable, pero en general superior al veinte por ciento.

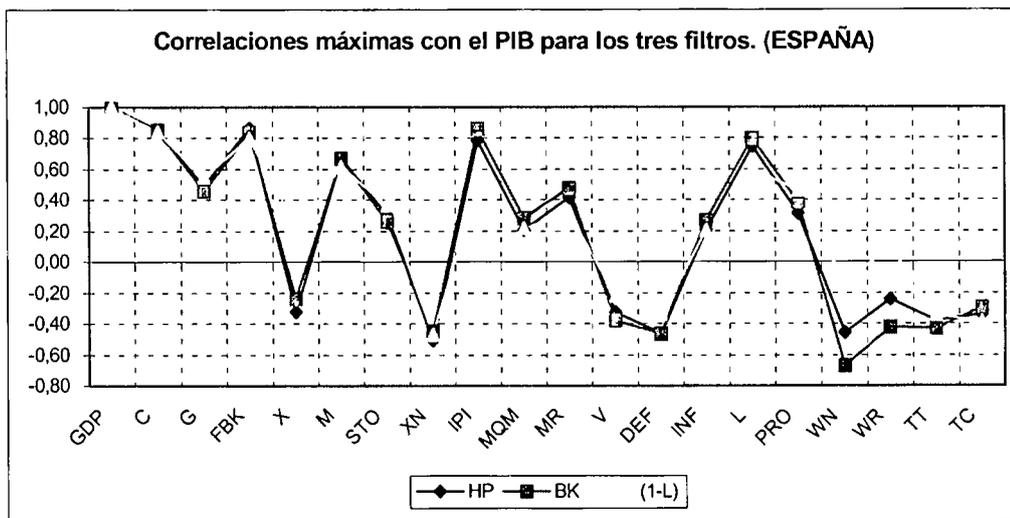
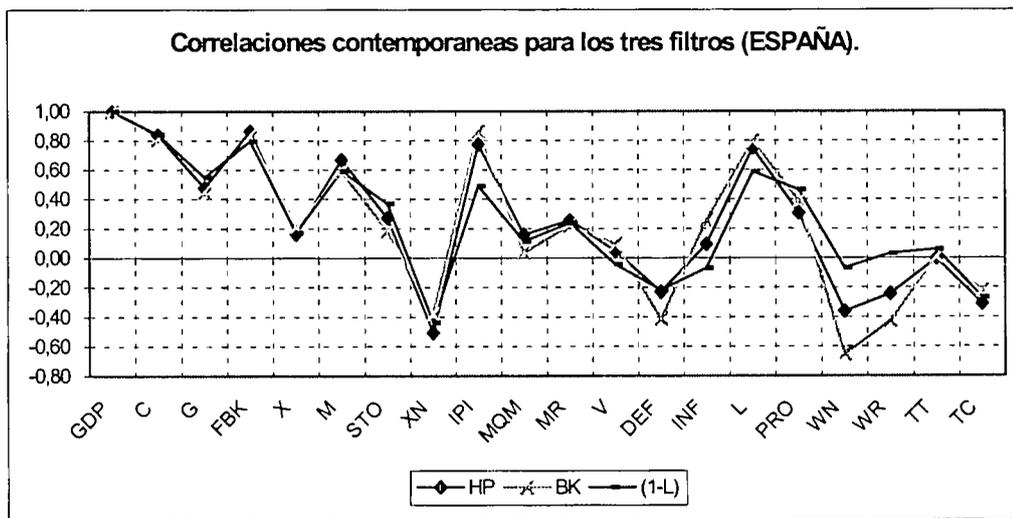
El hecho de que las diferencias en las volatilidades absolutas sean en muchos casos superiores al cincuenta por ciento parece ser indicativo de que los distintos filtros proporcionan resultados muy diferentes. Sin embargo, como ilustran los gráficos siguientes, los tres filtros mantienen la ordenación relativa (para cada país) de las variabilidades tanto absolutas como relativas de las distintas variables.

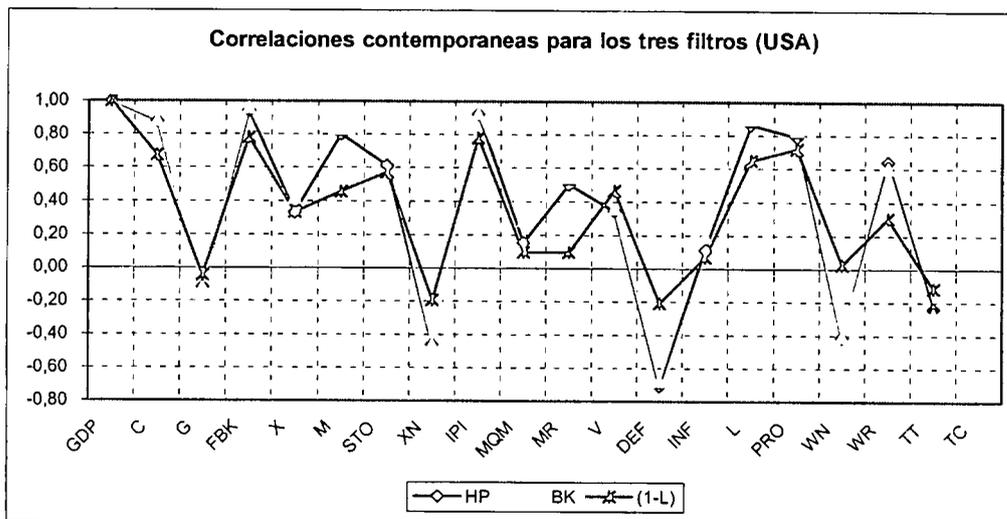
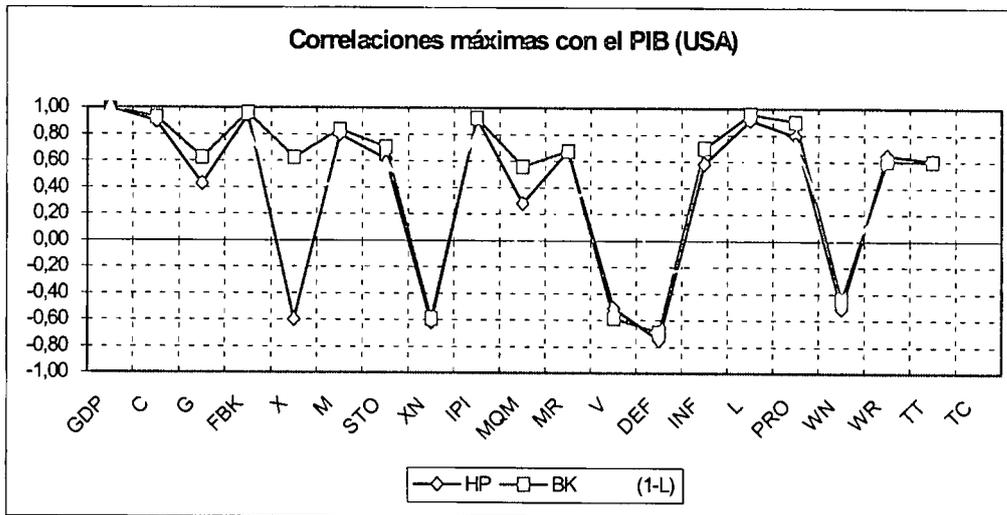
Estos gráficos ilustran que, si bien es cierto que cada filtro proporciona medidas distintas de la volatilidad de las variables, también parecen mostrar que, al menos estos tres filtros, afectan de forma semejante a las distintas variables. No obstante, sigue siendo cierto que usar varios filtros puede proporcionar una descripción más

completa de las características de las variables. Por ejemplo, se pone de manifiesto que los salarios nominales y la cantidad nominal de dinero presentan mayores diferencias en sus volatilidades al cambiar de filtro que el resto de variables, hecho que indica un comportamiento diferenciado de estas dos variables en las altas frecuencias. Este último comentario apoya la idea de Canova (1998) de que el utilizar diversos filtros proporciona una mejor aproximación a las características de las variables. Al conocerse las propiedades de los filtros, utilizar diversos métodos de filtrado puede ayudar a descubrir comportamientos diferenciales en ciertas variables que el uso de un solo filtro puede enmascarar.



Al igual que ocurre con las volatilidades, los siguientes gráficos también indican que si bien para ciertas variables cada filtro puede proporcionar distintas medidas de la correlación con el PIB, en general, los resultados son cualitativamente similares, al menos para los tres filtros analizados en este trabajo. Por razones de espacio sólo se presentan los gráficos para España y USA, sin embargo, se obtienen resultados similares para el resto de países.





De nuevo, para concluir este apartado, la impresión general es que, si bien cada filtro proporciona resultados cuantitativos distintos, no se alteran drásticamente las propiedades relativas de las variables de cada país. Es decir, los resultados se mantienen cualitativamente, aunque desde luego, el argumento de Canova (1998) es relevante, utilizar diversos filtros ayuda a caracterizar mejor las propiedades de las variables.

## 6. Estabilidad en el tiempo de los hechos estilizados

En esta sección se analizará la estabilidad temporal de los resultados obtenidos en los apartados anteriores. Existe la posibilidad de que estos resultados sean producto de la agregación temporal, ocultando grandes diferencias en el comportamiento de una variable para distintos subperiodos de la muestra. Por ello, en esta sección, en lugar de calcular las correlaciones y variabilidades de las distintas variables para todo el periodo muestral, se calcularán estos estadísticos para un periodo de tiempo fijo, que se irá desplazando a lo largo de la muestra. Este modo de proceder tiene ventajas respecto a la estrategia habitual de dividir la muestra en dos o más submuestras, ya que el investigador no tiene que decidir como dividir la muestra y, además, proporciona una visión más completa de cómo evolucionan en el tiempo los estadísticos analizados.

Lógicamente, esta mejor caracterización se obtiene a costa de un mayor volumen de resultados, lo que dificulta enormemente su presentación. Como ejemplo baste decir que, para una sola variable, si la ventana temporal fuese de cinco años, dado el periodo muestral, se necesitarían 84 gráficos para caracterizar completamente la evolución en el tiempo de sus estructuras de correlaciones respecto al PIB. Como no es viable presentar tal cantidad de resultados, se ha optado por presentar solamente para algunas variables el gráfico con las correlaciones contemporáneas, que en muchos casos, sobre todo en las variables reales, da una buena aproximación al grado y forma de asociación de esa variable con el PIB. Adicionalmente, sólo se presentarán los resultados obtenidos con el filtro HP.

Por otro lado, hay que decir que el análisis efectuado en esta sección se ha realizado de forma distinta al de las anteriores secciones. No se ha tratado de caracterizar completamente la evolución en el tiempo de todas las variables sino tan solo dar una visión general de cuan estables son los resultados y determinar si

aparecen patrones de comportamiento en el tiempo que puedan de algún modo ser racionalizados.

Por ello, en lugar de obtener los estadísticos de todas las variables y a partir de ellos realizar comparaciones y establecer regularidades, en esta sección se siguió otro tipo de estrategia. De forma que el análisis empírico en esta sección vendrá guiado por ciertas conjeturas o intuiciones previas sobre las posibles pautas temporales de las distintas variables. Es decir, el análisis es, en cierta forma, más deductivo que el de las secciones anteriores.

Entre las cuestiones a las que se tratará de dar respuesta están las siguientes:

- 1) En primer lugar, una pregunta muy general: ¿son estables los hechos estilizados obtenidos en las secciones anteriores?
- 2) ¿Hay periodos en los que una variable aumente o disminuya su asociación con el PIB para todos los países? Una respuesta afirmativa a esta cuestión podría indicar que en ese periodo se ha producido algún fenómeno compartido por los distintos países.
- 3) ¿Presentan las variables de un mismo país pautas temporales similares en su variabilidad o en su grado de asociación con el PIB?
- 4) ¿Es distinta la asociación de una variable con el ciclo del PIB, dependiendo de si la economía está en recesión o expansión?

Este análisis general puede ser completado con uno más detallado de ciertos hechos estilizados, con el fin de analizar si algunos de los resultados obtenidos en la sección cuarta son o no estables en el tiempo. En esta sección, solamente se estudiará el exceso de volatilidad del consumo y la asociación del PIB estadounidense con los de los demás países.

En primer lugar, antes de tratar de responder a estas cuestiones, hay que hacer notar que, cuanto más reducida es la ventana temporal para la que se calculan los estadísticos, más inestables son éstos. Siguiendo a Blackburn y Ravn (1991), se utilizará una ventana temporal fija de cinco años, excepto para

responder la primera pregunta, en cuyo caso la ventana se ampliará a diez años. La razón para ampliar la ventana temporal a la hora de decidir si los hechos estilizados son o no estables, se debe a que con una ventana de cinco años prácticamente todas las variables presentan diferencias en sus correlaciones en algún momento del tiempo bastante amplias, en general superiores a 0.4. Sin embargo, muchas veces estas inestabilidades se producen solamente en un periodo corto de tiempo y realmente interesan, no tanto las inestabilidades puntuales, sino cambios más estables o permanentes en las características de una variable.

En general, con la excepción de unas pocas variables y sólo para ciertos países, la relación de las variables con el PIB, medida a través de la estructura de sus correlaciones, es fundamentalmente estable en el tiempo. Por fundamentalmente estable se entiende aquella situación en la que para la mayoría del periodo muestral domina o prevalece un tipo de estructura de correlación, a pesar de que la cuantía exacta de éstas pueda a veces variar de forma significativa. Este resultado es similar al obtenido para el Reino Unido en Blackburn y Ravn (1991), en el que concluyen que, aunque la mayoría de las correlaciones cruzadas presentan cierta inestabilidad cuantitativa, también es cierto que muestran gran estabilidad cualitativa, entendiendo estos autores por estabilidad cualitativa el mantenimiento del signo de la correlación contemporánea con el PIB.

La estabilidad cualitativa de las correlaciones se acrecienta cuando se tiene en cuenta, no sólo la correlación contemporánea, sino toda la estructura de correlaciones. En este caso, la impresión general es que las estructuras de las correlaciones muestran un alto grado de estabilidad temporal, a pesar de que puedan desplazarse hacia arriba o abajo indicando mayor o menor grado de asociación con el PIB, pero la forma de esta relación mostrada por el gráfico de las correlaciones suele mantenerse estable en el tiempo.

En términos generales, para las variables que presentan formas acampanadas en sus correlaciones con el PIB, como es el caso de las variables

reales, es posible hacerse una idea de cómo evoluciona en el tiempo su relación con el PIB utilizando solamente la correlación contemporánea. Por lo tanto, para ese tipo de variables se presentarán en el cuadro 17 las correlaciones contemporáneas máxima y mínima obtenidas al ir calculando estos estadísticos para periodos fijos de diez años a lo largo de toda la muestra.

**CUADRO 17:** *Correlaciones contemporáneas (mayor y menor) obtenidas con una ventana temporal de 10 años (V=40)\*.*

	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
C	0.90	0.78	0.95	0.91	0.90	0.85	0.93	0.91	0.82
	0.43	0.56	0.70	0.81	0.78	0.61	0.59	0.55	0.39
FBK	0.95	0.91	0.80	0.97	0.87	0.93	0.77	0.96	0.87
	0.40	0.60	0.67	0.82	0.73	0.74	0.07	0.82	0.76
M	0.83	0.87	0.76	0.86	0.86	0.95	0.89	0.77	0.83
	0.01	0.65	0.62	0.59	0.56	0.82	0.68	0.56	0.52
X	0.57	0.71	0.67	0.54	0.40	0.86	0.80	0.42	0.69
	-0.43	0.10	0.15	0.20	-0.05	0.08	0.50	-0.50	0.43
STO	0.60	0.79	0.72	0.70	0.84	0.67	0.75	0.58	0.80
	-0.03	0.40	0.37	0.47	0.14	0.23	0.28	-0.01	0.40
IPI	0.84	0.94	0.93	0.96	0.95	0.92	0.92	0.87	0.87
	0.44	0.65	0.89	0.81	0.73	0.58	0.80	0.59	0.54
L	0.94	0.90	0.71	0.92	0.62	0.86	0.90	0.76	0.86
	0.49	0.65	0.60	0.80	0.27	0.47	0.35	0.22	0.68
PRO	0.88	0.97	0.85	0.84	0.94	0.79	0.64	0.93	0.76
	-0.57	0.85	0.33	0.67	0.60	0.53	0.27	0.81	0.11
G	0.76	0.54	0.02	0.13	0.40	0.60	-0.05	0.14	0.83
	0.04	-0.13	-0.45	-0.29	0.05	-0.13	-0.51	-0.27	-0.18

\* Filtro HP(1970:2-1993:4). La primera fila de cada variable muestra la mayor correlación contemporánea de esa variable con el PIB, calculada para una ventana temporal fija de 10 años que se va desplazando a lo largo de toda la muestra. La segunda fila muestra la menor correlación contemporánea obtenida mediante el mismo procedimiento. V = 40 indica que la ventana temporal es de 40 trimestres, es decir, 10 años.

Como puede verse en el cuadro 17, las únicas variables reales que presentan un claro cambio en sus estructuras de correlación son las exportaciones para España y Japón (en España pasan de procíclicas al principio de la muestra a contracíclicas, ocurriendo en Japón el fenómeno inverso), los inventarios, también en España y Japón, aunque no de forma tan clara como las exportaciones, y la productividad para España, que es claramente procíclica al principio de la muestra para pasar a ser contracíclica al final de ésta. Estos

resultados se mantienen con el filtro (1-L), aunque con este filtro también muestran inestabilidad temporal las exportaciones y el empleo en Italia, y de forma más acusada, el empleo en Japón. El resto de variables reales presentan periodos en los que el grado de asociación con el PIB desciende significativamente (sobre todo en España), pero la estructura de las correlaciones cruzadas con el PIB se mantiene estable en el tiempo.

Contrariamente a lo que ocurre con las variables reales, para las cuales es posible dar una idea de cómo evoluciona su grado de asociación con el PIB analizando solamente las correlaciones contemporáneas, para las variables que presentan estructuras de correlación creciente o decreciente no es suficiente analizar la evolución en el tiempo de la correlación contemporánea para determinar si existe inestabilidad temporal en el grado y sentido de su asociación con el PIB. En este caso, una presentación adecuada de los resultados requeriría un enorme volumen de gráficos<sup>32</sup>, por lo que se ha optado por hacer solamente un breve comentario sobre los resultados obtenidos.

La impresión general, una vez analizados los resultados es que la relación de la mayoría de las variables con el PIB se mantiene fundamentalmente estable a lo largo del periodo muestral. El conjunto de las correlaciones cruzadas mantiene la misma estructura para todo el periodo muestral, eso sí, al igual que ocurría con las variables reales, éstas se desplazan hacia arriba o abajo, indicando que la relación con el PIB se mantiene aunque la cuantía o grado de esa relación es variable en distintos subperiodos. Dado que el objetivo es tan solo transmitir una impresión general de lo estables que son los hechos estilizados, se puede afirmar que únicamente unas cuantas variables, y nunca para todos los países, cambian su relación con el PIB para algún subperiodo.

En cuanto a la estabilidad temporal de las volatilidades, hay que hacer notar, tal como se aprecia en el cuadro 18, que la diferencia entre la volatilidad máxima y mínima, obtenidas con una ventana temporal de 10 años, se sitúa

---

<sup>32</sup> Concretamente, para cada variable, dado el periodo muestral, se necesitarían 84 gráficos, y recordando que se analizan 21 variables en nueve países, el número de gráficos se elevaría a 15876.

normalmente entre el cuarenta y sesenta por ciento. Además de la amplitud de estas diferencias, también hay que decir que, contrariamente a lo que ocurre con las correlaciones, las diferencias se dan para periodos amplios, es decir, no solamente en episodios temporales concretos. Estos dos resultados indican que, al igual que en Blackburn y Ravn (1991), las volatilidades son menos estables que las estructuras de correlación. Para muchas variables, entre las que se incluyen las exportaciones, importaciones, producción industrial, precios, inflación, productividad, términos de intercambio, salario nominal y real, se detecta mayor volatilidad al inicio de la muestra. Este resultado, unido al hecho de que las estructuras de correlación para esas variables se mantienen estables para todo el periodo muestral, parece indicar que la relación con el ciclo del PIB se mantiene tanto para periodos de alta como de baja volatilidad.

**CUADRO 18:** Diferencia (en porcentaje) entre la variabilidades absolutas máxima y mínima para una ventana temporal de 10 años\*.

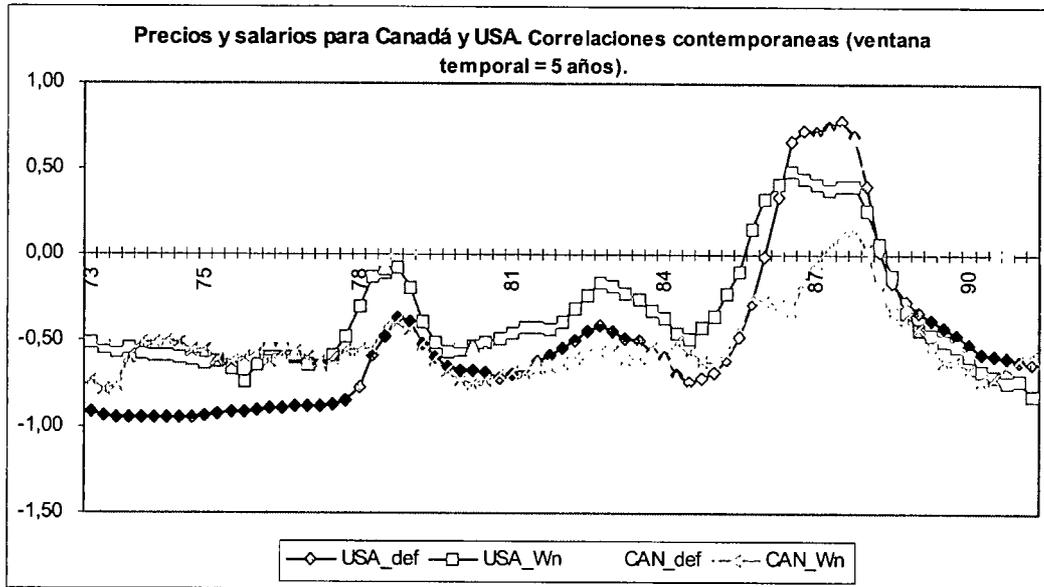
VARIABLES REALES									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
PIB	54	34	35	60	58	50	48	59	63
C	47	25	26	55	41	40	46	56	71
G	42	21	49	42	46	27	37	51	49
FBK	52	23	46	56	43	51	56	46	61
X	51	23	58	47	35	36	50	26	50
M	21	48	34	61	48	39	60	29	66
STO	43	45	43	30	62	38	38	62	60
XN	36	16	26	36	42	39	41	34	32
IPI	55	50	54	66	60	27	46	55	46
VARIABLES MONETARIAS Y PRECIOS									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
MQM	54	67	65	17	60	68	32	44	42
MR	43	81	63	61	74	37	39	58	55
V	49	78	58	31	72	27	53	49	50
IN	36	25	38	43	30	35	34	29	37
DEF	59	51	71	58	59	28	50	79	57
INF	21	56	61	60	65	45	42	67	70
MERCADO de TRABAJO									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
L	70	44	27	59	48	30	42	49	53
Pro	50	33	36	50	56	39	30	48	54
WN	60	44	72	49	56	37	56	66	60
WR	47	37	63	55	57	28	44	50	50
SECTOR EXTERIOR									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
TT	45	40	66	59	39	27	56	32	33
TC	22	32	27	--	23	32	36	25	33

\* HP(1970:2-1993:4). El porcentaje se calculó respecto a la variabilidad máxima.

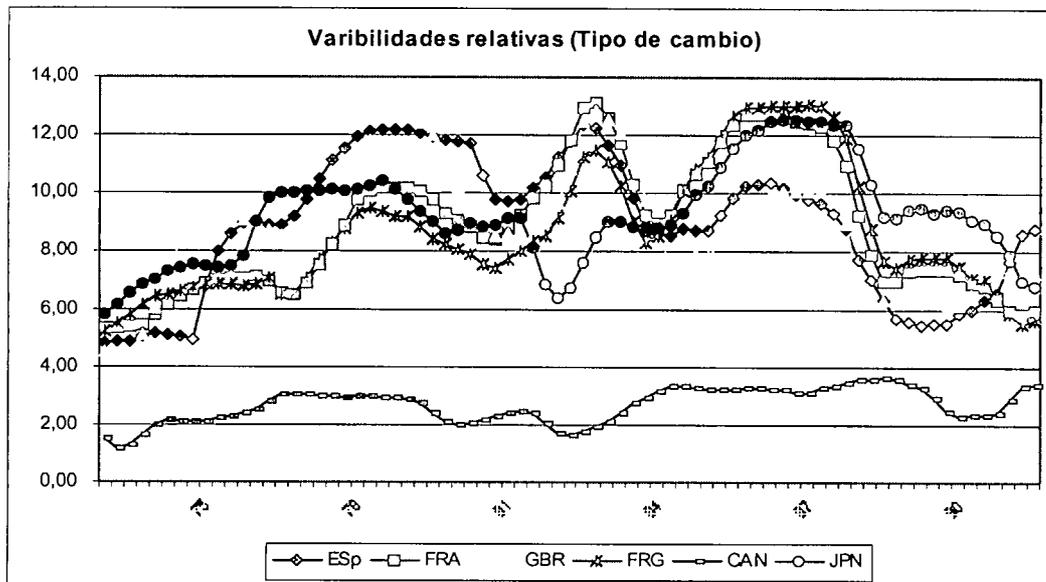
En cuanto a la segunda cuestión, sólo se detectaron pautas laxas en el tiempo y no del todo comunes; como el hecho de que en los años finales de la muestra se aprecie, en general, un aumento de las correlaciones con el PIB de las variables reales, en todos los países. También se observa que ciertas variables de USA y Canadá muestran una gran sincronía temporal, entre estas variables se encuentran el tipo nominal de interés, los precios y los salarios. Para los países europeos (con la excepción de GBR) también se observa un comportamiento similar en las correlaciones cruzadas del tipo de interés con el PIB hacia el final de la muestra, pudiendo estar causado por el liderazgo de la política monetaria alemana. Otra pauta temporal común se detectó en los precios: al final de la muestra, las estructuras de correlaciones con el PIB suben en todos los países, es decir, los precios, que son contracíclicos, se vuelven menos contracíclicos y, en algunos países como Japón, pasan a ser débilmente procíclicos. Este hecho puede indicar que algún fenómeno común, como puede ser la recesión global producida en los años noventa, ha modificado la relación entre PIB y precios. La opinión general es que la recesión global de los noventa vino provocada principalmente por factores de demanda, lo que sería coherente con el hecho de que los precios se vuelvan menos contracíclicos. Estos resultados tienden a mostrar ciertos comportamientos similares en el tiempo en las correlaciones cruzadas con el PIB para países económicamente próximos. No obstante, una afirmación rotunda de esto requeriría un análisis más detallado.

De todas formas, como ya se apuntó, las sincronías en el comportamiento de una variable para distintos países son laxas, no se mantienen estrictamente para todos los subperiodos muestrales y no suelen ser del todo generales, es decir, no se suelen dar para todos y cada uno de los países. Por lo tanto, la respuesta a la segunda pregunta es negativa, no se encontró ninguna variable que presente sincronía temporal para todos los países. Sólo aparecen pautas temporales similares para conjuntos de países y en periodos de tiempo concretos, aunque, por otro lado, en ciertos casos las semejanzas de comportamiento en el

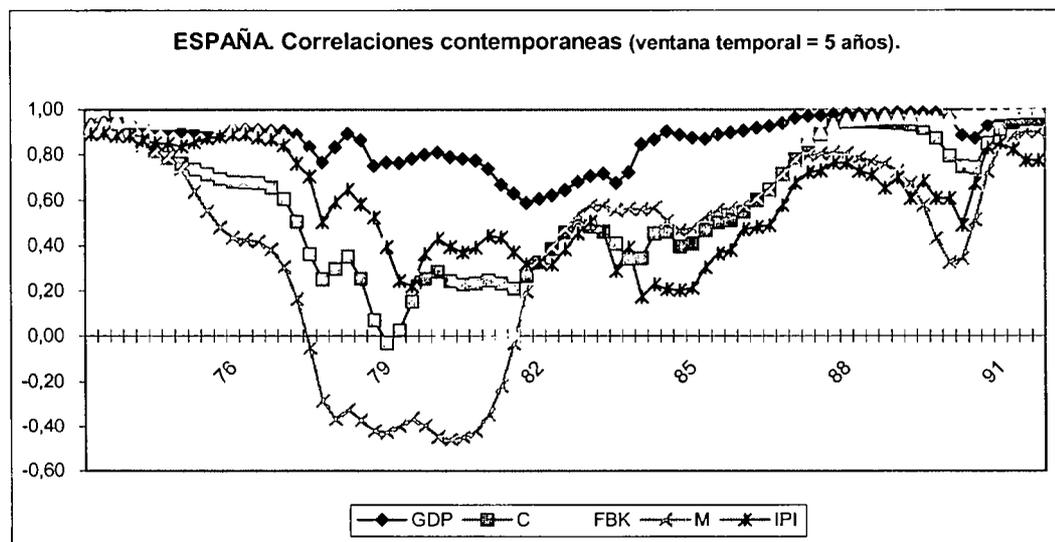
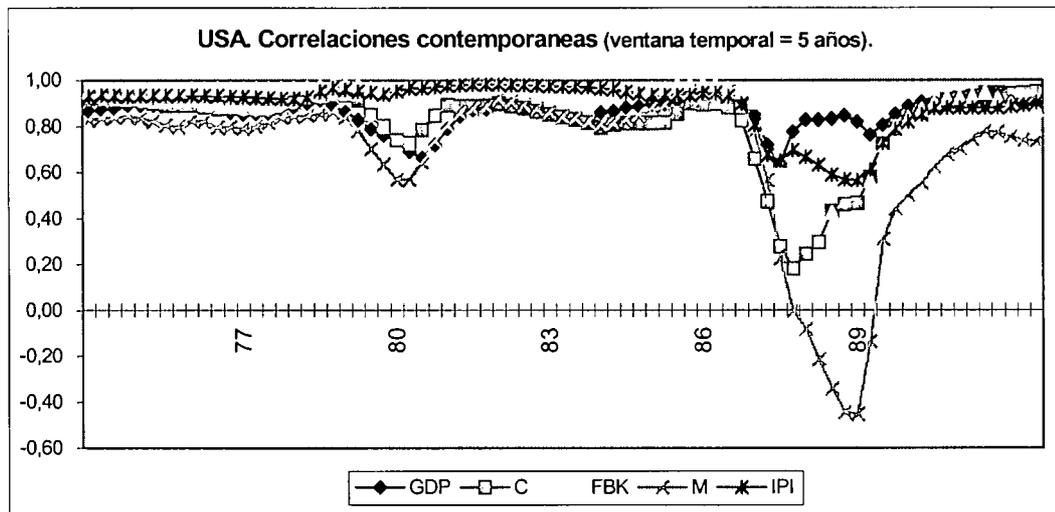
tiempo resultan sorprendentes, sobre todo para algunas variables de USA y Canadá, como ilustra el siguiente gráfico.



Las variabilidades presentan mayor sincronía temporal por países, los términos de intercambio y los tipos de cambio son los casos más evidentes, como muestra el gráfico siguiente. Los tipos de interés hacia el final de la muestra también presentan un alto grado de sincronía temporal en sus volatilidades por países, pudiendo ser reflejo de la creciente internacionalización de los mercados financieros.



La respuesta a la tercera pregunta es afirmativa. Tal como puede verse en los gráficos siguientes, sí que aparecen pautas temporales comunes en las variables de un mismo país. Una regularidad observada consiste en que la correlación contemporánea con el PIB de las variables reales suele disminuir en determinados periodos, aunque, éstos no suelen coincidir para los distintos países. Además, en general, esos periodos coinciden también con periodos de baja persistencia en el PIB; los dos gráficos siguientes ilustran para España y USA esta regularidad encontrada.

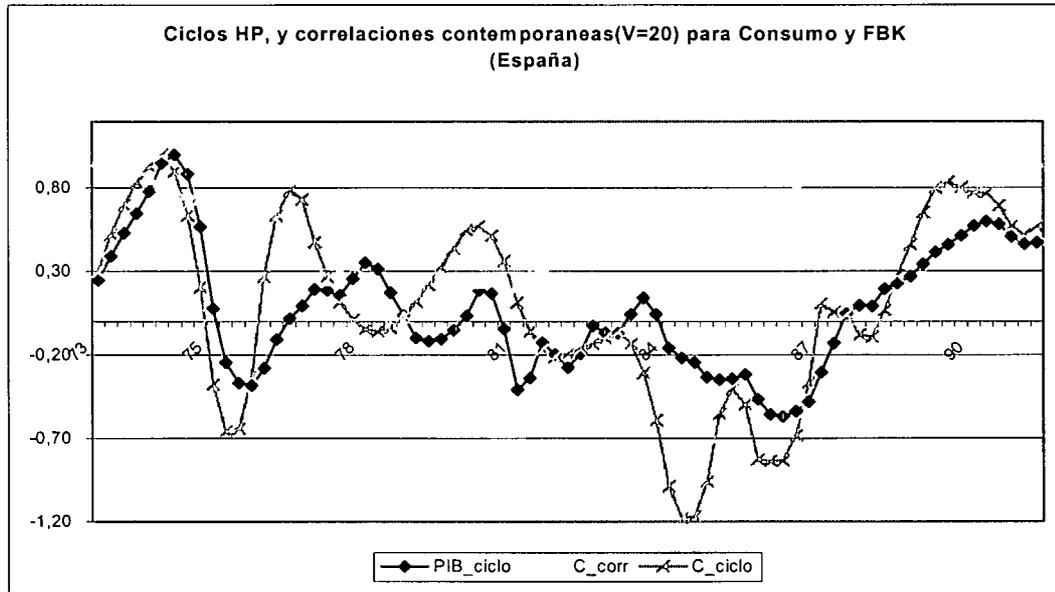


De la observación de estos gráficos se evidencia que las variables españolas presentan una relativa inestabilidad temporal en sus correlaciones con el PIB en comparación con las de USA; de hecho, España es el país, de los nueve estudiados, que presenta una menor estabilidad en las correlaciones de las variables reales. No obstante, esta aparente inestabilidad de las variables españolas hay que matizarla, pues para determinar si los hechos estilizados son estables en el tiempo no es suficiente con analizar la estabilidad de las correlaciones contemporáneas, aunque en ciertos casos puede ser una buena aproximación. En general, las propiedades cíclicas de las variables resultan más estables si se tienen en cuenta las correlaciones máximas en lugar de las contemporáneas, y aún resultan más estables al observar toda la estructura del conjunto de correlaciones.

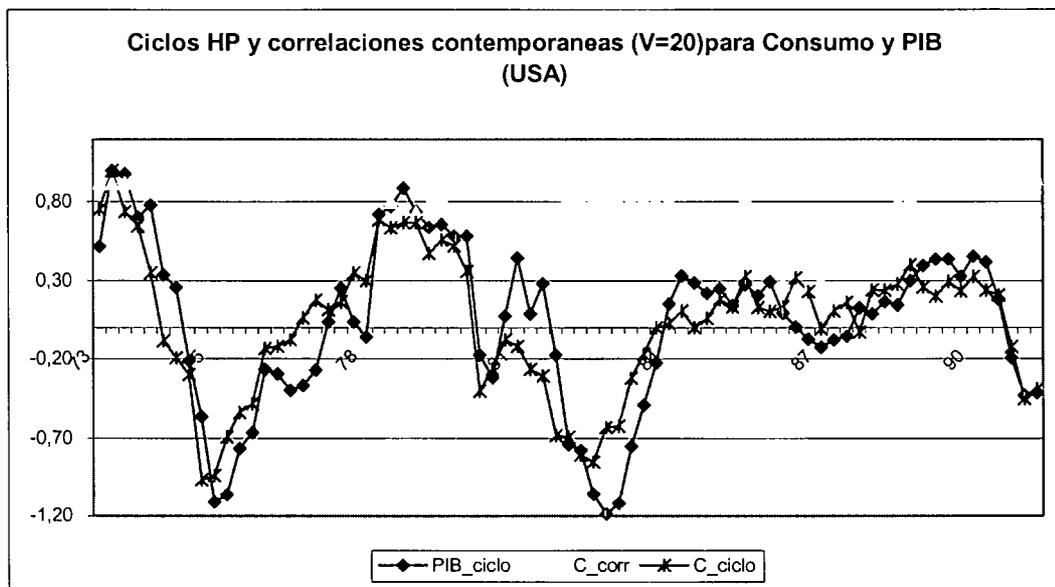
Otras variables que presentan comportamientos en el tiempo muy similares, para todos los países con la única excepción de España, son los precios y los salarios nominales. Este hecho vuelve a confirmar la similitud en el comportamiento cíclico de estas dos variables que ya se encontró en la cuarta sección del trabajo.

Responder adecuadamente a la cuarta pregunta exigiría un estudio detallado y específico. En primer lugar, sería necesario definir cuándo una economía entra en recesión y, como puede verse en Canova (1999), existen múltiples alternativas. El criterio seguido es el siguiente: dado que se han calculado las correlaciones y volatilidades para los ciclos de las variables obtenidos mediante el filtro HP, parece lógico considerar que una economía está en recesión cuando el ciclo HP del PIB toma valores negativos.

Adoptando este criterio, no se han detectado, en un análisis preliminar para algunas variables, diferencias en las correlaciones por fases del ciclo, hecho que parece indicar que los mismos mecanismos económicos funcionan tanto en las expansiones como en las recesiones, aunque, desde luego, sería necesario en este punto un análisis más detallado de la cuestión. Los dos gráficos siguientes ilustran el anterior comentario.

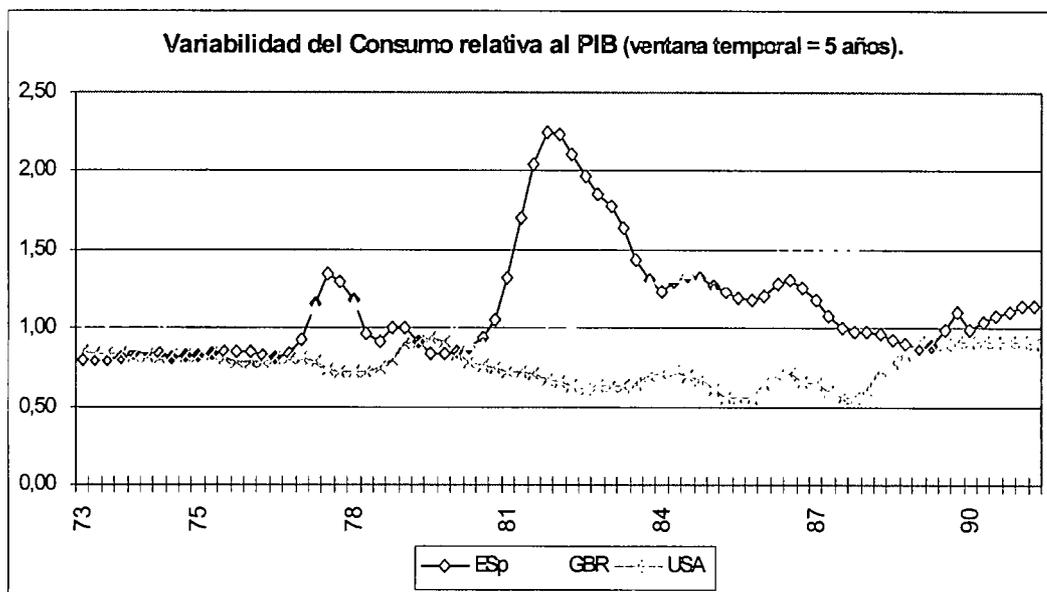


En estos dos gráficos no se aprecia que exista una relación clara entre las correlaciones contemporáneas del consumo y la fase del ciclo del PIB. Hay periodos en los que la economía está en recesión y la correlación disminuye pero también ocurre lo contrario.



Otro modo de abordar el análisis de estabilidad temporal de los resultados consistiría en centrarse específicamente en ciertos hechos estilizados sobre los que se llamó la atención en la sección cuarta del capítulo. De entre los resultados que se obtuvieron, se analizarán solamente los dos siguientes: la variabilidad relativa del consumo y la asociación del ciclo estadounidense con el del resto de países.

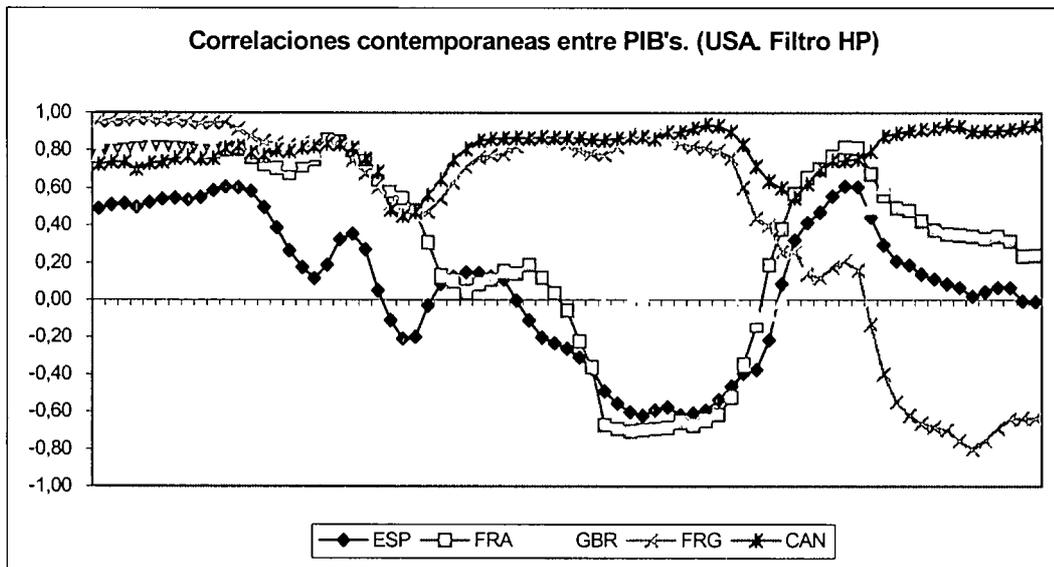
En la sección cuarta se encontró que en dos países, España y Reino Unido, la variabilidad del consumo era superior a la del PIB. Como ilustra el gráfico siguiente, para el Reino Unido esta característica se da prácticamente para todo el periodo muestral, mientras que en España este resultado se concentra principalmente en un periodo, en el que la variabilidad del consumo es dos veces mayor que la del PIB. Estos resultados contrastan con el caso de USA, donde el consumo no presenta exceso de volatilidad en ninguna submuestra.



Este resultado advierte sobre el riesgo de considerar los hechos obtenidos para un país como representativos de los demás países, debiéndose en general hacerse estudios comparativos, para determinar si un hecho obtenido puede ser considerado general o responde a alguna característica particular de una sola economía.

Otro hecho a analizar es la asociación en el tiempo de los ciclos de los distintos países; Borondo y otros (1999), utilizando una metodología similar, analizan detalladamente esta cuestión y llegan a la conclusión de que en los años noventa las distintas economías se han polarizado, en cuanto a la sincronía de sus ciclos, en dos bloques, uno liderado por USA y el otro por Alemania, estando las economías europeas, excepto Gran Bretaña, más próximas al ciclo alemán.

En el gráfico siguiente se mostrarán las correlaciones contemporáneas de los ciclos de varios países respecto al ciclo estadounidense.



Este gráfico pone de manifiesto la gran asociación existente entre los ciclos estadounidense y canadiense. El ciclo alemán también muestra una gran

proximidad al ciclo americano que se reduce enormemente en los últimos años de la muestra. También sorprende la gran sincronía de los ciclos español y francés, respecto al ciclo americano. Por último, el ciclo inglés parece haberse desvinculado del ciclo del resto de países europeos y acercarse más al americano en los últimos años de la muestra

Al analizar las correlaciones contemporáneas respecto al ciclo de USA, España y Francia presentan en muchos periodos correlaciones negativas, indicando una total desvinculación del ciclo americano. Es decir, las elevadas correlaciones obtenidas para un periodo amplio de tiempo, mostradas en el cuadro 13, pueden ocultar grandes diferencias para distintos subperiodos, tal como ocurre en este caso.

Por lo tanto, este gráfico evidencia que, aunque las correlaciones entre los ciclos de los países son en promedio positivas, al analizar las correlaciones por subperiodos también se pone de manifiesto que en muchos subperiodos los ciclos de los distintos países pueden no estar en fase.

A pesar de que el último gráfico indica la existencia de inestabilidad temporal en la asociación entre los productos de los distintos países<sup>33</sup>, hay que recordar, para concluir esta sección, que, en general, la asociación entre las distintas variables, mostrada por la estructura de sus correlaciones, se mantiene, fundamentalmente estable en el tiempo. Las volatilidades sí presentan un mayor grado de inestabilidad temporal, detectándose, para la mayoría de variables, mayores volatilidades al principio de la muestra. Esta mayor inestabilidad temporal de las volatilidades, junto a la gran estabilidad de las correlaciones, indica que los mismos mecanismos económicos están presentes tanto en periodos de alta como de baja volatilidad.

En esta sección, también se puso de manifiesto que existen pautas temporales comunes en las propiedades cíclicas de las variables de un mismo país. Esto podría ser el reflejo de que las mismas perturbaciones afectan a las

---

<sup>33</sup> Aunque también hay que destacar que, al analizar toda la estructura de correlación, los resultados son sensiblemente más estables que cuando se tienen en cuenta solamente las correlaciones contemporáneas.

variables de un país. Sin embargo, no se encontraron, salvo para unas pocas variables como el tipo de cambio o los términos del intercambio, pautas temporales comunes en la misma variable para distintos países. Este último resultado parece indicar que, la gran similitud encontrada en las propiedades cíclicas de los distintos países, es más el resultado de que los mecanismos de transmisión del ciclo entre las distintas variables son similares en todas las economías de mercado, que al hecho de que los países hayan estado sujetos a perturbaciones coincidentes en el tiempo; pues, si los distintos países experimentasen los mismos *shocks* al mismo tiempo, se esperaría encontrar una mayor sincronía temporal entre las variables de las distintas economías.

## 7. Conclusiones

En este trabajo se han caracterizado empíricamente las propiedades cíclicas de las principales economías occidentales en el periodo 1970:2-1993:4. Para ello se han utilizado tres métodos distintos de obtención del ciclo (HP, BK y (1-L)) calculándose las correlaciones entre el ciclo de cada variable con el ciclo del PIB y las variabilidades relativas respecto al PIB. Además, se ha analizado la robustez de los resultados al cambiar de método de filtrado, así como, la estabilidad de los resultados en el tiempo.

La principal conclusión del trabajo consiste en la existencia de una gran similitud en las propiedades cíclicas de las economías analizadas, fundamentalmente en las variables reales. Este resultado sugiere que el ciclo económico es un fenómeno de carácter internacional común a las economías de mercado occidentales. Este hecho convierte al ciclo económico en una importante área de estudio en la que está justificado tratar de buscar explicaciones unificadas.

Las mayores similitudes en las características cíclicas de las distintas economías se dan en el comportamiento de las variables reales, que no están bajo control directo de las autoridades nacionales. La única excepción al comportamiento uniforme de estas variables por países es el consumo público. El consumo privado, la formación bruta de capital, las exportaciones, las importaciones, los inventarios y la producción industrial son procíclicas, mientras que las exportaciones netas son contracíclicas.

Las variables monetarias no muestran tantas similitudes cíclicas como las variables reales. Esto parece indicar, dado que los precios son contracíclicos y que las variables reales se comportan de modo similar en todos los países, que el papel de la política monetaria no ha sido fundamental en la explicación del ciclo económico en el periodo analizado.

Los precios son contracíclicos en todos los países, con la posible excepción de Suiza. Este hecho se puede interpretar como que los *shocks* de

oferta han jugado un papel fundamental en los ciclos de los países analizados. No obstante, hay que recordar que Judd y Trehan (1995) muestran que no está justificado sacar conclusiones acerca de la naturaleza de los *shocks* analizando solamente las correlaciones entre los precios y el PIB.

El mercado de trabajo también presenta amplias similitudes por países. Entre ellas citar que la productividad y el empleo son procíclicos y los salarios nominales contracíclicos al igual que los precios. Los resultados también parecen indicar, al ser el empleo retrasado respecto al PIB y variar menos que éste, que existe atesoramiento de trabajo. En cambio, los salarios reales no presentan un comportamiento uniforme por países, indicando que pueden existir diferencias en el funcionamiento o en la regulación de los mercados de trabajo nacionales.

Las variables representativas del sector exterior también presentan las mismas propiedades cíclicas. Las excepciones son el comportamiento diferenciado de las exportaciones en Japón y de los términos de intercambio en Canadá. El análisis también parece indicar la existencia de la curva en S para varios países.

El análisis efectuado en la quinta sección del capítulo puso de manifiesto que, si bien los resultados obtenidos varían cuantitativamente al cambiar de método de filtrado, también es cierto que no se alteran drásticamente las propiedades relativas de las variables de cada país. Es decir, se puede afirmar que los resultados se mantienen fundamentalmente estables para la mayoría de las variables, al menos cualitativamente.

En cuanto a la estabilidad de los resultados en el tiempo, el análisis realizado en la sexta sección, indica que se mantienen las propiedades cíclicas de las variables, salvo para periodos de tiempo concretos, además, hay que resaltar que, la estabilidad de las propiedades cíclicas es mucho mayor al analizar la estructuras de correlación que siguiendo la practica habitual de estudiar simplemente la estabilidad de las correlaciones contemporáneas. Adicionalmente, no se encuentran pautas temporales comunes para todos los países, salvo para ciertas variables de países económicamente próximos como

USA y Canadá, hecho que indica que a pesar de la gran similitud en las propiedades cíclicas por países, éstos mantienen cierto grado de independencia.

Sin embargo, sí se encuentran pautas temporales comunes en las variables reales de un mismo país. Hay periodos en los que las variables de un país ven modificadas sus propiedades cíclicas en el mismo sentido, indicando que existe una gran interrelación entre las variables y sugiriendo que las variables de un país responden a los mismas perturbaciones o condiciones económicas. Este resultado junto con el anterior, sugieren que, la gran similitud encontrada en las propiedades cíclicas de los distintos países, es más el resultado de que los mecanismos de transmisión del ciclo entre las distintas variables son similares en todas las economías de mercado, que al hecho de que los países hayan estado sujetos a perturbaciones coincidentes en el tiempo; pues, si los distintos países experimentasen los mismos *shocks* al mismo tiempo, se esperaría encontrar una mayor sincronía temporal entre las variables de las distintas economías.

## APÉNDICE 1: MÉTODOS DE FILTRADO.

### *Filtro de Hodrick y Prescott (1980)*

Este filtro descompone una serie temporal en un componente tendencial y un componente cíclico<sup>34</sup>. Para ello resuelve un problema de optimización, en el que se hace frente a un *trade-off* entre dos términos. Formalmente el componente tendencial se obtiene resolviendo el siguiente problema:

$$\min_{\{\tau_t\}} \sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T (\Delta^2 \tau_t)$$

s.a.  $c_t = y_t - \tau_t$

donde  $y_t$  es la serie original a filtrar,  $\tau_t$  es el componente tendencial, siendo  $c_t$  el componente cíclico de  $y_t$ . El primer componente del problema mide la capacidad de la tendencia para replicar la serie, y el segundo representa la variabilidad de la tendencia, que viene penalizada por el parámetro  $\lambda$ . Al aumentar el valor de este parámetro se obtiene una tendencia más suave. En el caso extremo en que  $\lambda = \infty$  se obtendría una tendencia lineal.

Los efectos del filtro sobre las distintas frecuencias de una serie han sido analizados entre otros por Harvey y Jaeger (1993), King y Rebelo (1993), y Cogley y Nason (1995). En estos estudios, se pone de manifiesto que el filtro HP se comporta como un filtro de paso alto con frecuencia de corte que depende del parámetro  $\lambda$ .

La arbitrariedad en el parámetro  $\lambda$  es una de las debilidades de este método. Para datos trimestrales se suele utilizar  $\lambda = 1600$ . La justificación de este valor es que en ese caso el filtro HP se comporta, aproximadamente, como un filtro de paso alto con la frecuencia de corte situada en 32 trimestres, es decir, elimina todo componente cíclico con periodicidad mayor de ocho años.

<sup>34</sup> Por lo tanto este filtro se ha de aplicar a series previamente desestacionalizadas.

***Filtro de Baxter y King (1995).***

Baxter y King (1995) se plantean obtener un método de filtrado que haga operativa la definición de Burns y Mitchell (1946), para los cuales los ciclos económicos son los componentes cíclicos de duración entre 6 y 32 trimestres.

Conseguir este objetivo de aislar las frecuencias asociadas al ciclo implicaría utilizar un proceso de medias móviles con un número infinito de parámetros. Por lo tanto, más que obtener el filtro óptimo, se plantean obtener una aproximación, que, según su criterio debe cumplir los siguientes seis requisitos: extraer el rango de frecuencias especificado, no introducir *phase-shift*, ser una aproximación óptima al filtro ideal, ser posible utilizarlo hasta con series I(2), que el componente cíclico no dependa del periodo muestral y, por último, que sea operativo.

Para ello, Baxter y King (1995) proponen como filtro una media móvil simétrica que toma la siguiente forma:

$$c_t = \sum_{k=-k}^k a_k y_{t-k} \quad ; a_k = -a_k,$$

donde  $c_t$  será el componente cíclico a obtener e  $y_t$  la serie a filtrar. Los pesos  $a_k$  se obtienen de la siguiente forma:

$$a_k = \begin{cases} \frac{\text{sen}(\omega_2 k) - (\text{sen } \omega_1 k)}{\pi k} & \text{para } k = 1, 2, \dots, K \\ \frac{\omega_2 - \omega_1}{\pi} & \text{para } k = 0 \end{cases}$$

donde  $\omega_1$  y  $\omega_2$  son las frecuencias asociadas a los periodicidades que se quieren aislar. Si el objetivo es aislar los componentes cíclicos con periodicidad entre 6 y 32 trimestres, entonces  $\omega_2 = 2\pi/6$  y  $\omega_1 = 2\pi/32$ .

Al ser un filtro simétrico no introduce *phase-shift*. Los pesos de la media móvil se construyen con el objetivo de producir una aproximación al filtro óptimo, con la restricción adicional de que sumen cero, lo que añade la propiedad de poder volver estacionarias series hasta de dos ordenes de integración<sup>35</sup>, propiedad deseable dado que generalmente las series macroeconómicas suelen ser no estacionarias.

En cuanto al orden de la media móvil, cabe señalar que, cuanto más alto sea éste, más se aproximará al filtro ideal, aunque resultará en una reducción del periodo muestral utilizable. Baxter y King (1995) sugieren que, para datos trimestrales, con  $k = 12$  el filtro produce una buena aproximación al filtro óptimo.

### ***Primeras diferencias.***

Filtrar mediante primeras diferencias es muy sencillo de aplicar. El ciclo se obtiene de la siguiente forma:

$$c_t = y_t - y_{t-1} = (1-L) y_t \quad , \quad \text{donde } y_t \text{ es la serie a analizar.}$$

Una característica de este filtro es que si los datos están en logaritmos, se obtienen las tasas de crecimiento de la serie analizada, la cual es una medida estadística con importancia en sí misma.

Las propiedades de este filtro en cuanto a su capacidad para aislar determinadas frecuencias o, lo que es lo mismo, ciclos con determinada periodicidad, pueden encontrarse en Burnside (1998). Consisten en que al filtrar mediante primeras diferencias se amplifican las altas frecuencias de las series, por lo que los ciclos obtenidos con este método suelen presentar una duración menor que los obtenidos con HP o BK.

<sup>35</sup> En términos del dominio frecuencial, el que los pesos sumen cero supone que la función de frecuencia respuesta toma el valor cero en la frecuencia cero.

## APÉNDICE 2: ANÁLISIS DE LOS DATOS.

### Procedentes de la base de datos de la OCDE “Main Economics Indicators”:

Producto real (PIB): Gross Domestic Product by Expenditure/constant prices/s.a.

Consumo privado (C): Private Final Consumption Expenditure/constant prices/s.a.

Consumo público (G): Government Final Consumption Expenditure/constant prices/s.a.

Inversión (FBK): Gross Fixed Capital Formation/ constant prices/s.a.

Exportaciones (X): Exports of Goods and Services/ current prices/s.a.

Importaciones (M): Imports of Goods and Services/ constant prices/s.a.

Inventarios (Sto): Increase in Stocks/ constant prices/s.a.

Deflactor (P): PIB nominal / PIB real.

Términos del intercambio (TT):  $P_m / P_x$

Producción industrial (IPI): Total, s.a /Industrial production/ production 1990=100.

Tipo de cambio (tc): Exchange rates, national currency units per US dollar.

(Para Alemania se utilizaron las mismas variables procedentes de la base de datos Quaterly National Accounts de la OCDE).

### Procedentes de “Bussines sectoral data base (BSBD)” de la OCDE.

Empleo (L): ET de Bussiness Sector Data Base de OSC97.BSDB.Total Employment 1990=100. Para Francia se utilizó Employmente civilian s.a /I/90.

Salario nominal ( $W_n$ ) : hourly rates/wages, Private sector de BSDB.

Tipo nominal de interés ( $I_n$ ) : IRL de BSDB.

Cantidad nominal de dinero (MQM) : Money +  
Quasimoney del FMI, para Italia se utilizó M2  
Velocidad del dinero ( $V_m$ ): PIB nominal / MQM

Salario real ( $W_r$ ) :  $W_n / P$

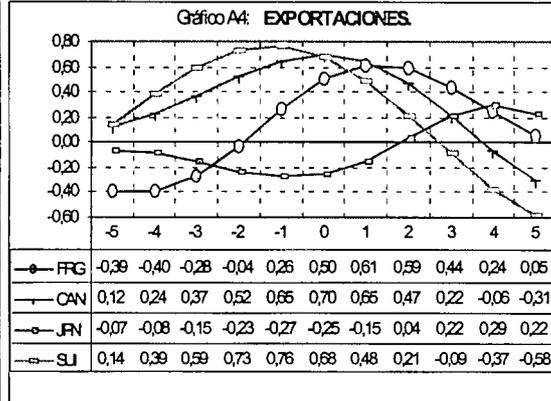
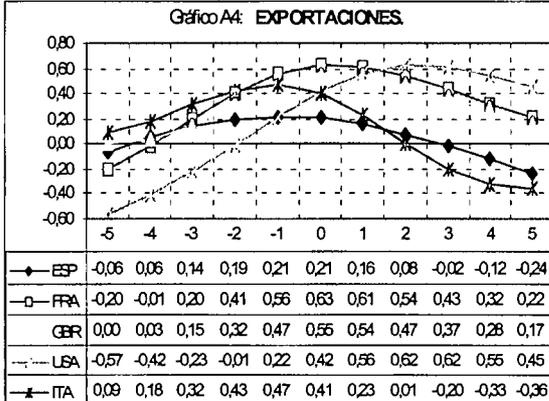
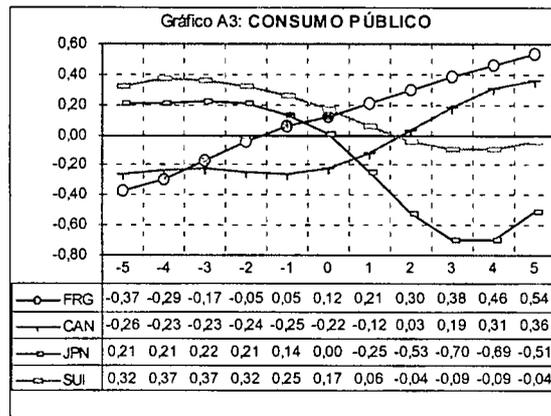
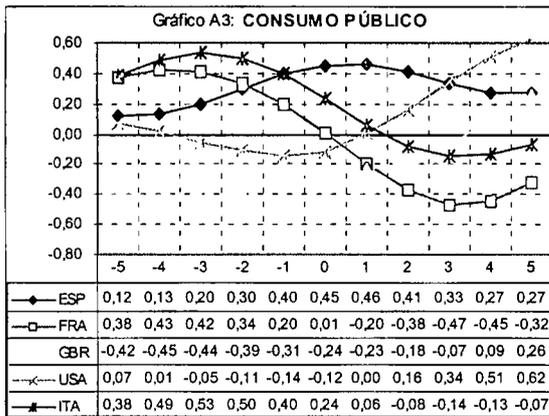
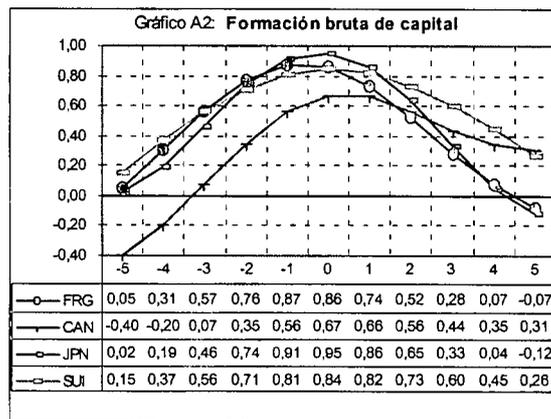
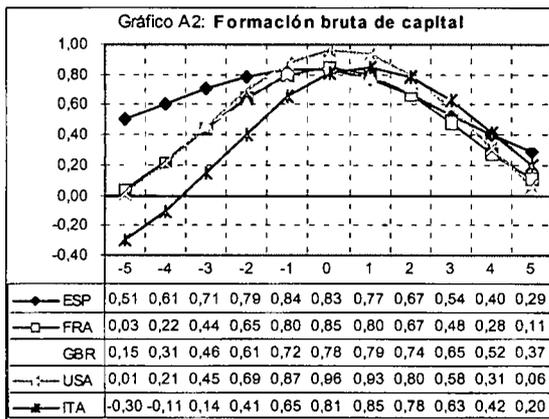
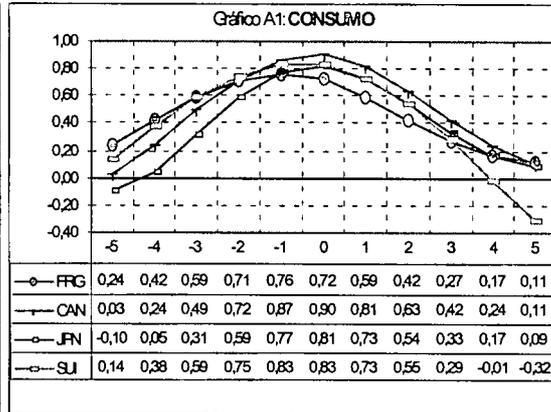
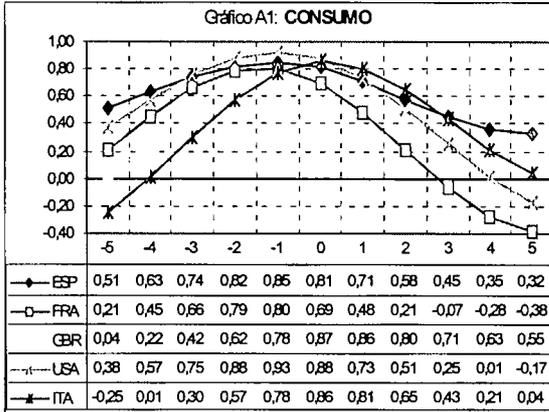
Cantidad real de dinero ( $M_R$ ):  $MQM / P$

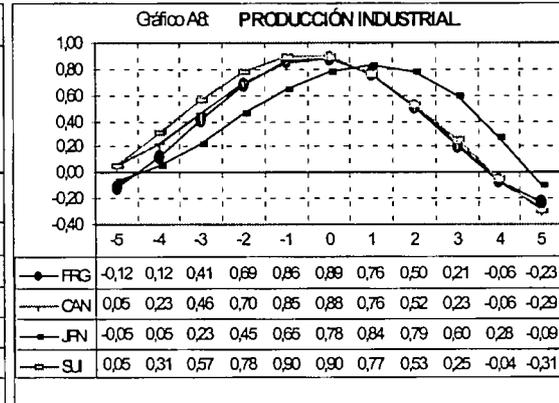
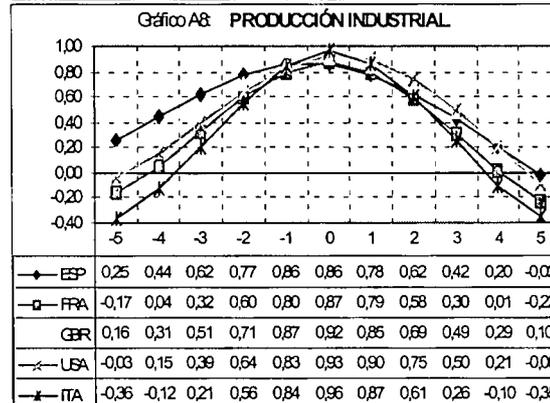
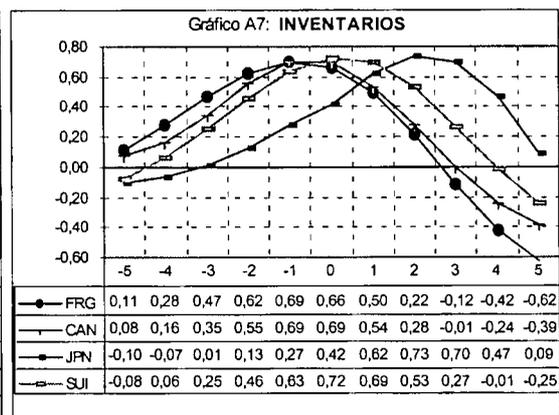
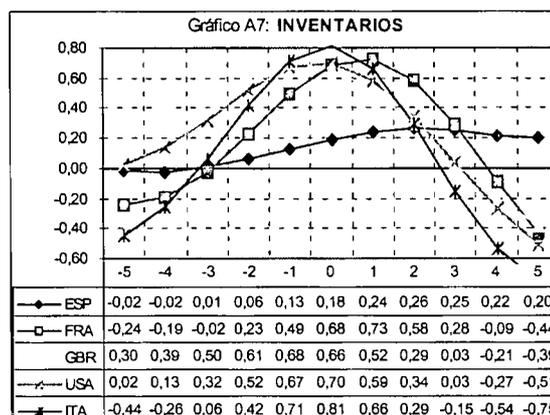
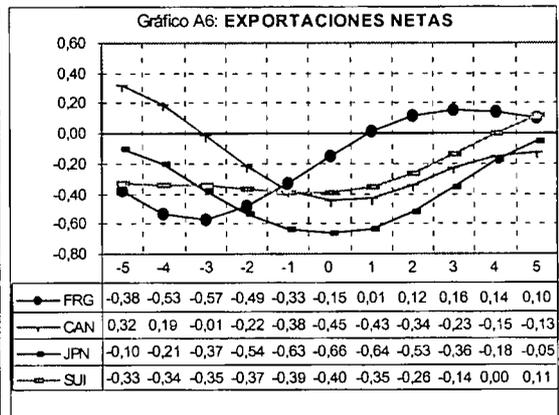
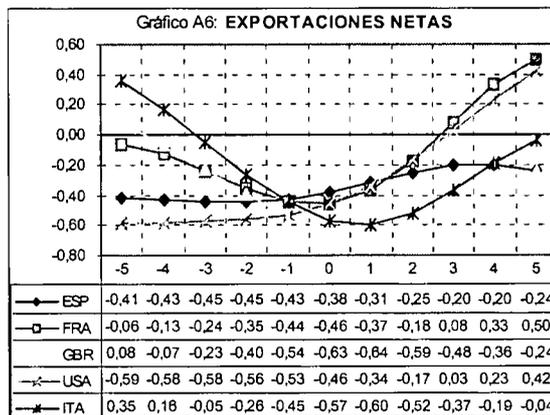
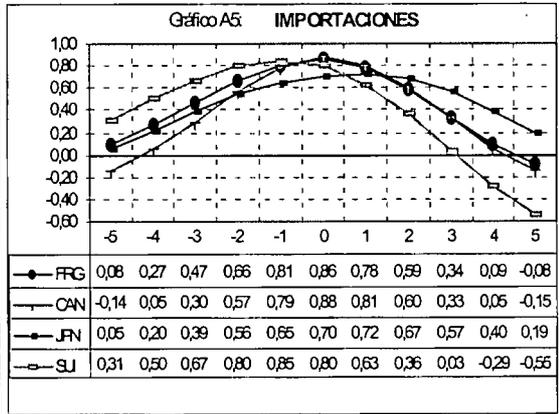
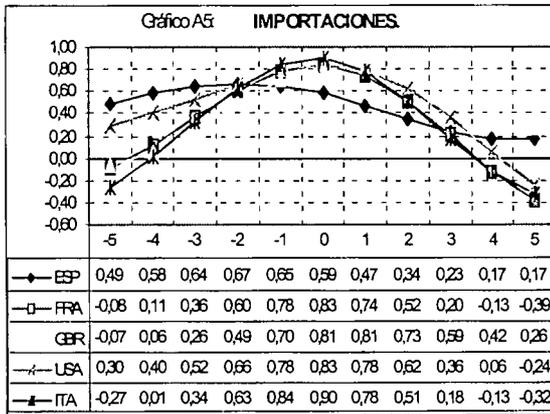
Productividad (Pro) :  $PIB / L$

Los datos están en logaritmos y se han desestacionalizado previamente, cuando fue necesario (empleo y cantidad nominal de dinero), con un procedimiento de variables ficticias centradas.

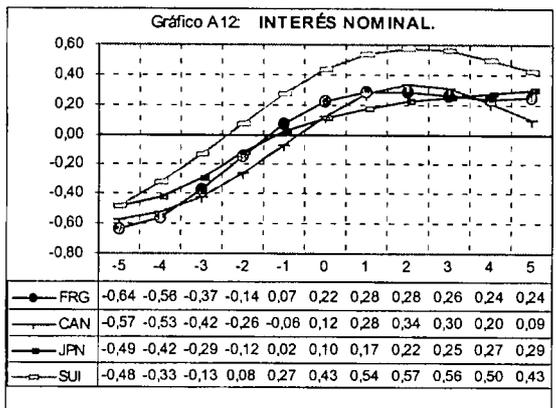
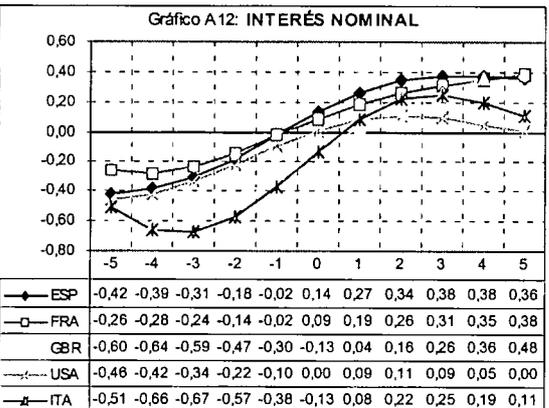
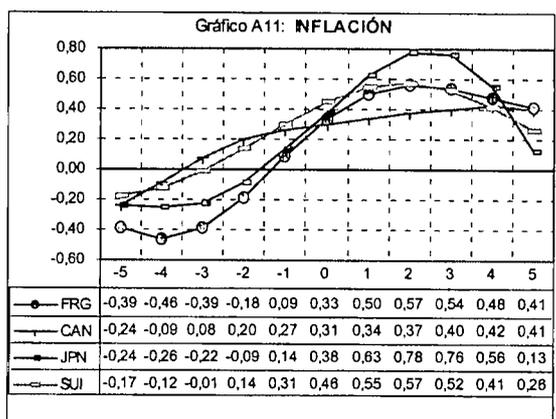
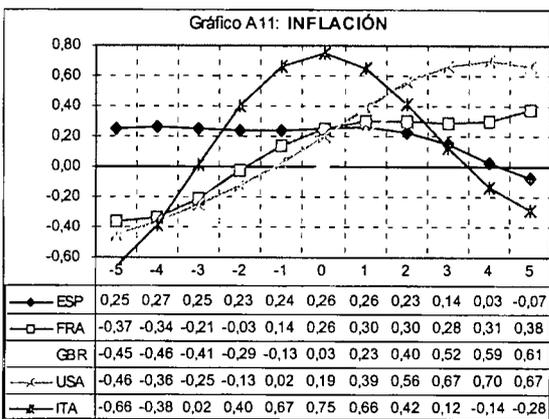
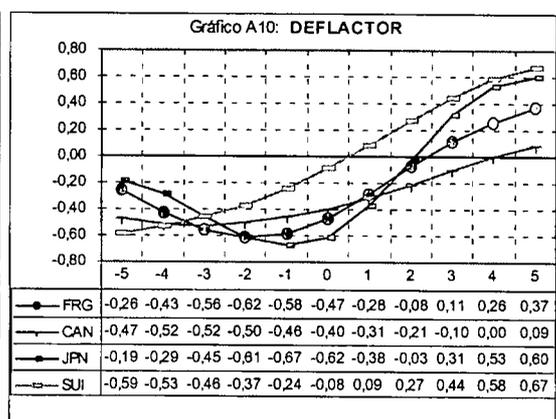
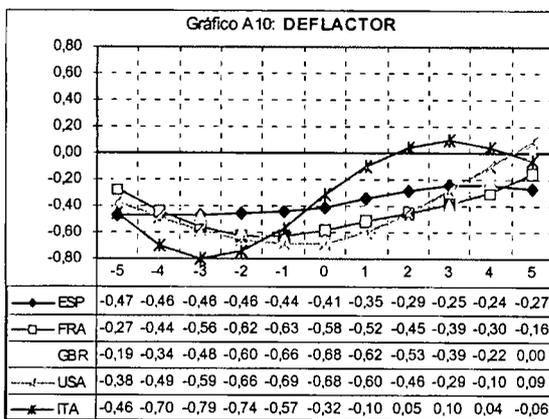
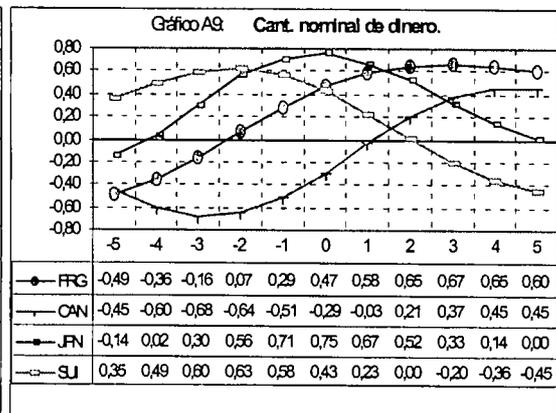
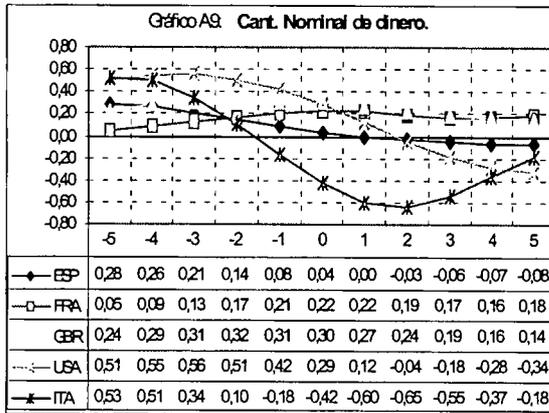
Los inventarios y las exportaciones netas, no están en logaritmos, sino que son ratios respecto al PIB.

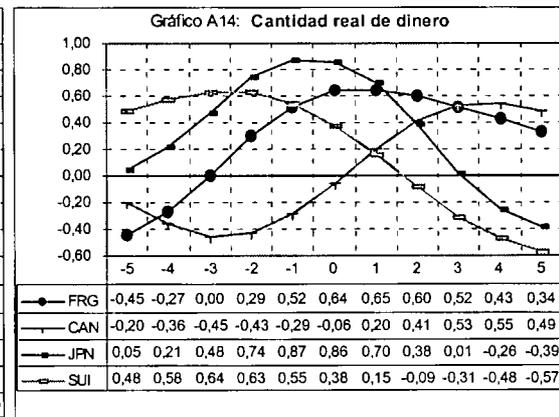
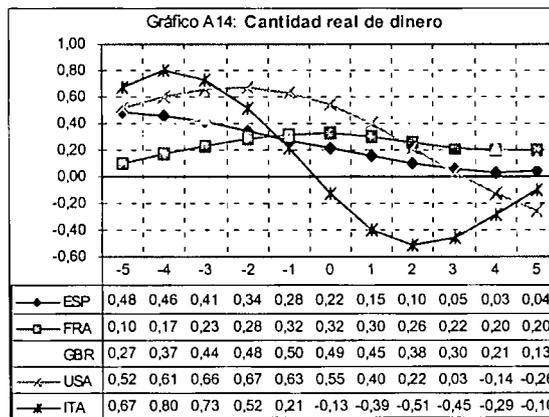
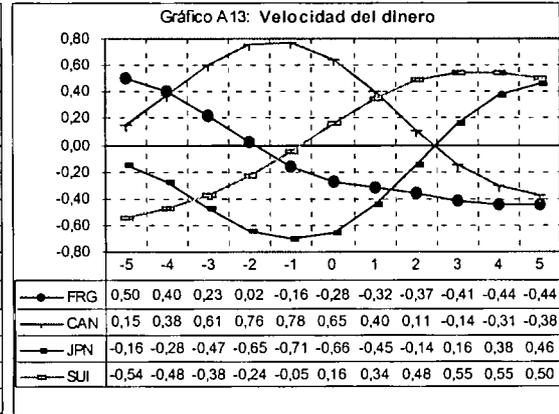
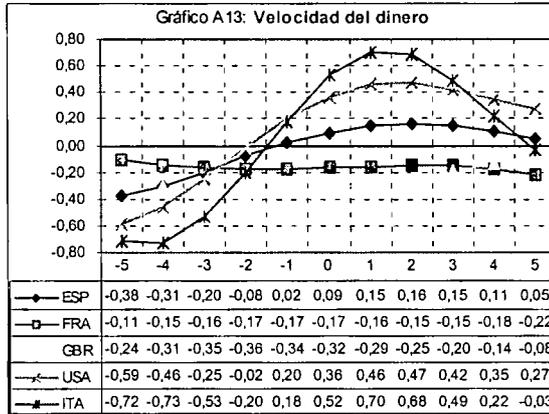
**APÉNDICE 3: FILTRO BK**



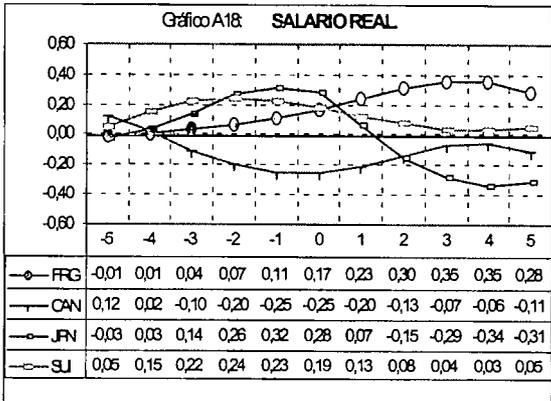
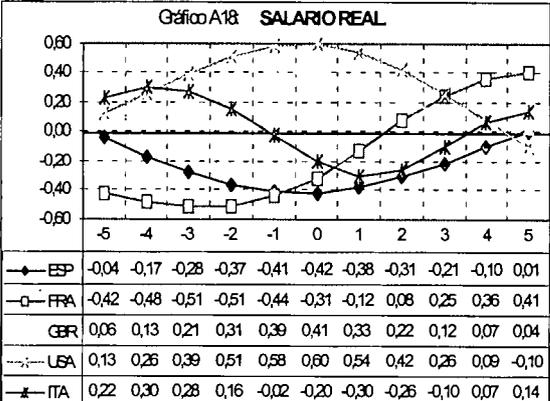
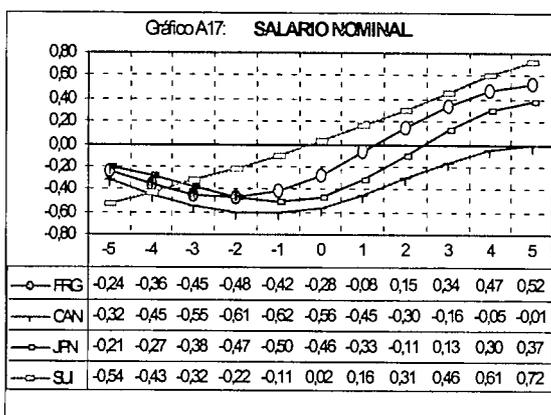
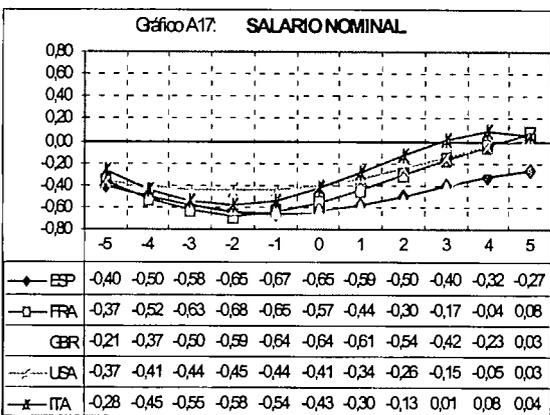
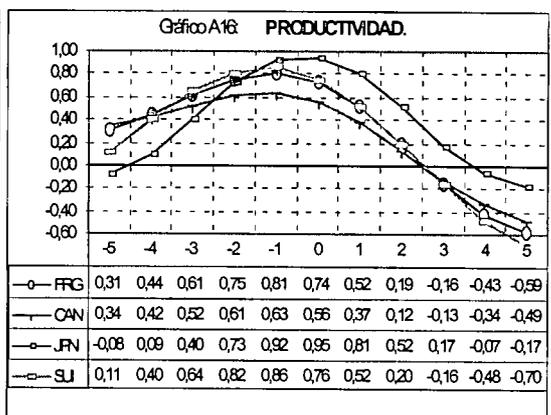
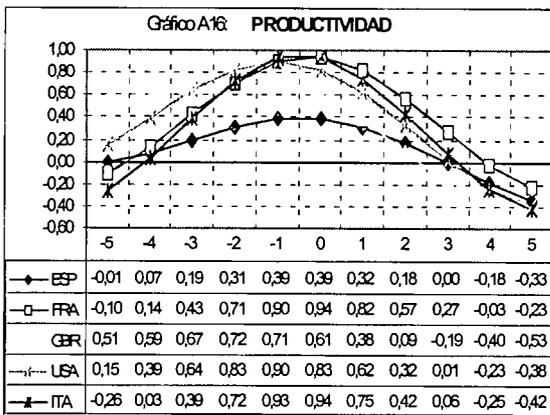
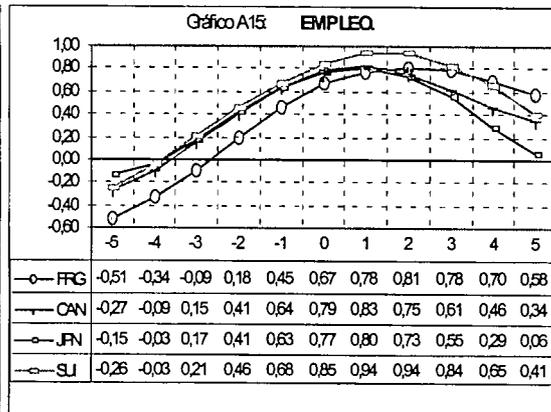
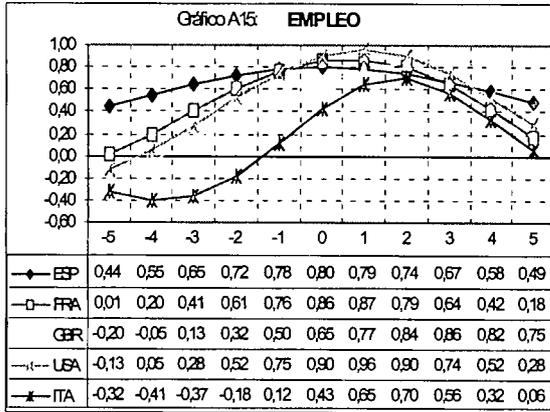


**Variables nominales (filtro BK)**

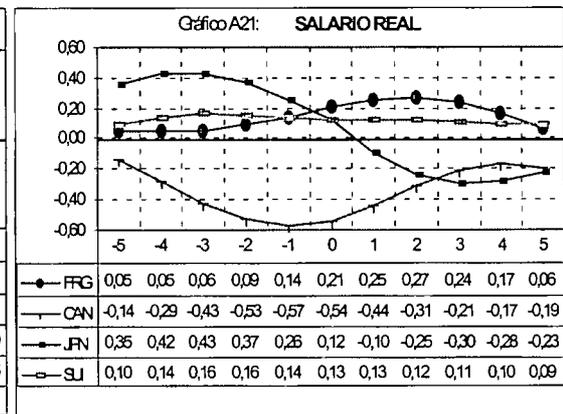
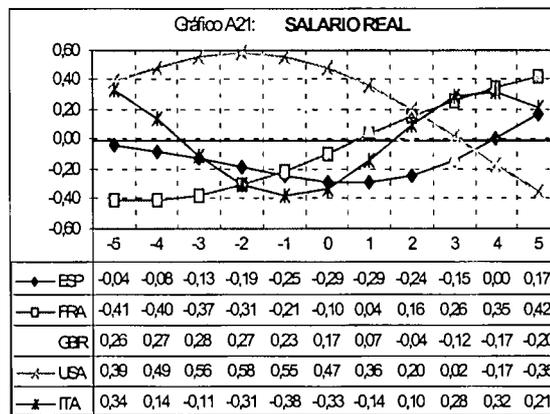
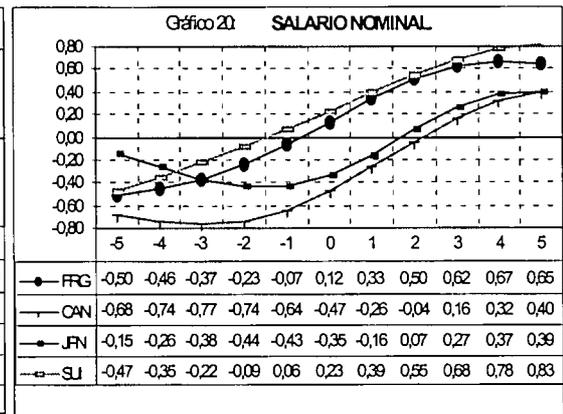
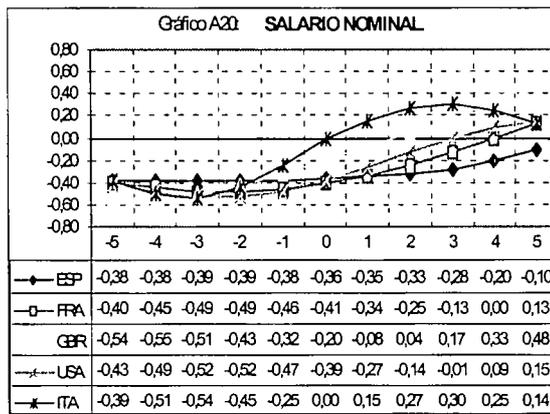
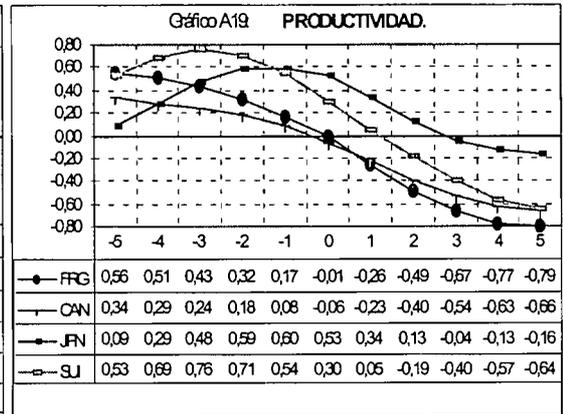
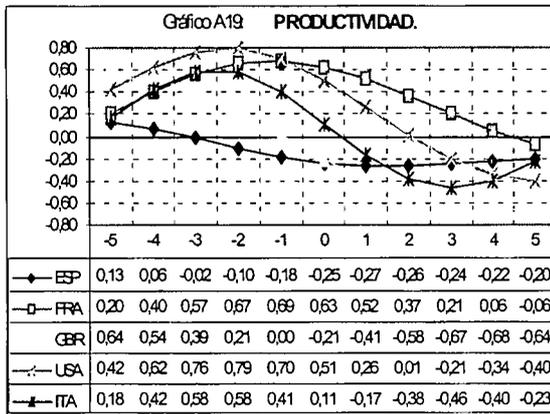




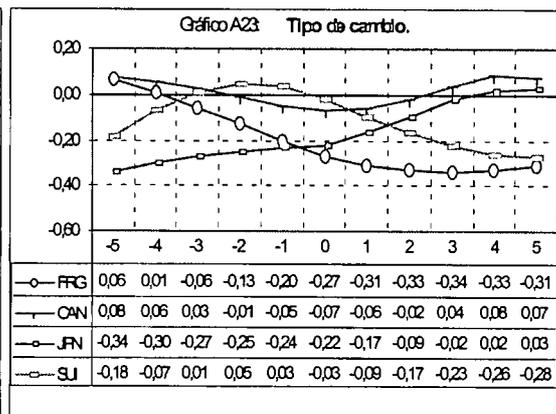
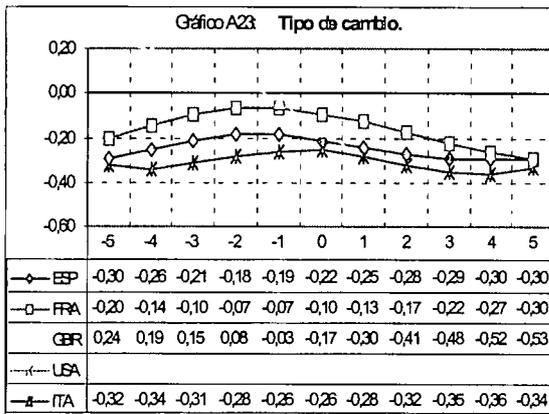
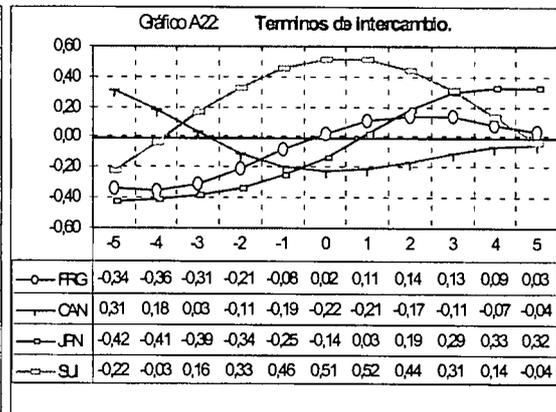
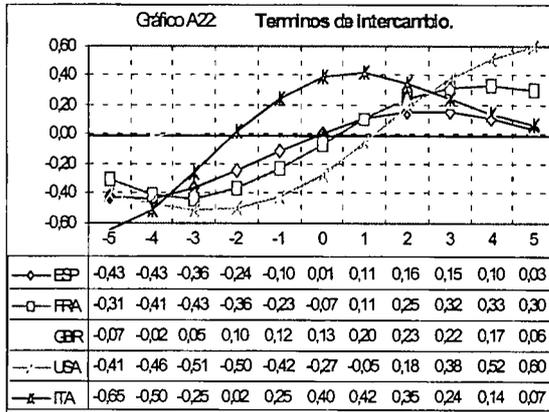
**Mercado de Trabajo (filtro BK)**



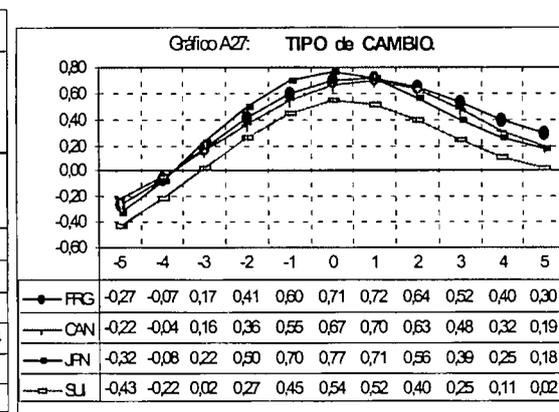
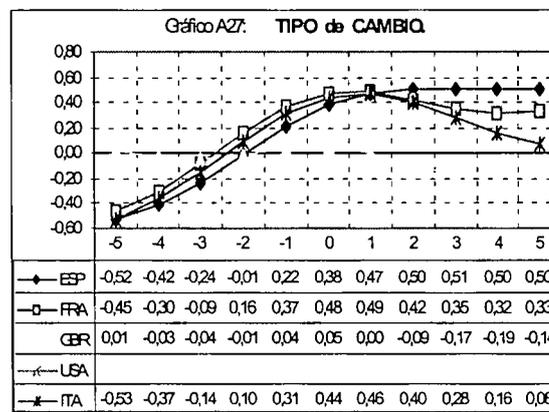
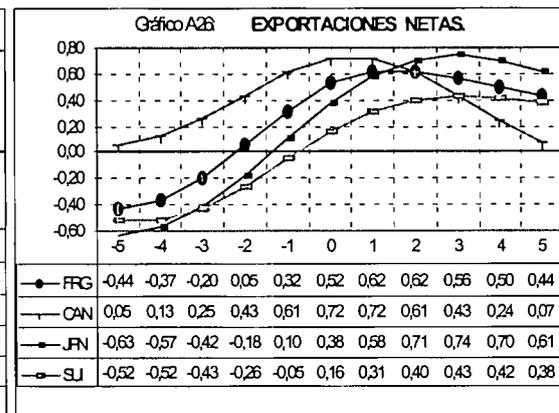
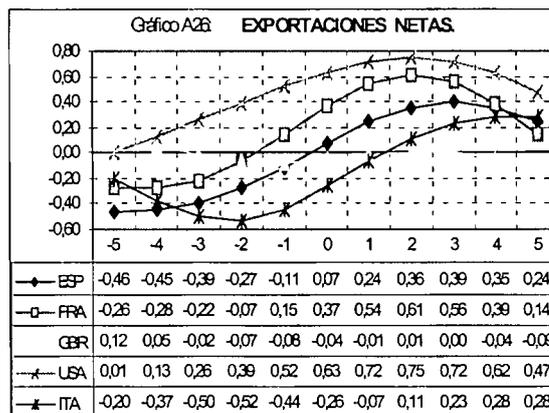
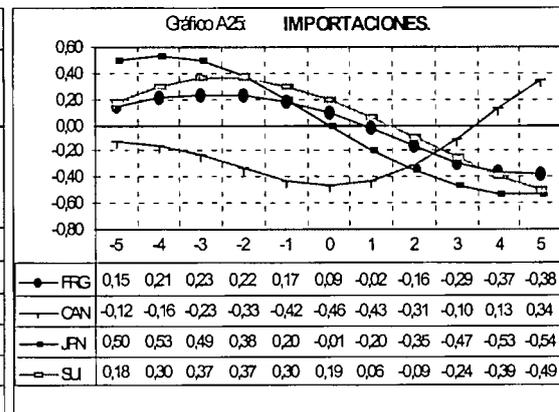
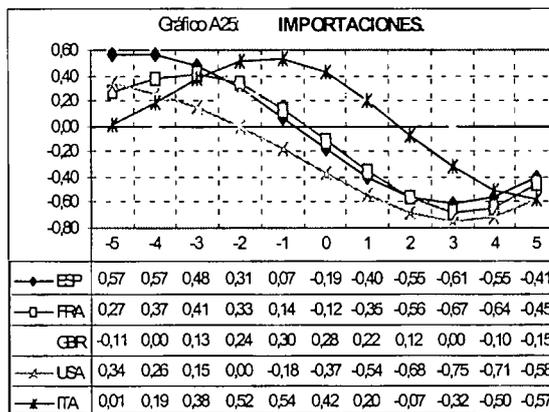
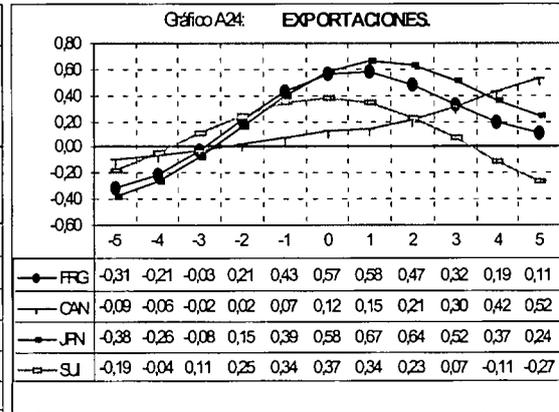
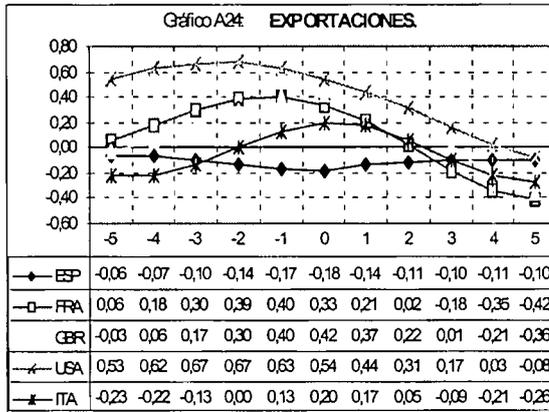
Correlaciones cruzadas respecto al empleo (filtro BK)



Sector Exterior (filtro BK)



Correlaciones cruzadas con los términos del intercambio (filtro BK)



Hechos internacionales (filtro BK)

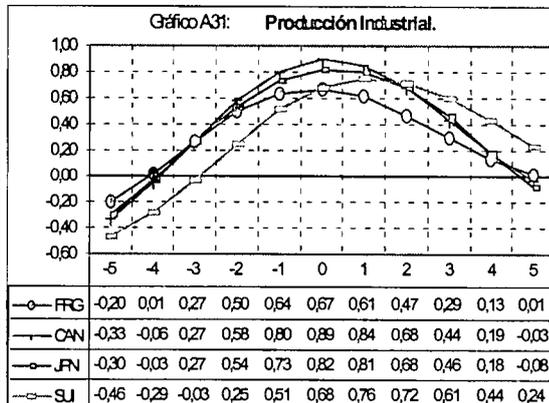
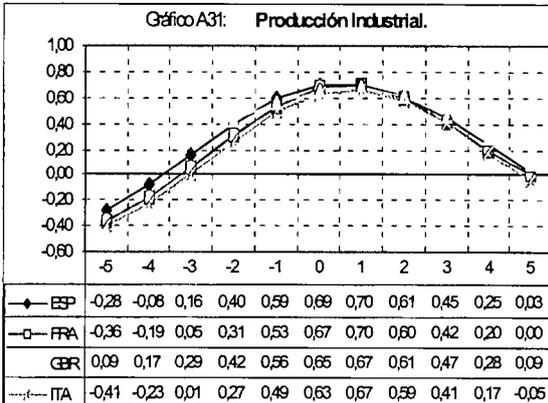
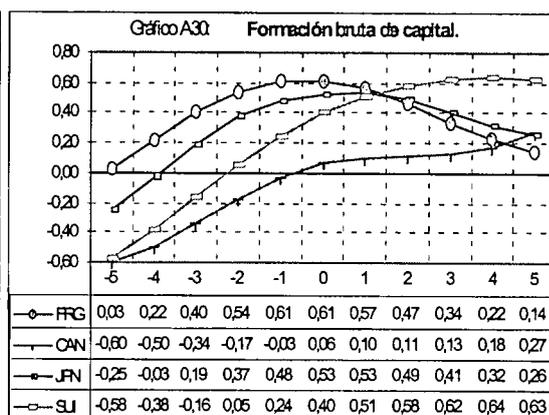
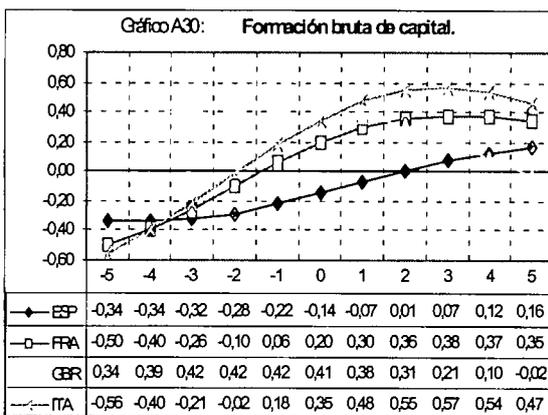
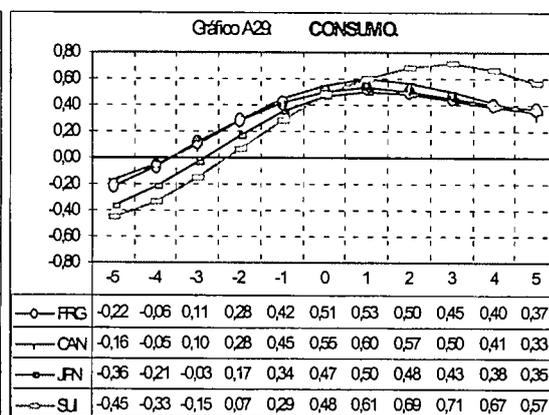
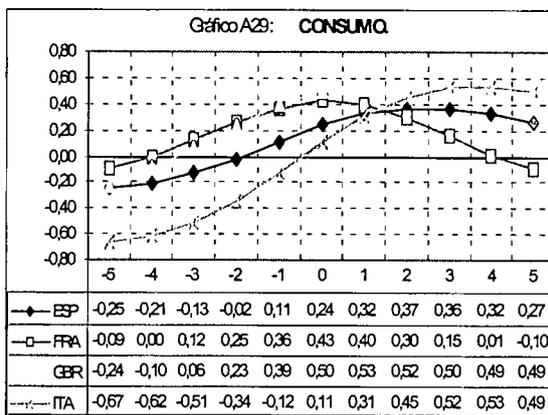
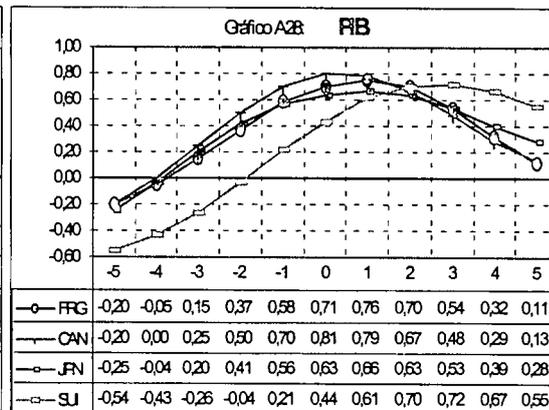
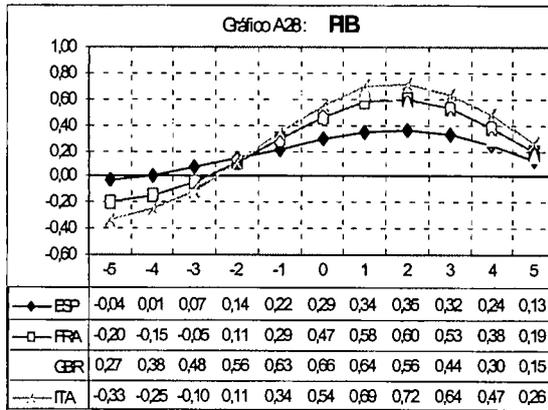


Gráfico A32: Correlaciones máximas con el PIB (filtro BK)

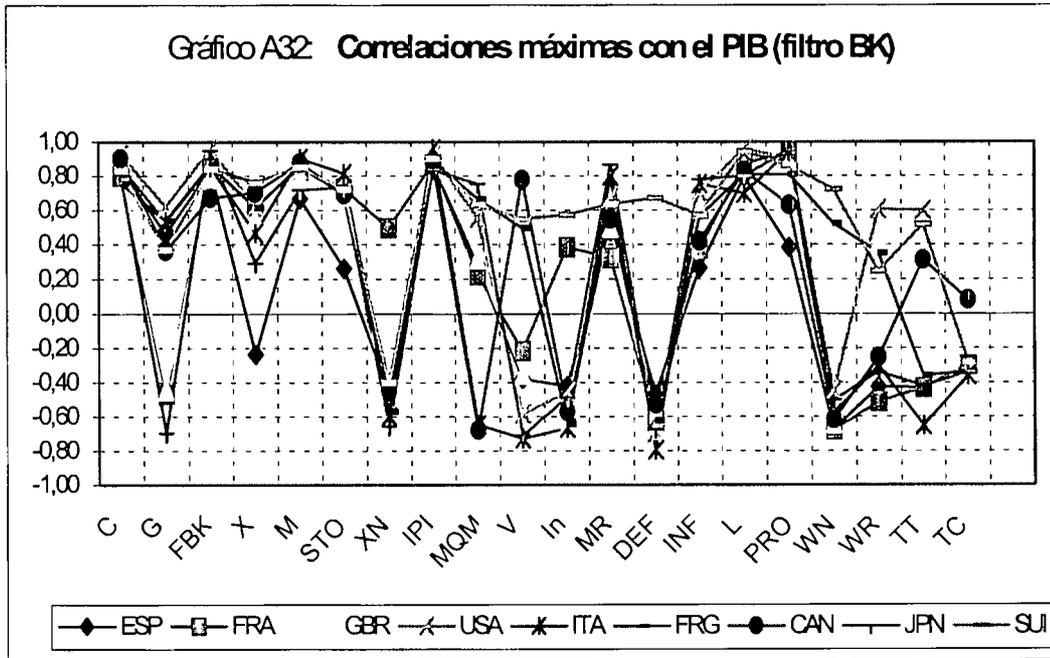
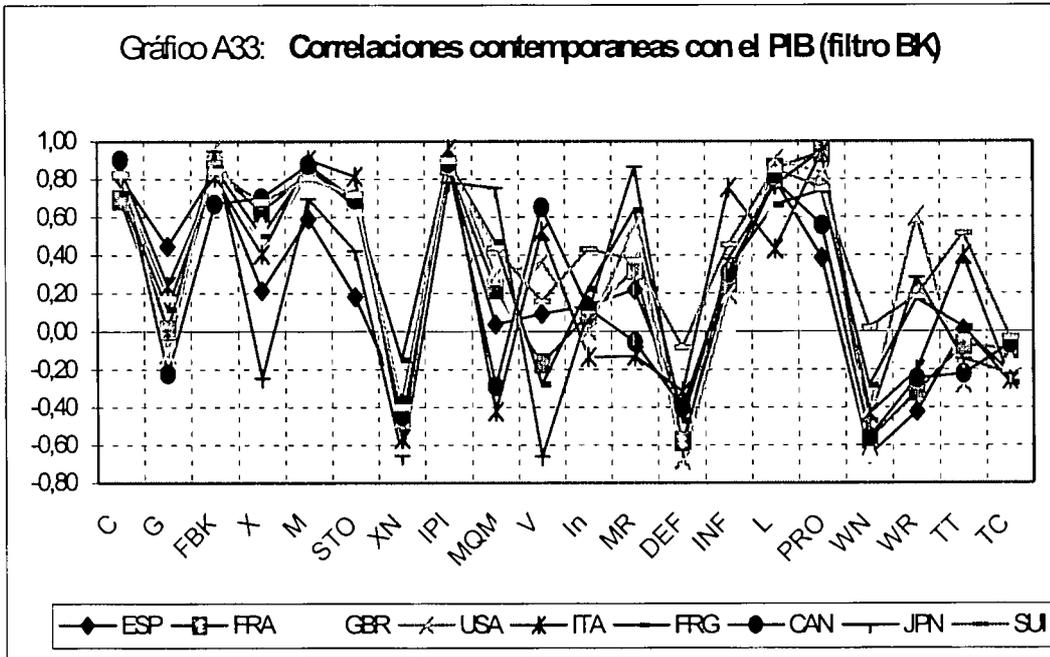
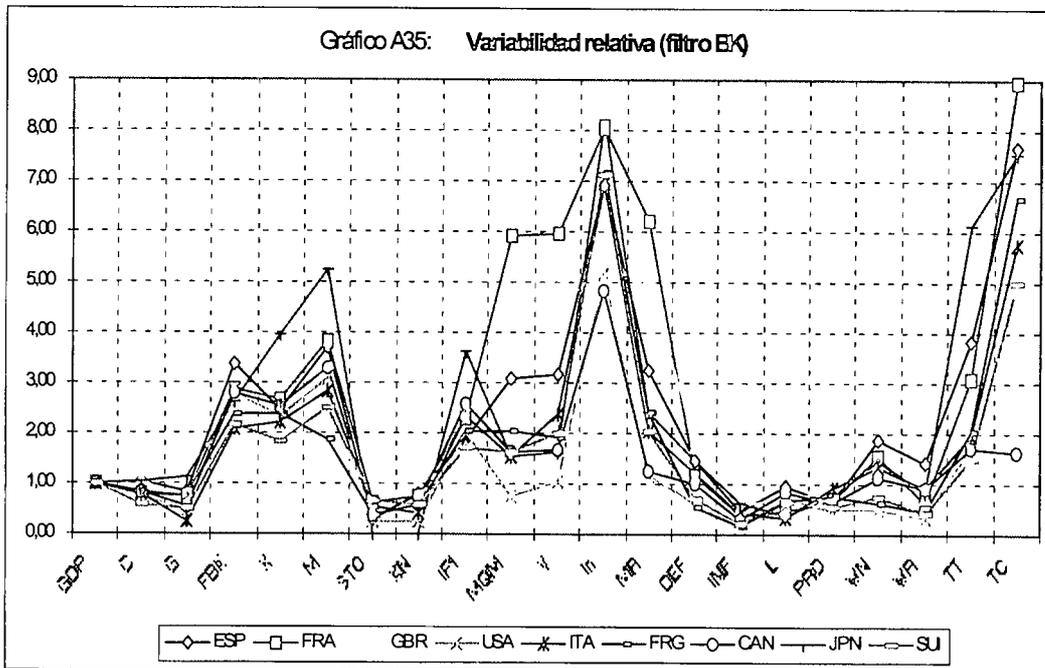
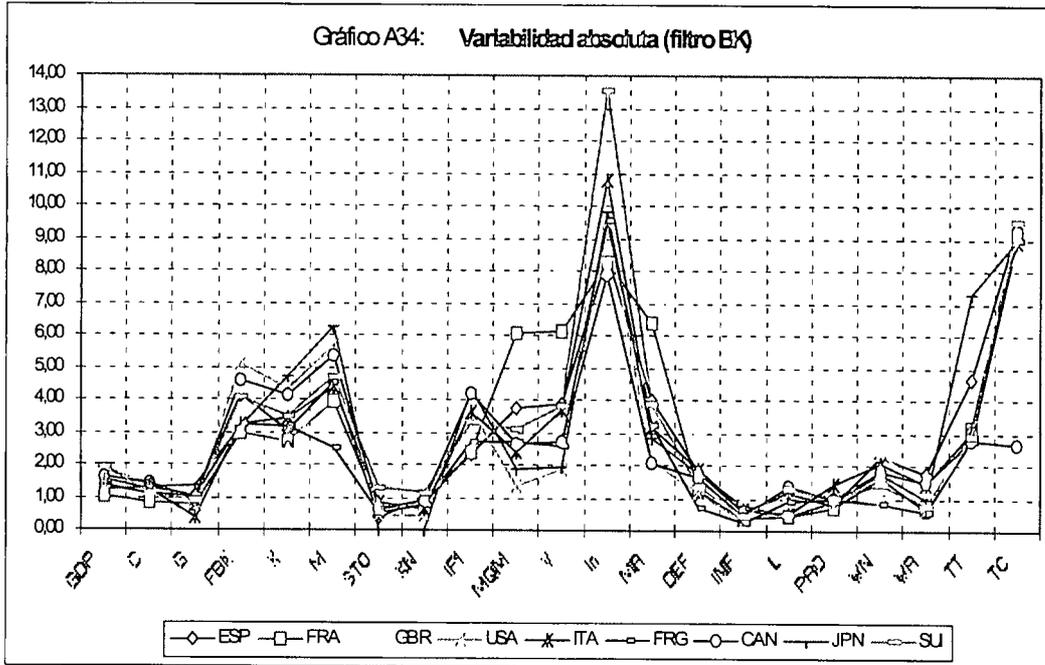


Gráfico A33: Correlaciones contemporáneas con el PIB (filtro BK)





*Volatilidades relativas con el filtro BK\*.*

<i>VARIABLES REALES</i>									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
PIB	1.22	1.03	1.73	1.83	1.55	1.34	1.63	1.19	1.90
C	1.05	0.84	1.09	0.76	0.77	0.80	0.85	1.06	0.57
G	0.85	0.73	0.54	0.44	0.26	0.76	0.54	1.12	0.48
FBK	3.39	2.86	2.53	2.78	2.06	2.39	2.79	2.63	2.14
X	2.47	2.64	1.40	2.34	2.21	2.36	2.52	3.96	1.83
M	3.69	3.83	2.52	3.08	2.83	1.85	3.29	5.25	2.48
STO	0.30	0.63	0.40	0.24	0.54	0.39	0.38	0.21	0.66
XN	0.81	0.75	0.44	0.25	0.40	0.58	0.56	0.56	0.60
IPI	1.87	2.30	1.69	1.99	2.34	2.03	2.57	3.61	1.71

<i>VARIABLES MONETARIAS Y PRECIOS</i>									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
MQM	3.08	5.90	4.47	0.73	1.54	2.03	1.61	1.54	1.62
MR	3.25	6.19	5.11	1.15	2.05	2.40	1.25	2.39	2.02
V	3.18	5.94	4.70	1.03	2.38	1.92	1.64	1.61	2.01
IN	6.90	8.06	5.02	5.16	6.95	7.14	4.83	8.21	7.11
DEF	1.47	1.17	1.74	0.61	1.22	0.52	0.99	1.46	0.70
INF	0.45	0.35	0.54	0.16	0.42	0.17	0.28	0.63	0.22

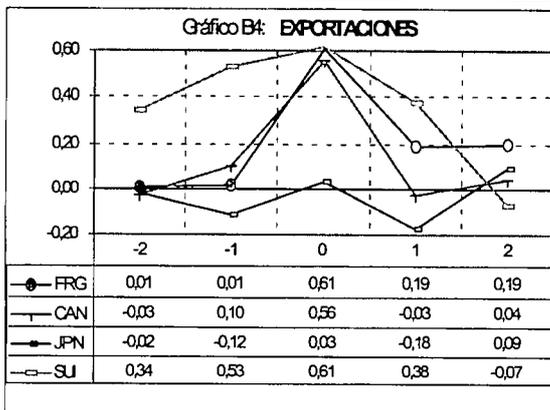
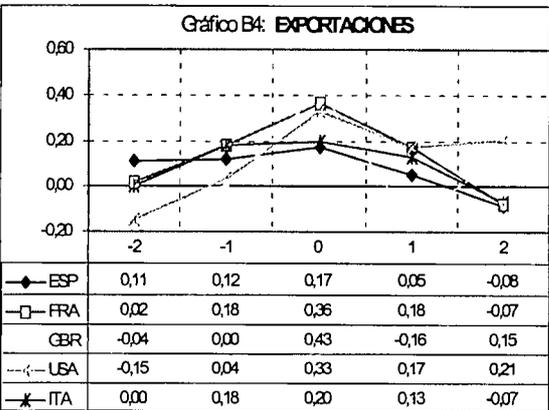
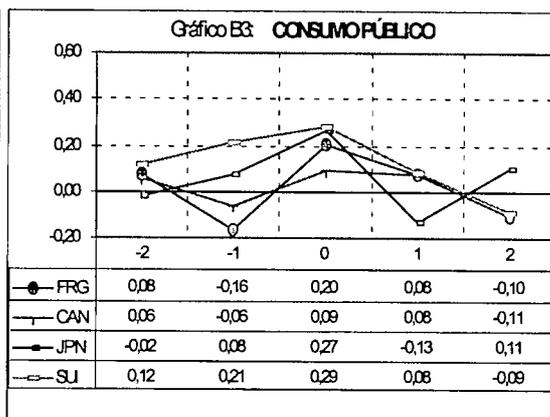
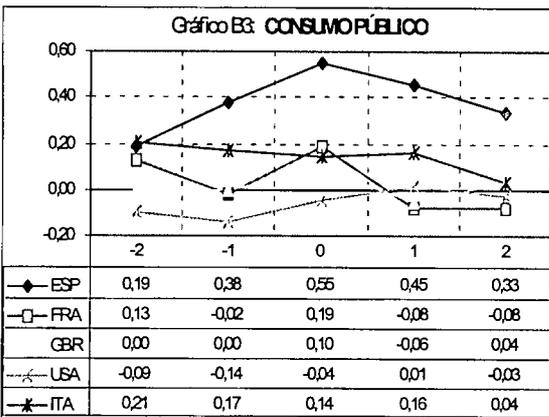
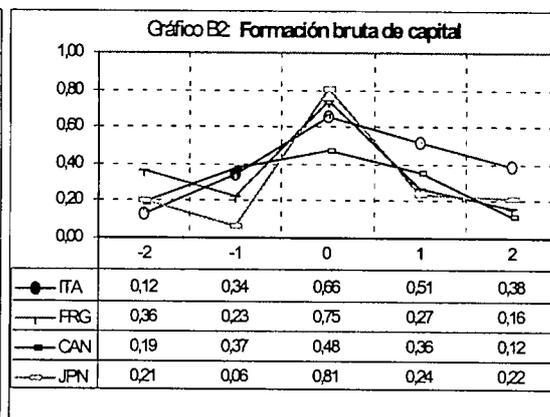
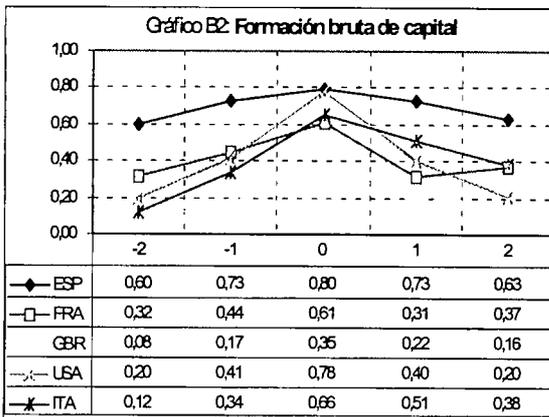
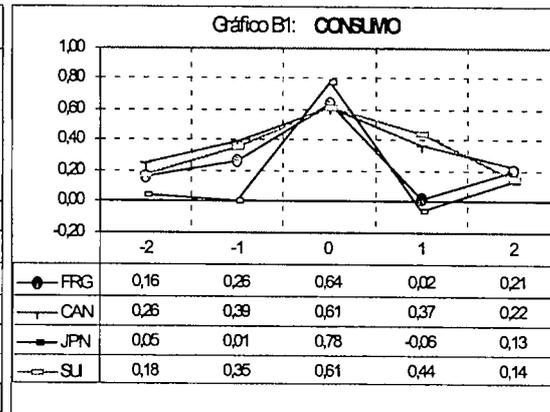
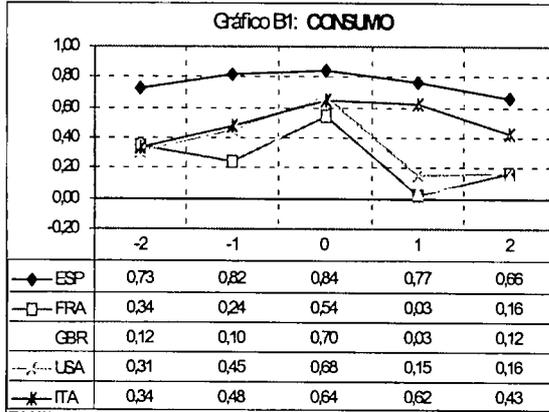
<i>MERCADO DE TRABAJO</i>									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
L	0.95	0.44	0.80	0.64	0.32	0.67	0.83	0.37	0.68
Pro	0.62	0.66	0.77	0.50	0.90	0.74	0.61	0.75	0.55
Wn	1.85	1.54	1.38	0.51	1.33	0.61	1.11	1.45	0.73
WR	1.41	0.62	0.73	0.34	0.92	0.43	0.92	0.82	0.40

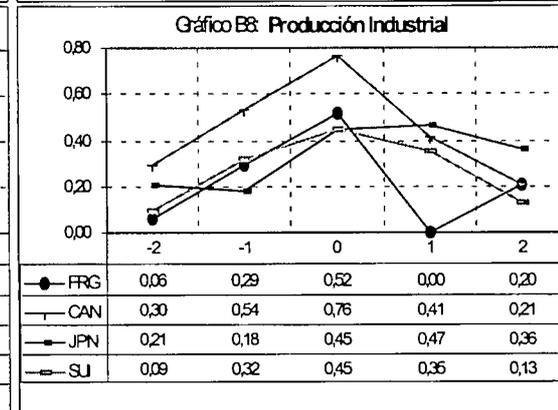
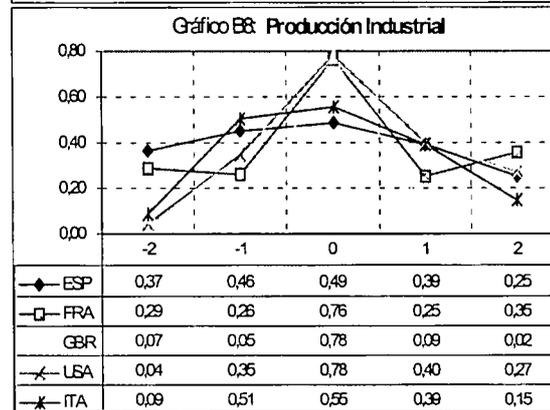
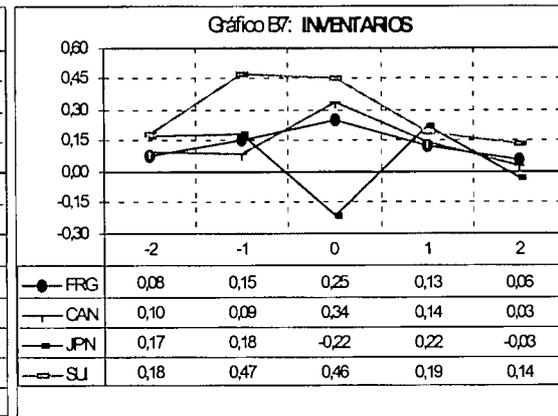
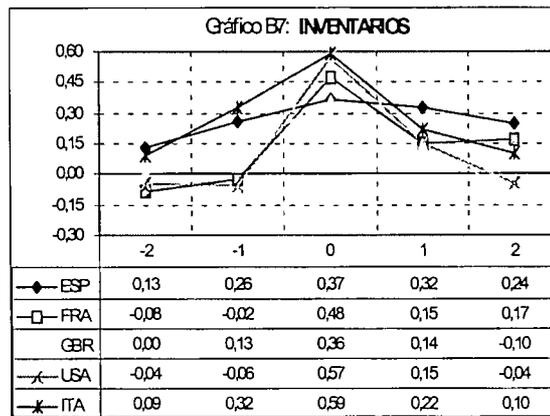
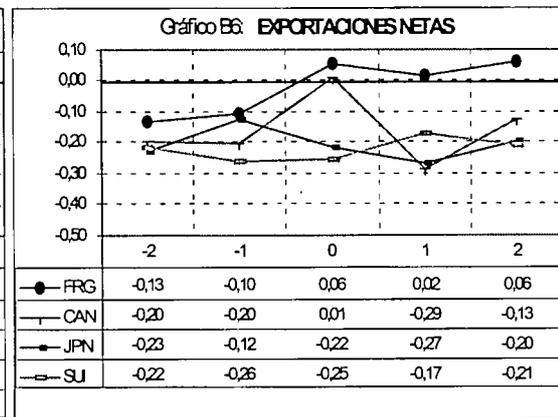
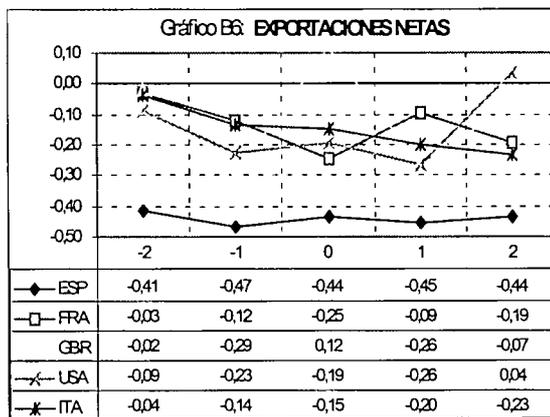
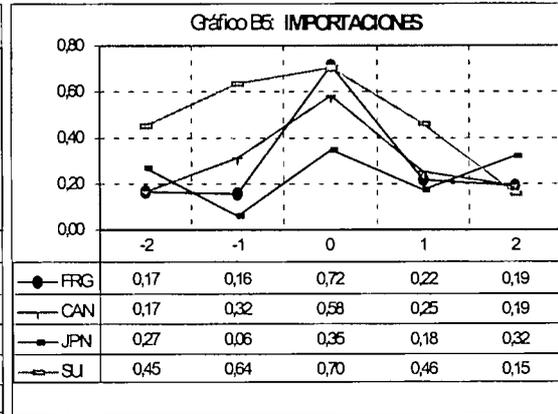
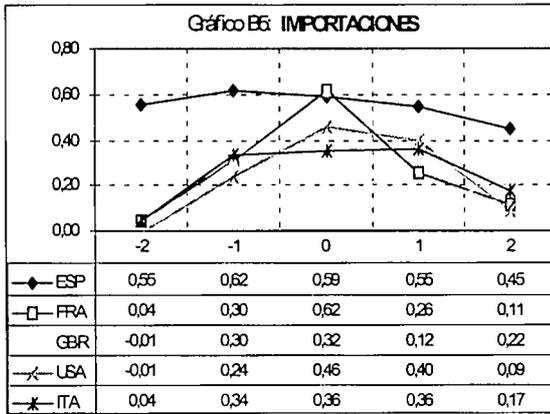
  

<i>SECTOR EXTERIOR</i>									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
TT	3.82	3.08	1.47	1.76	1.95	2.05	1.69	6.12	1.51
TC	7.64	8.94	4.89	--	5.76	6.68	1.63	7.52	5.02

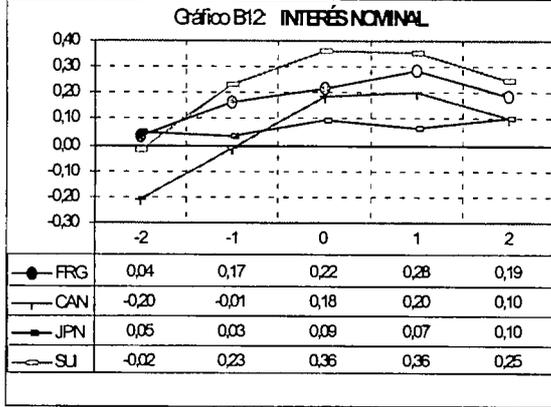
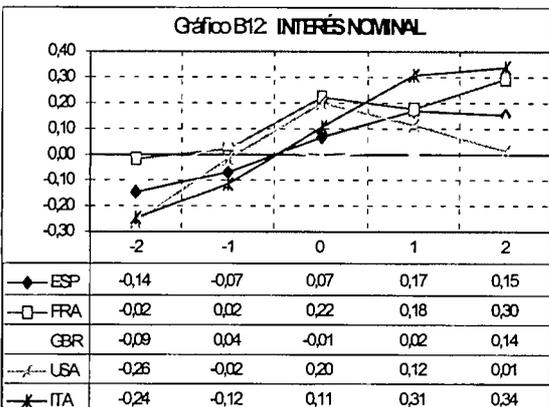
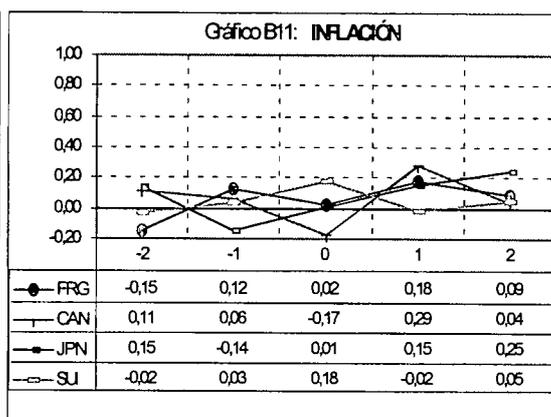
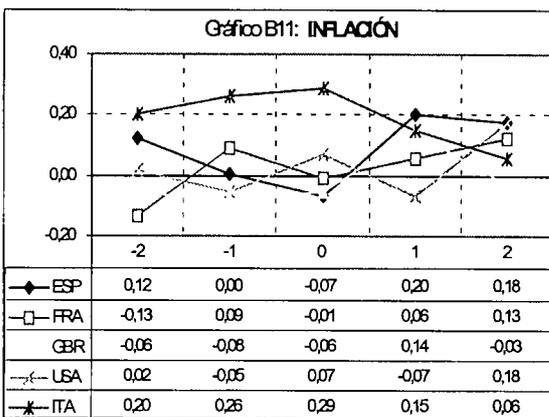
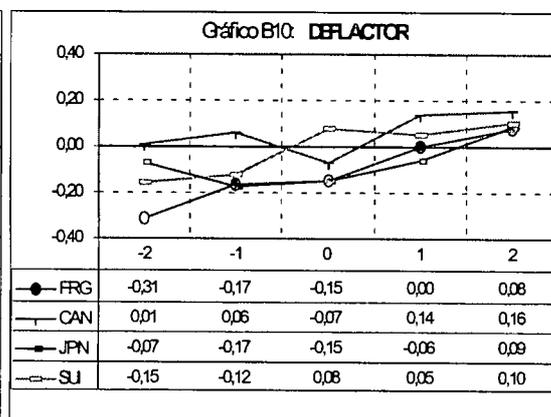
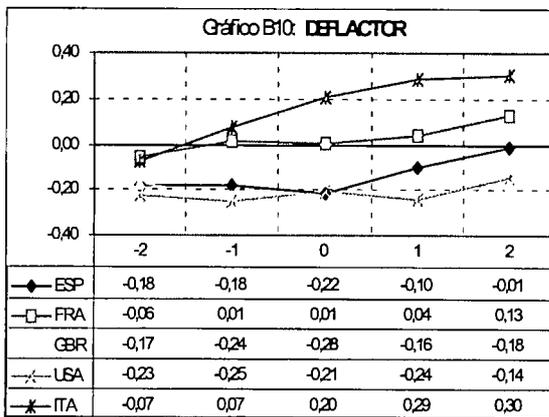
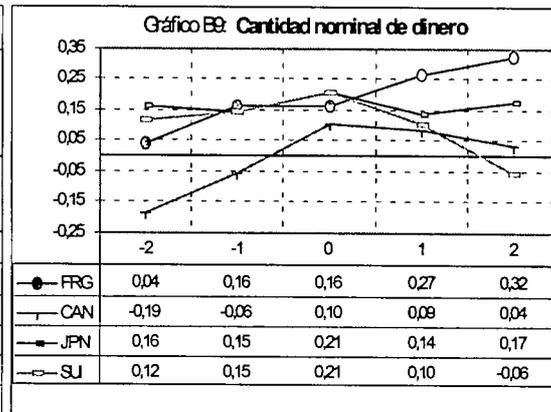
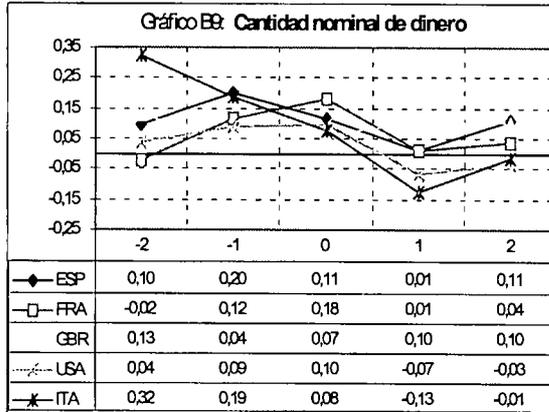
\* Filtro BK(1970:2-1993:4). Las variabilidades del PIB son absolutas (en porcentaje), las de las demás variables son variabilidades respecto al PIB.

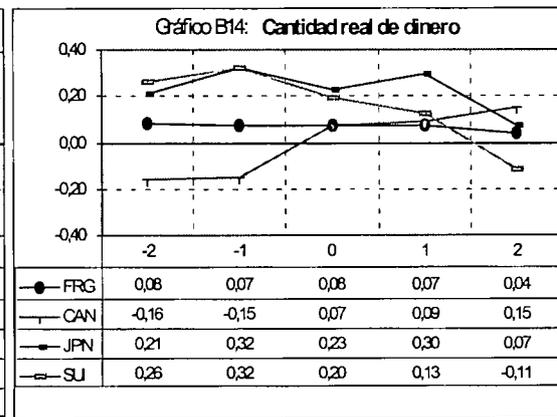
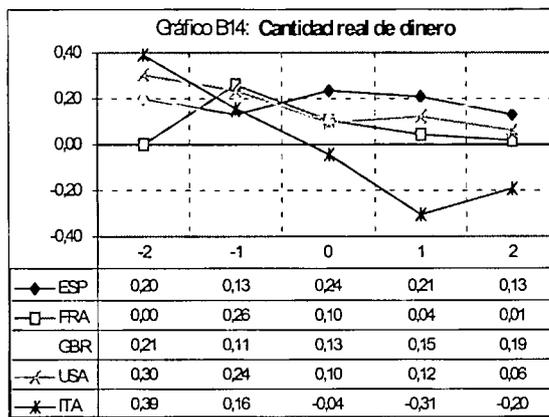
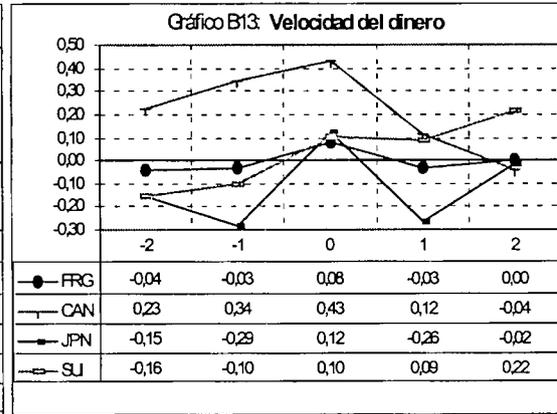
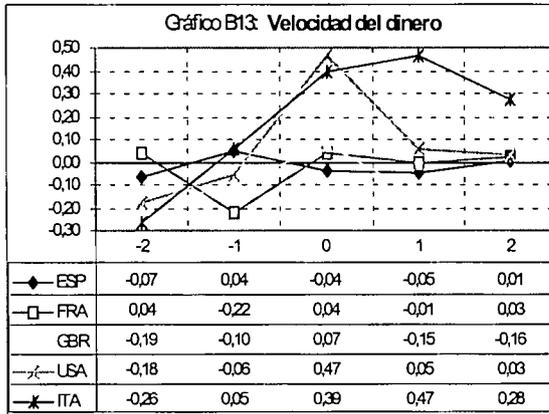
**APENDICE 4 : Filtro (1-L)**



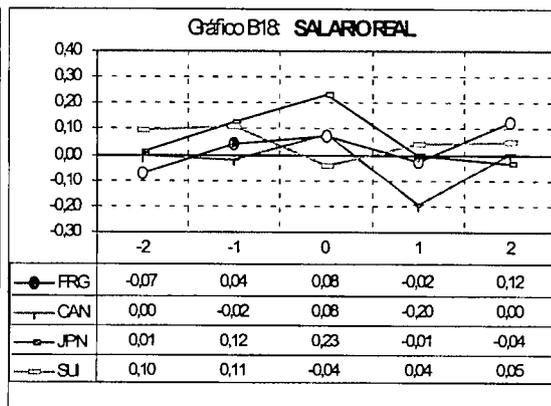
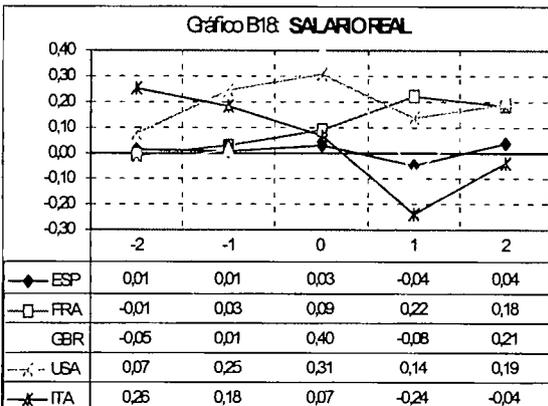
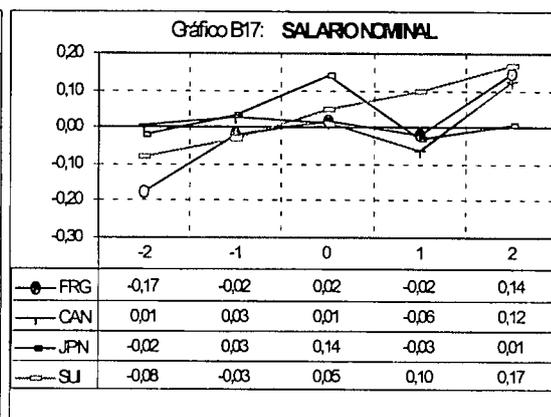
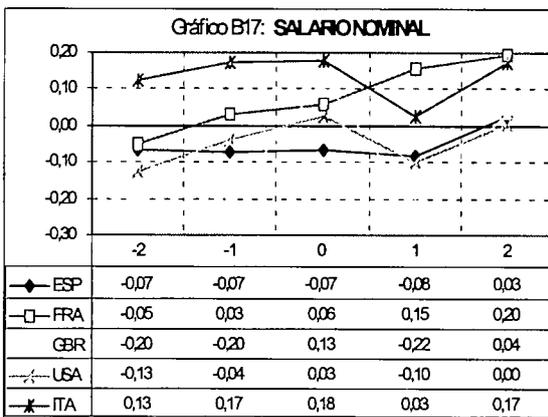
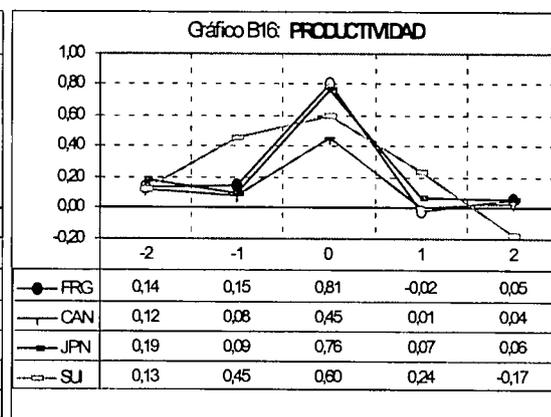
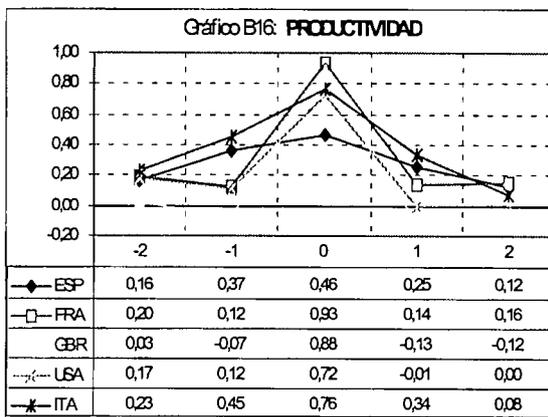
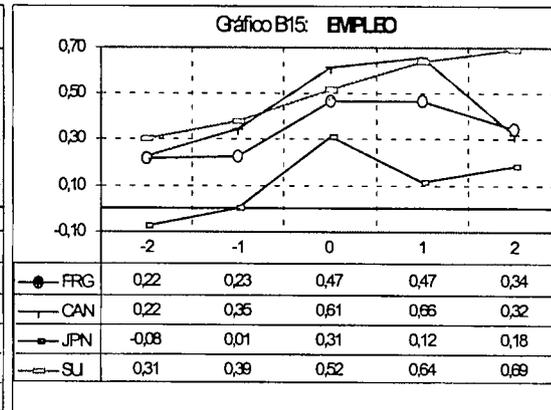
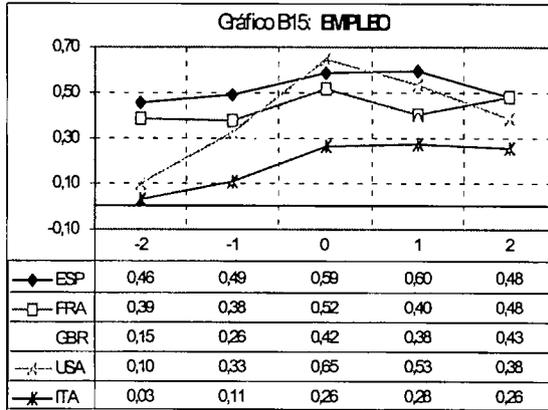


**Variables Nominales (Filtro (1-L)).**

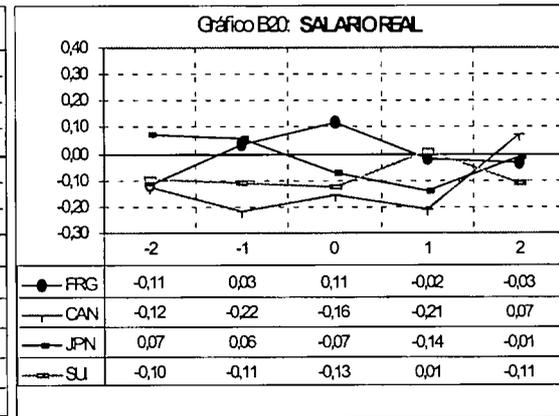
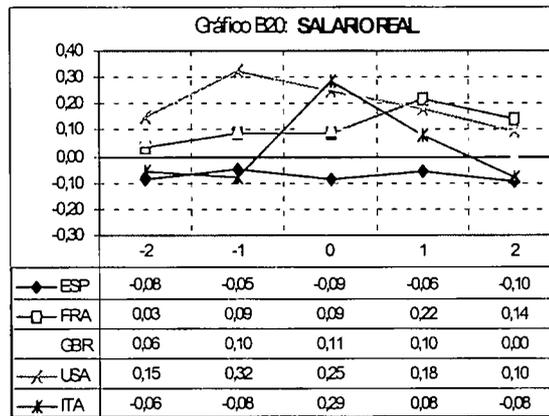
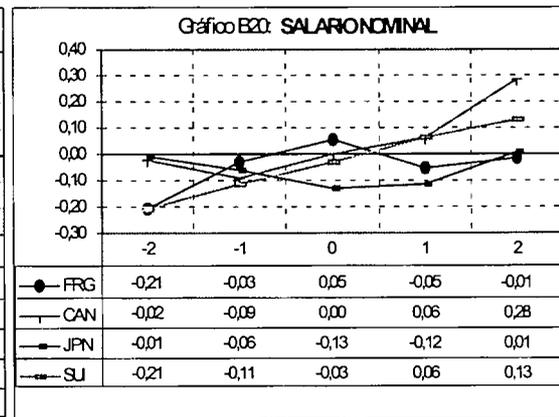
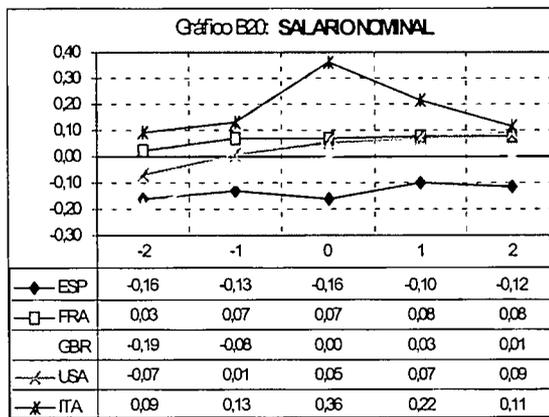
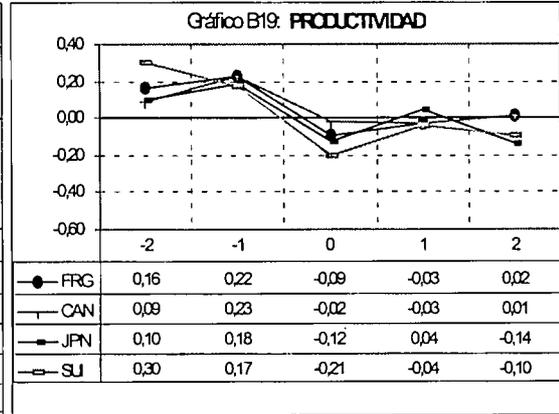
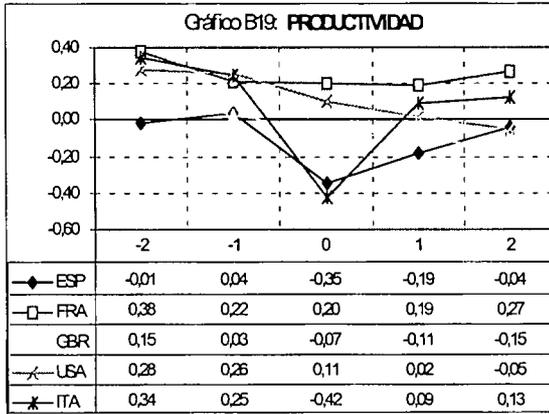




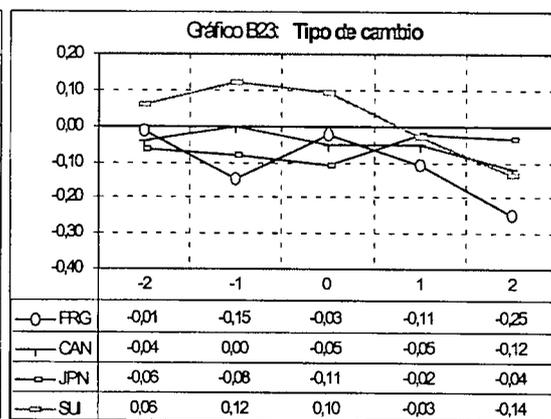
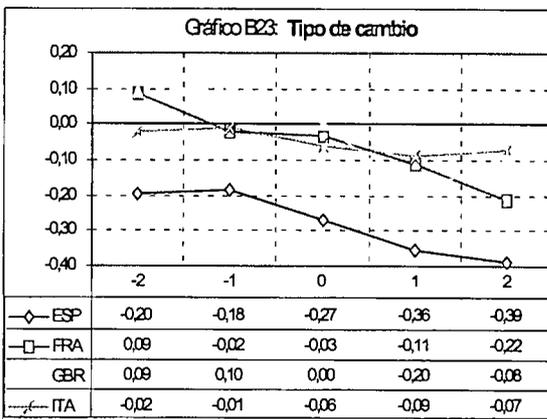
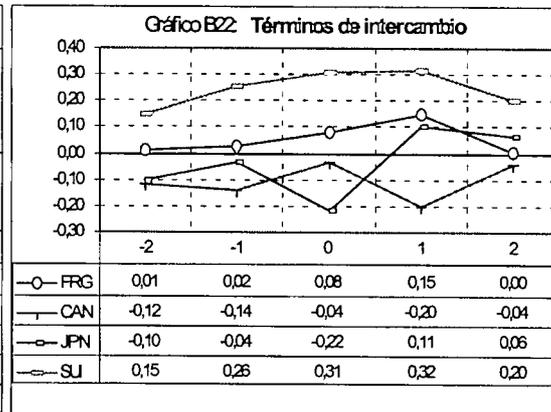
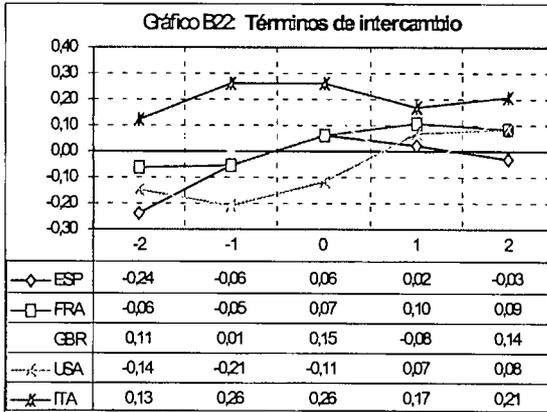
**Mercado de Trabajo (Filtro (1-L)).**



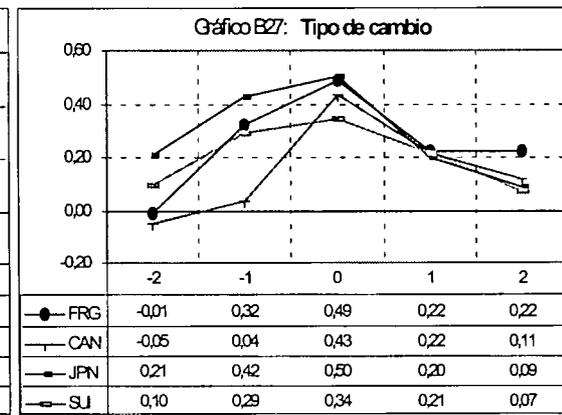
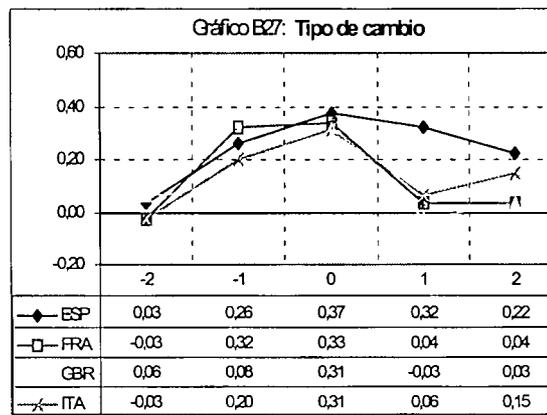
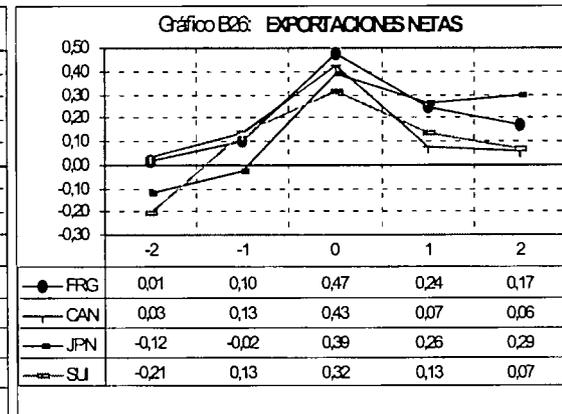
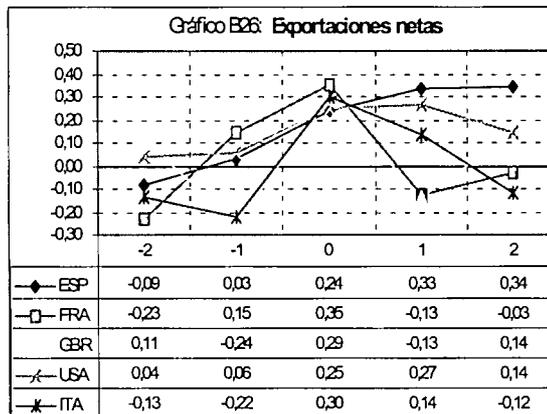
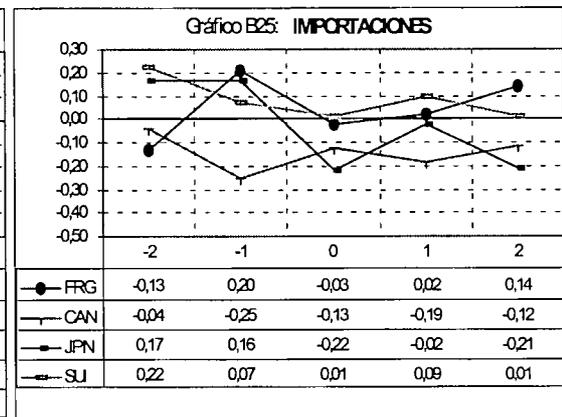
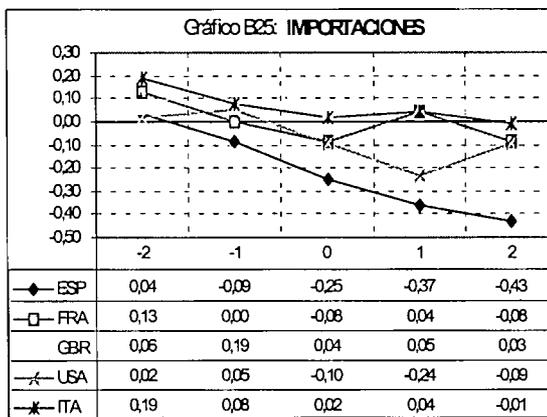
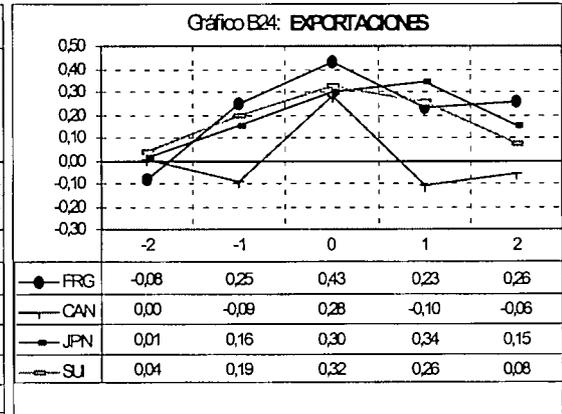
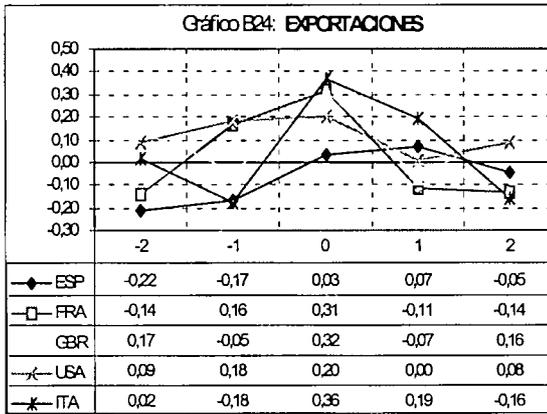
Correlaciones cruzadas con el empleo. (Filtro (1-L)).



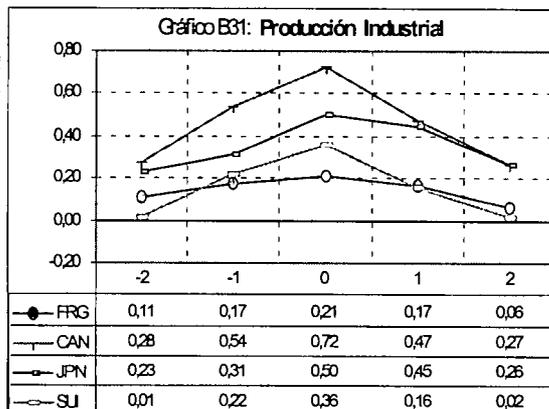
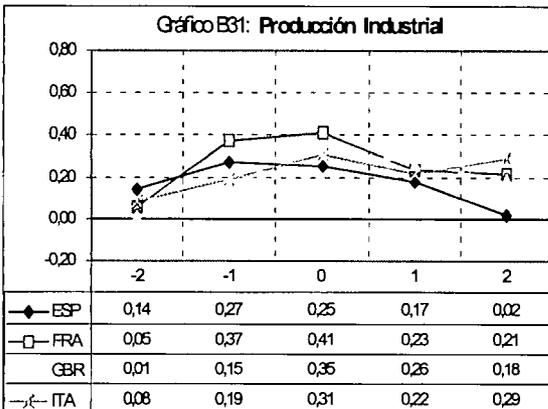
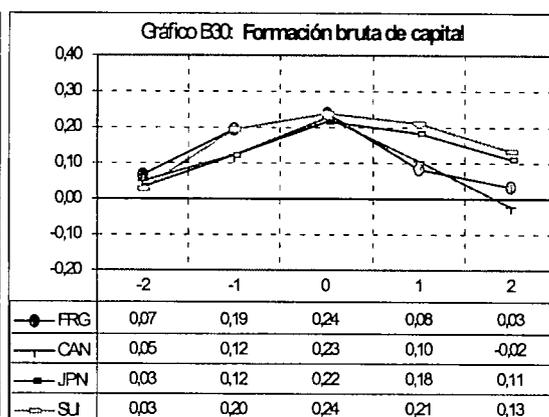
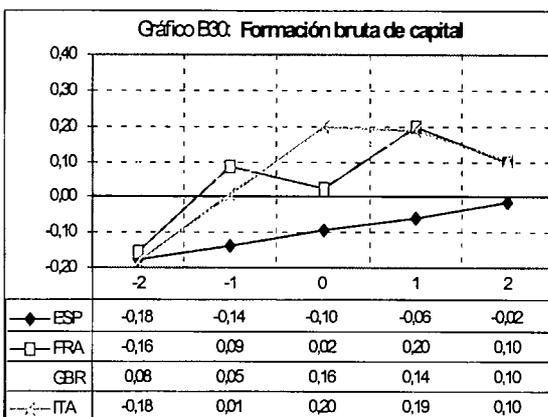
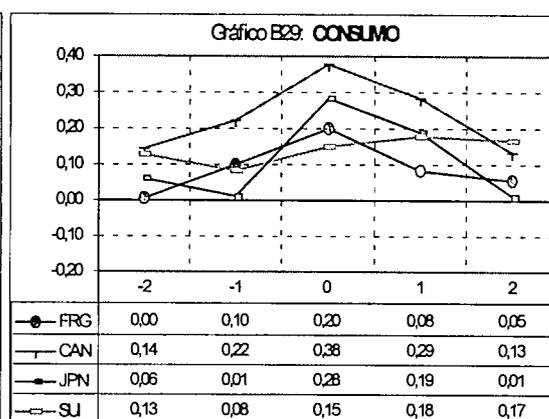
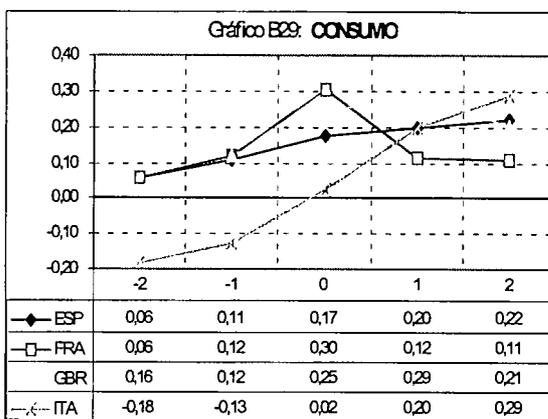
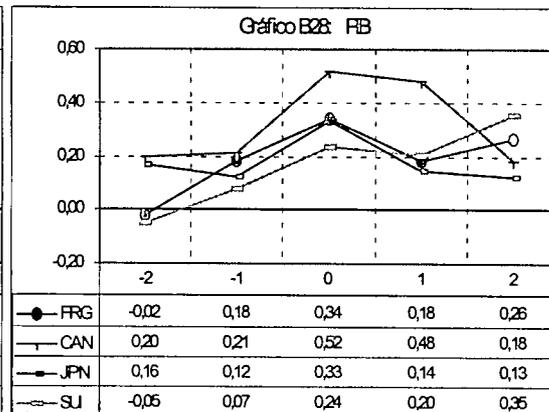
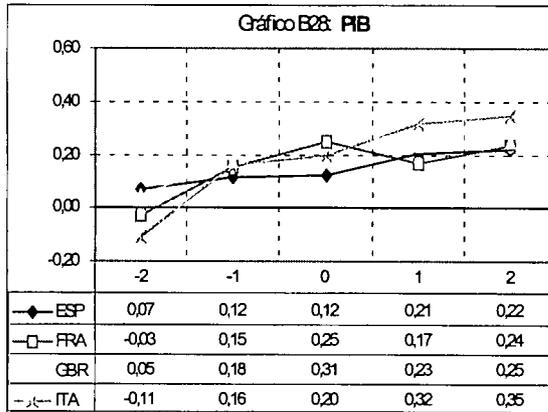
Sector Exterior. (Filtro (1-L)).

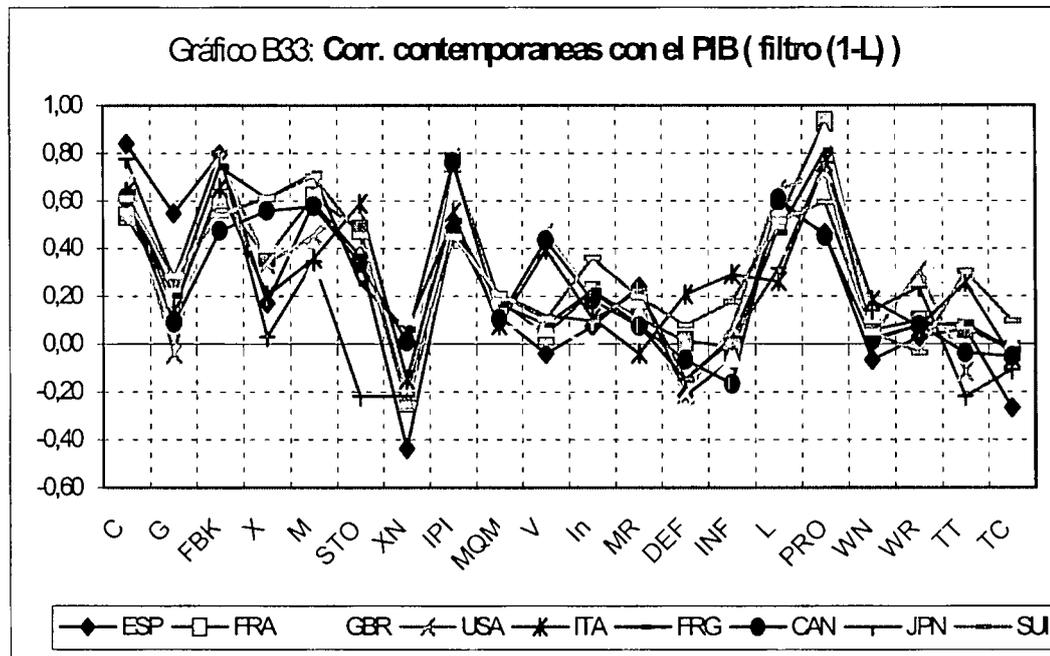
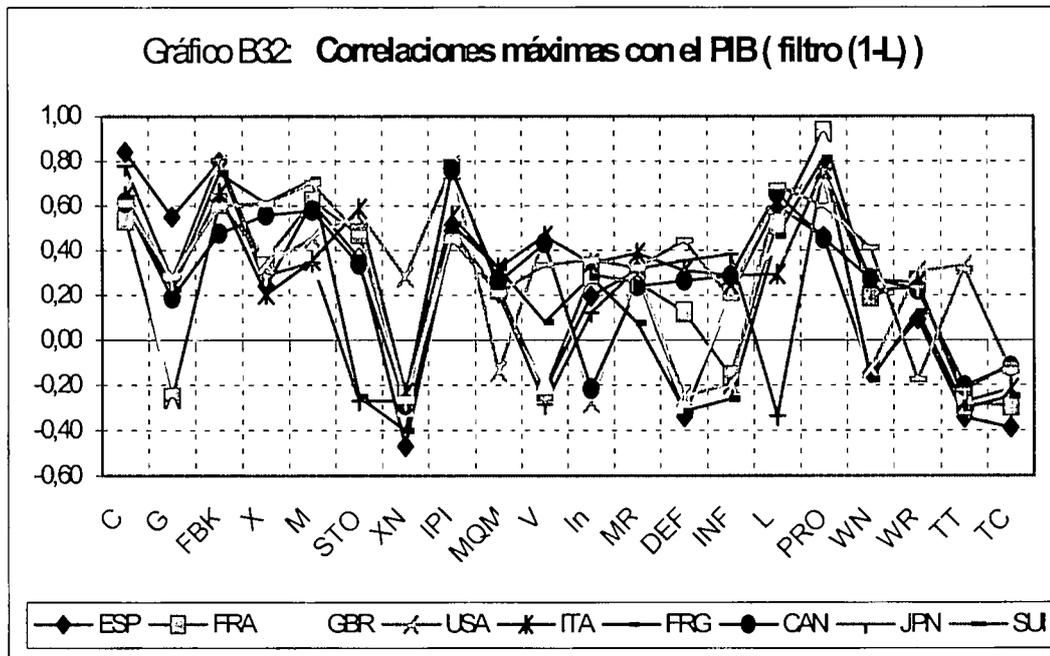


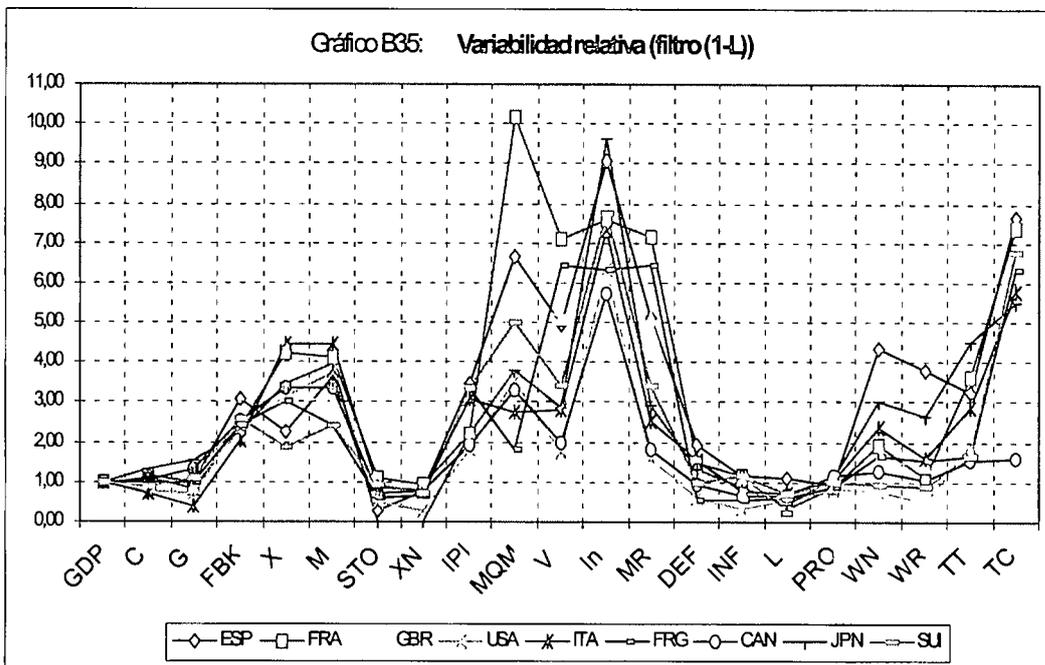
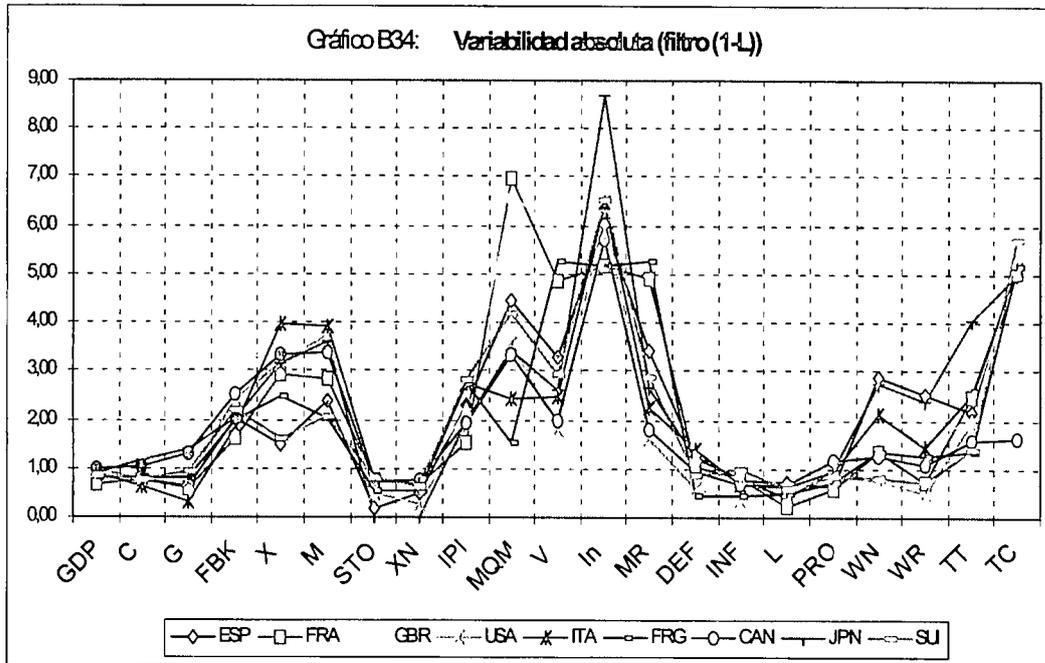
Correlaciones cruzadas con los términos del intercambio. (Filtro (1-L)).



Hechos internacionales. (Filtro (1-L)).







*Volatilidades relativas con el filtro (1-L)\*.*

VARIABLES REALES									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
PIB	0.66	0.68	1.16	1.00	0.89	0.82	1.00	0.90	0.84
C	1.13	1.08	1.14	0.78	0.72	0.96	1.04	1.30	0.90
G	0.98	0.83	0.88	0.74	0.37	0.97	1.29	1.53	1.10
FBK	3.07	2.35	2.58	2.41	2.06	2.39	2.51	2.25	2.60
X	2.25	4.24	3.16	3.13	4.47	3.02	3.34	3.49	1.89
M	3.61	4.14	2.95	3.74	4.43	2.44	3.37	3.97	2.43
STO	0.25	1.11	0.65	0.50	0.88	0.63	0.71	0.54	0.96
XN	0.76	0.95	0.65	0.27	0.74	0.67	0.75	0.40	0.72
IPI	3.47	2.20	1.91	1.83	3.07	3.34	1.93	2.21	3.34
VARIABLES MONETARIAS Y PRECIOS									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
MQM	6.67	10.17	5.71	3.53	2.74	1.83	3.32	3.78	4.97
MR	5.12	7.14	5.13	1.59	2.55	6.42	1.81	2.93	3.42
V	4.92	7.11	5.10	1.78	2.80	6.42	2.00	2.88	3.43
IN	9.09	7.56	6.14	6.31	7.31	6.31	5.73	9.60	7.74
DEF	1.90	1.48	1.34	0.60	1.55	0.57	0.94	1.33	1.01
INF	1.14	1.15	1.10	0.33	0.77	0.52	0.68	0.89	1.14
MERCADO DE TRABAJO									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
L	1.07	0.33	0.47	0.52	0.71	0.57	0.66	0.44	0.71
PRO	0.91	0.88	0.91	0.85	1.06	0.90	1.17	1.10	0.99
Wn	4.34	1.95	1.51	0.77	2.38	1.66	1.25	3.03	0.93
WR	3.80	1.08	1.43	0.47	1.61	1.52	1.07	2.64	0.85
SECTOR EXTERIOR									
	ESP	FRA	GRB	USA	ITA	FRG	CAN	JPN	SUI
TT	3.23	3.60	1.72	1.93	2.84	1.65	1.56	4.51	1.62
TC	7.63	7.38	4.57	--	5.75	6.30	1.61	5.51	6.77

\* Filtro (1-L)[1970:2-1993:4]. Las variabilidades del PIB son absolutas (en porcentaje), las de las demás variables son variabilidades respecto al PIB.

## Bibliografía

- Artis, M. J. y Zhang, W. (1995): "International business cycles and the ERM : Is there a European business cycle?". European University Institute. W.P ECO n° 95/34.
- Aiyagari, S. R. ; Christiano, L. J. y Eichenbaum, M. (1990): "The output, employment, and interest rate effects of government consumption". NBER Working Paper n° 3330.
- Backus, D. K. y Kehoe, P. J. (1992): "International evidence on the historical properties of business cycles". *American Economic Review*, 82, pp. 864-888.
- Backus, D. K. ; Kehoe, P.J. y Kydland, F. E. (1993): "International business cycles: Theory and evidence" en Thomas F. Cooley (ed.), *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press.
- Baxter, M. y King, R.G. (1995): "Measuring business cycles: Aproximate band-pass filters for economic time series". NBER Working Paper, n° 5022.
- Beveridge, S. y Nelson, C.R. (1981): "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle". *Journal of Monetary Economics* 7, pp.151-174.
- Blackburn, K. y Ravn, M.O. (1992) : "Business cycles in the United Kingdom : Facts and fictions". *Economica*, 59, pp 383-401.
- Blanchard, O. J. y Fischer, S. (1989): *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press.
- Borondo, C. ; González, Y. Y Rodríguez, B. (1999): "Convergencia cíclica dentro de la Unión Europea: El caso de España". *Moneda y Credito*, 208, pp. 171-220.
- Brandner, P. y Neusser, K. (1992): "Business cycles in open economies: Stylized facts for Austria and Germany". *Weltwirtschaftliches Archiv*, 128, pp. 67-87.

- Burns, A. M. y Mitchell, W. C. (1946): *Measuring Business Cycles*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Burnside, G. (1998); “Detrending and business cycle facts: A comment”. *Journal of Monetary Economics*, 41, pp 513-532.
- Canova, F. (1998): “Detrending and business cycle facts”. *Journal of Monetary Economics*, 41, pp 475-512.
- Canova, F. (1998): “Detrending and business cycle facts: A user’s guide”. *Journal of Monetary Economics*, 41, pp 533-540.
- Canova, F. (1999): “Does detrending matter for the determination of the reference cycle and the selection of turning points?”. *The Economic Journal*, 109, pp. 126-150.
- Christiano, L. J. y Eichenbaum, M. (1990): “Is theory really ahead of measurement? Current real business cycle theories and aggregate labor market fluctuations”. NBER Working Paper n° 2700.
- Christodoulakis, N. ; Dimelis, S. P. y Kollintzas, T. (1995) : “Comparisons of business cycles in the EC : Idiosyncracies and regularities”. *Economica*, 62 , pp 1-27.
- Cogley, T. y Nason, J.M. (1995): “Effects of the HP filter on integratd series”. *Journal of Economics Dynamics and Control*, 19, pp.253-278.
- Cogley, T. (1997): “Evaluating non-structural measures of the business cycles”. *Federal Reserve Bank of San Francisco, Economic Review*, N° 3.
- Cooley, T.F. y Ohanian, L.E. (1991): “The cyclical behavoir of prices”. *Journal of Monetary Economics*, 28, pp. 25-60.
- Danthine, J.P. y Girardin, M. (1989): “Business cycles in Switzerland (a comparative study)”. *European Economic Review*, 33, pp 31-50.
- Danthine, J.P. y Donaldson, J.B. (1993) : “Methodological and empirical issues in real business cycle theory”. *European Economic Review*, 37, pp 1-35.
- Dimelis, S. P. (1997): “Cyclical and causal relations between real wages and employment in the EU”. *Applied Economics*, 29, pp 311-324.

- Dolado, J.J ; Sebastián, M. y Vallés, J. (1993) : “Cyclical patterns of the Spanish economy”. *Investigaciones Económicas*, Vol XVII(3), pp 445-473.
- Dunlop, J. T. (1938): “The movement of real and money wage rates”. *Economic Journal*, 48, pp. 413-434.
- Englund, P. ; Persson, T. y Svensson, E.O. (1992) : “Swedish business cycles : 1861-1988”. *Journal of Monetary Economics*, 30, pp 343-371.
- Estrada, A. y Sebastian, M. (1993): “Una serie de gasto en bienes de consumo duradero”. DT 9305, Banco de España.
- Fiorito, F. y Kollintzas, T. (1994): “Stylized facts of business cycles in the G7 from a real business cycles perspective”. *European Economic Review* 38, pp. 235-269.
- Harvey, A. C. y Jaeger, A. (1993): “Detrending, stylized facts and the business cycle”. *Journal of Applied Econometrics* , 8, pp. 216-237.
- Hassler, J.; Lundvik, P.; Persson, T. y Söderlind, P. (1994): “The Swedish Business Cycle: Stylized facts over 130 years” in *Measuring and Interpreting Business Cycles*. Clarendon Press. Oxford.
- Hodrick, R. y Prescott, E.C. (1980): “Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation”. Carnegie-Mellon University. Mimeo.
- Hodrick, R. y Prescott, E.C. (1997): “Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation”. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, pp. 1-16.
- Judd, J.P. y Trehan, B. (1995): “The cyclical behavior of prices: Interpreting the evidence”. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 27, N° 3, pp. 789-797.
- King, R. y Rebelo, S. (1993): “Low filtering and the business cycle”. *Journal of Economics Dynamics and Control*, 17, pp.207-231.
- King, R. G.; Plosser, C. I.; Stock, J. H., y Watson, M. W. (1991): “ Stochastics trends and economics fluctuations”. *American Economic Review*, 81, pp. 819-840.
- King, R. G.; y Watson, M. W. (1996): “Money, prices, interest rates and the business cycle”. *The Review of Economics and Statistics*, , pp.35-53.

- Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1989): "Cyclical movements of the labour input and its implicit real wage". Research Department W. P. 413, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1990): "Business cycles: real facts and monetary myth". Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review 14(2), pp. 3-18.
- Lindbeck, A. (1975): *Swedish Economic Policy*. Basingstoke: MacMillan.
- Lucas, R. E. (1977): "Understanding business cycles". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 5, pp. 7-29.
- Mitchell, W. C. (1927): "Business cycles: the problem and its setting". New York, National Bureau of Economic Research.
- Moore, G. H. y Zarnowitz, V. (1986): "The development and role of the National Bureau of Economic Research's cycle chronologies" en Robert Gordon (ed.), *The American Business Cycle*. University of Chicago Press.
- Nelson, C.R. y Plosser, C. I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomics time series". *Journal of Monetary Economics*, 10, pp 139-162.
- Nickell, S. y Symons, J. (1990): "The real wage employment relationship in the United States". *Journal of Labor Economics*, 86, pp. 281-291.
- Peiró, A. (1998): "A singular feature of European business cycles". *Kyklos*, 51, pp. 399-408.
- Tharsis, L. (1939): "Changes in real and money wages". *Economic Journal*, 49, pp.150-154.
- Watson, M. W. (1986): "Univariate detrending methods with stochastic trends". *Journal of Monetary Economics*, 18, pp 49-75.

## Capítulo 2

---

### *Ciclos comunes en Europa*

## 1. Introducción

El estudio de los ciclos económicos ha gozado de una gran raigambre en Estados Unidos; probablemente esto, unido al papel destacado de la economía americana, ha hecho que el estudio de los ciclos en el ámbito internacional se centrara principalmente en la comparación de las características cíclicas de las economías occidentales con las de la economía americana. Sin embargo, actualmente, tras la creación de una unión monetaria en los principales países europeos, adquiere especial relevancia la comparación de las propiedades cíclicas de las economías europeas embarcadas en el proyecto europeo de moneda única, lo que ha dado un nuevo impulso a los estudios comparados sobre el ciclo económico en Europa.

La importancia de este tema radica en la opinión general de que la pérdida del tipo de cambio como instrumento de política económica, puede tener costes para las economías nacionales si sus ciclos no están “sincronizados”, sobre todo si, como parece ser el caso, no están suficientemente desarrollados otros mecanismos (como por ejemplo una política fiscal europea) que pudieran contrarrestar los posibles efectos negativos sobre las distintas economías nacionales.

La pregunta clave es si las economías que forman parte de la Unión Monetaria Europea (UME) presentan una respuesta similar y sincronizada ante las distintas perturbaciones económicas, o bien, si sus ciclos difieren en cuanto a duración, intensidad y cronología, en cuyo caso, habría que plantearse cual es la causa de esto, bien que las economías hacen frente a distintas perturbaciones, o bien, que reaccionan de forma asimétrica ante las mismas perturbaciones.

El objetivo del presente trabajo será el de contrastar si las economías europeas embarcadas en el proceso de integración europea comparten o no un ciclo económico común. Si bien el objetivo es similar a otros estudios, como el de Artis y Zhang (1995), la metodología empleada diferirá de la de estos trabajos. La metodología utilizada será la desarrollada por Vahid y Engle (1993), donde al combinarse los conceptos de cointegración y características comunes (Engle y

Kozicki (1993)), es posible contrastar si las series económicas están relacionadas en el largo plazo, o sea si están cointegradas, y si también lo están en el corto plazo, es decir si presentan un ciclo común.

La estructura de este capítulo será la siguiente: la sección segunda se dedicará a realizar un sucinto repaso de los trabajos previos que han tratado el tema de la existencia de ciclos comunes en el ámbito internacional. A continuación, se presentará la técnica econométrica que se utilizará en el análisis sobre la existencia de ciclos comunes. Posteriormente, se presentarán los resultados obtenidos y el procedimiento de estimación. La sección quinta tratará de dar alguna intuición sobre que factores pueden explicar los ciclos comunes obtenidos en el apartado anterior. Finalmente, en la sección sexta se apuntarán las conclusiones del trabajo.

## 2. Trabajos anteriores

Uno de los primeros estudios sobre la asociación de los ciclos en distintos países fue realizado por Mitchell (1927). En este trabajo se presenta una sinopsis gráfica de las fases del ciclo para distintos países, encontrándose que la correlación de los ciclos es positiva y tiende a crecer. Atribuyéndose esta tendencia hacia una mayor coordinación cíclica a la creciente apertura e interconexión de los mercados financieros.

A partir de este trabajo, la constatación de patrones comunes en las fluctuaciones económicas de distintos países ha sido documentada por numerosos autores para distintos países y periodos históricos. Como resultado, la opinión generalizada entre la mayoría de economistas es que los ciclos económicos en el ámbito internacional están relacionados, y que, por tanto, existe un componente del ciclo económico que es común a la mayoría de países desarrollados. Esto a menudo se expresa en la opinión de que existe un componente mundial del ciclo económico, significando esto la existencia de elementos comunes en el comportamiento cíclico entre países.

Documentación empírica de la existencia de un ciclo económico mundial puede encontrarse, entre otros, en los trabajos de Gerlach (1988), Baxter y Stockman (1989), Backus y Kehoe (1992), Fiorito y Kollintzas (1994), Baxter y Hall (1995) y Gregory y otros (1997).

Entre los principales estudios que realizan un análisis comparado de las características cíclicas de las economías europeas se encuentran los de Cristodoulakis y otros (1995), Artis y Zhang (1995), Bayoumi y Eichengreen (1992) y Ballabriga y otros (1999).

Artis y Zhang (1995) investigan los efectos del sistema monetario europeo (SME) en el ciclo de los países europeos. Estos autores señalan que ha surgido un ciclo económico específicamente europeo liderado por la economía alemana. Este hecho lo atribuyen a la creciente interrelación económica a través del comercio intraeuropeo, a los mayores flujos financieros y, sobre todo, al efecto del SME que hace que los *shocks* y las políticas económicas se transmitan

más rápidamente entre los países miembros. Todo esto les conduce a concluir que los ciclos de los países europeos están ahora menos influidos por el ciclo americano (con la excepción del Reino Unido), y que el ciclo alemán ha ocupado su lugar.

Cristodoulakis y otros (1994) estudian los hechos estilizados del ciclo en Europa siguiendo la metodología de Kydland y Prescott (1990). Estos autores encuentran que los *shocks* y mecanismos de propagación entre los países europeos son muy similares, siendo precisamente las variables bajo control de las autoridades económicas las que presentan un comportamiento menos similar. Esto les hace afirmar que el proceso de integración económica bajo instituciones y políticas comunes no debería ser un problema, al menos, en lo que hace referencia al comportamiento del ciclo económico, debido a que las divergencias cíclicas irán reduciéndose al desarrollarse instituciones y políticas comunes.

Otro tipo de estudios, entre los que se encuentran el de Bayoumi y Eichengreen (1992) y Chamie, DeSerres y Lalonde (1994) han tratado de determinar si los países pertenecientes al SME constituyen un área monetaria óptima. Para ello se han centrado en identificar las perturbaciones que han afectado a las distintas economías pertenecientes al SME, con el propósito de determinar si éstos son fundamentalmente simétricos o, por el contrario, son asimétricos, es decir, no afectan con igual intensidad a todas las economías. Bayoumi y Eichengreen (1992), mediante la aplicación de la técnica de los vectores autorregresivos (VAR) estructurales y un esquema de identificación similar al empleado en Blanchard y Quah (1989), concluyen que los *shocks*, tanto de demanda como de oferta, y los mecanismos de propagación han sido muy similares entre los países europeos. No obstante, encuentran mayores similitudes entre los países que ellos llaman del centro o núcleo del SME (formado por Alemania, Francia, Holanda, Dinamarca, Bélgica y Luxemburgo). En estos países el grado de simetría de los *shocks* es similar al que presentan las distintas regiones de USA. Mientras que los *shocks* que afectan a los países periféricos (España, Reino Unido, Italia, Portugal, Irlanda y Grecia) son de naturaleza más

asimétrica. Chamie, DeSerres y Lalonde (1994), amplían el análisis a un VAR trivariante (producción industrial, precios y cantidad nominal de dinero) y concluyen que los países europeos hacen frente a *shocks* de naturaleza más asimétrica que las regiones de USA, sobre todo, para los países periféricos.

Ballabriga y otros (1999), mediante la estimación bayesiana de un modelo VAR estructural, concluyen que los *shocks* que han afectado a las economías europeas han sido fundamentalmente de naturaleza asimétrica. Adicionalmente, no encuentran que los *shocks* se hayan vuelto más simétricos en los últimos años, por lo que concluyen que la creación de una unión monetaria entre los países europeos será un proceso costoso.

Por tanto, los resultados de estos estudios son diversos. Por un lado ciertos trabajos encuentran que existe un alto grado de similitud en las características cíclicas de las economías europeas, mientras que otros estudios tienden a señalar, en mayor o menor grado, la naturaleza asimétrica de las perturbaciones que afectan a las distintos países europeos.

Actualmente, la mayoría de trabajos atribuyen los ciclos económicos al comportamiento estocástico del entorno, es decir, se imputa la responsabilidad de las fluctuaciones económicas a *shocks* de distinto tipo que afectan a las economías a través de un complejo mecanismo de propagación. Sin embargo, no existe un consenso sobre qué *shocks* son los más importantes.

Si nos situamos dentro de este entorno existen, fundamentalmente, dos posibilidades para que las series de producción real de dos economías evolucionen al unísono, que se produzcan *shocks* comunes o que los efectos de *shocks* generados en una economía se transmitan a la otra a través de determinados mecanismos económicos.

La vía más estudiada, tanto en la teoría económica como en los estudios empíricos, ha sido la de la interconexión de las economías. Dentro de ella, dos de las posibles causas que han podido acentuar la coordinación del ciclo económico en Europa son: la tendencia creciente del comercio intracomunitario y la política monetaria común resultante del liderazgo de Alemania en el SME.

Teóricamente, el comercio es un claro canal de transmisión internacional del ciclo, sin embargo, empíricamente parece no tener demasiado peso en la correlación de los ciclos en el ámbito internacional. Canova y Dellas (1993) encuentran que los ciclos están relacionados internacionalmente pero, en general, (dependiendo del método de extracción de la tendencia) el comercio tiene sólo efectos moderados en la transmisión de los mismos. Además, obtienen que el efecto del comercio era mayor antes de 1973, aunque señalan que esto puede deberse a que a partir de 1973 se han producido *shocks* de carácter mundial (como los del petróleo), a la mayor importancia de los mercados de capitales y a la convergencia de políticas entre países.

La teoría monetaria internacional apunta que un anclaje del tipo de cambio nominal favorecería la transmisión internacional de los *shocks* al reducir perturbaciones provenientes del tipo de cambio nominal y requerir políticas que tienen precisamente el efecto de importar *shocks*. Así, en un sistema de tipos de cambio dominado por un país, los países “pequeños” se exponen al ciclo generado en el país líder. Por tanto, se esperaría que bajo regímenes de tipo de cambio fijo los ciclos de las distintas economías estuviesen más coordinados.

A pesar de las presunciones teóricas, la evidencia empírica no ha sido totalmente favorable a este argumento, aunque probablemente sea por la imposibilidad de controlar por otros factores, como por ejemplo, los *shocks* del petróleo. En Morgenstern (1959) sí se encuentra que los ciclos del G-5 estaban más en fase durante el patrón oro que durante el periodo de entreguerras. Dornbusch y Fischer (1986) extienden el trabajo de Morgenstern (1959) para el periodo 1953-1980 obteniendo menores correlaciones que las observadas durante el patrón oro. Por su parte, Baxter y Stockman (1989), encuentran que no hay evidencia de la existencia de diferencias sistemáticas en las propiedades de los agregados económicos bajo distintos regímenes de tipo de cambio, aunque sí se observa un descenso de la correlación con el ciclo americano a partir de 1973, es decir, tras la quiebra del sistema de Bretton Woods. También observan que los países pertenecientes al SME presentan menor variabilidad en las exportaciones e

importaciones. Por otro lado, Gerlach (1988), utilizando métodos de análisis espectral, examina la correlación de la producción industrial entre distintos países, mostrando que en las frecuencias típicamente asociadas al ciclo, la correlación es mayor para el periodo de tipos de cambio flexible posterior a 1973; si bien, encuentra evidencia de la existencia de un ciclo mundial bajo los dos regímenes. Adicionalmente, Ahmed y otros (1993), utilizando un modelo VAR estructural, no obtienen diferencias significativas en las propiedades de transmisión de las perturbaciones para distintos regímenes de tipo de cambio, a pesar de que sí se acepta que la varianza de ciertos *shocks* es significativamente mayor en el periodo posterior a la ruptura del sistema de Bretton Woods.

Aunque los trabajos empíricos no son del todo concluyentes en cuanto a la importancia de esos factores en la generación de ciclos comunes, y que podrían haber generado la aparición de un ciclo específicamente europeo, existe la opinión generalizada (Backus y Galí (1996)) de que esos dos factores, comercio y SME, principalmente el aumento general de tipos de interés provocado por el mecanismo de cambios en Europa tras el aumento del tipo alemán, han contribuido poderosamente a que la última recesión de los noventa fuera general en Europa.

Existen, pues, argumentos teóricos y trabajos empíricos que apoyan la visión de que las economías europeas comparten un componente cíclico común. En este trabajo se intentará corroborar empíricamente esta idea utilizando la metodología desarrollada por Vahid y Engle (1993).

### 3. Tendencias y ciclos comunes

La mayoría de las series macroeconómicas presentan dos características: en primer lugar, muestran una senda variable de crecimiento sostenido en el tiempo y, en segundo lugar, presentan fluctuaciones recurrentes en torno a esa senda de crecimiento.

Los procedimientos de descomposición de las series en ciclo y tendencia parten de la idea de que esas dos características pueden asociarse a dos componentes de las series que pueden separarse. La motivación implícita para descomponer una serie temporal en distintos componentes es la creencia de que son distintas fuerzas económicas las que gobiernan su evolución.

A partir del trabajo de Nelson y Plosser (1982) hay una tendencia general a tratar la no estacionariedad de las series macroeconómicas mediante la asunción de que son series integradas, es decir, han de diferenciarse una vez para convertirlas en estacionarias. Este hecho implica que la tendencia de estas series es estocástica.

Partiendo del trabajo de Nelson y Plosser (1982) se inició una línea de investigación cuyo objetivo es tratar de cuantificar la importancia del componente permanente de las series macroeconómicas (fundamentalmente en el producto real). Asociados a esta línea de investigación aparecieron diversos métodos de extraer el componente tendencial de una serie, por ejemplo, Beveridge y Nelson (1981), Harvey (1985) y Watson (1986).

En estos estudios se utilizan modelos univariantes para estimar el componente tendencial. Sin embargo, Quah (1992) demuestra que, para una serie integrada, el análisis univariante no puede identificar la magnitud del componente permanente, por lo que propone utilizar representaciones multivariantes. Se trataría de utilizar más información a la hora de separar el componente cíclico y tendencial de una serie, con la consiguiente mejora de eficiencia en la estimación, que se consigue al utilizar información de series

generadas o influidas por el mismo entorno económico o con relaciones de causalidad entre ellas.

Por lo tanto, al menos potencialmente, las técnicas multivariantes pueden resolver más eficientemente el problema de descomponer una serie económica en sus distintos componentes.

Una vez nos situamos en un marco multivariante, existe la posibilidad de que los componentes permanentes y cíclicos de las distintas series tengan componentes comunes. El estudio de la existencia de componentes comunes en series temporales es un tema relativamente novedoso en los estudios econométricos. Dentro de este campo se incluyen los trabajos sobre modelos de series temporales de rango reducido (Anderson (1951), Velu y otros (1986) y Ahn y Reinsel (1988)), los trabajos sobre cointegración y tendencias comunes (Engle y Granger (1987) y Stock y Watson (1988)), y más recientemente los trabajos sobre codependencia (Gourierox y otros (1991)) y características comunes (Engle y Kozicki (1993)).

Una idea que parece tener bastante aceptación es la de que los componentes tendenciales de los productos agregados de distintas economías podrían ser comunes. Esto se debería, fundamentalmente, a que los *shocks* tecnológicos, que parecen ser uno de los factores principales que conducen el componente tendencial, pueden transmitirse rápidamente entre países. Adicionalmente, el modelo de crecimiento neoclásico, presentado originalmente por Solow (1956) y desarrollado y ampliado por numerosos autores, predice un proceso de convergencia entre las distintas economías. Para que los productos reales de dos países converjan en el largo plazo es necesario que sus componentes tendenciales sean comunes.

Tratando de contrastar la existencia de convergencia, se han desarrollado un gran número de trabajos dedicados a estudiar si los productos reales de distintos países presentan tendencias comunes. Para ello se utilizan contrastes de cointegración, pues si dos variables integradas están cointegradas comparten una tendencia estocástica común que conduce sus movimientos de largo plazo. Estos

trabajos no encuentran convergencia en sentido estricto<sup>36</sup>; pero sí se obtiene, en general, un número reducido de tendencias comunes. Este hecho impone restricciones en la divergencia de los productos en el largo plazo, indicando un cierto grado de asociación en sus componentes tendenciales.

Stock y Watson (1988) ampliaron la descomposición de Beveridge y Nelson<sup>37</sup> (1981) al caso multivariante. En su representación de tendencias comunes se tiene en cuenta la posible reducción de dimensionalidad del componente permanente que se produciría si existiesen tendencias comunes, fenómeno que suele darse entre los productos reales de distintos países.

Sin embargo, a la hora de ver si dos series presentan componentes cíclicos comunes, que es lo que se pretende contrastar en este trabajo, no se han empleado contrastes formales. En general, como medida o evidencia de la presencia de componentes cíclicos comunes en dos series se ha utilizado la correlación cruzada entre los componentes cíclicos de las dos series: una correlación positiva y alta indicaría que los dos ciclos están muy relacionados y son en cierto sentido comunes. Sin embargo, en el trabajo de Engle y Kozicki (1993) se propone un método para contrastar si dos o más series temporales comparten una característica común. Utilizando la definición de Engle y Kozicki (1993) dos series presentan una característica común si existe una combinación lineal de ellas que no presente esa característica a pesar de que las dos series por separado sí la posean. Esta idea general es posible aplicarla al caso concreto de contrastar si un conjunto de series económicas tienen un componente cíclico común.

En el trabajo de Vahid y Engle (1993) se tiene en cuenta el argumento de Engle y Kozicki (1993), ampliándose la representación de tendencias comunes de Stock y Watson (1988) con el objetivo de descomponer un conjunto de variables en sus componentes cíclicos y tendenciales. Así, se permite que, además de los

---

<sup>36</sup> Para ello tendría que darse, entre otras cosas, que las series compartiesen una única tendencia común.

<sup>37</sup> Beveridge y Nelson (1981) mostraron que todo proceso integrado de orden 1 admite una descomposición en ciclo y tendencia, en la que la tendencia es un paseo aleatorio y el ciclo es un proceso estacionario.

componentes tendenciales, los componentes cíclicos también puedan ser comunes. De esta forma se utiliza un conjunto más amplio de información y se tiene en cuenta la posible existencia de componentes comunes (tanto en la tendencia como en el componente cíclico), que de existir nos llevarían a una estructura más parsimoniosa del modelo estimado.

Vahid y Engle (1993) parten de la idea de que una serie tiene componente cíclico si su primera diferencia presenta inercia, es decir, si presenta correlación serial en primeras diferencias. Si esta característica es común (en el sentido de Engle y Kozicki (1993)) entre varias series, concluyen que las series en cuestión comparten un componente cíclico común y proponen un método para identificarlo.

Esta técnica desarrollada por Vahid y Engle (1993), ha sido utilizada en los trabajos de Engle y Issler (1993 y 1995), Carlino y Sill (1996) y Pain y Thomas (1997), entre otros.

Para contrastar el comovimiento de largo plazo se utilizarán las técnicas desarrolladas por Johansen (1988 y 1991) y Johansen y Juselius (1990), con las que es posible determinar el número de vectores de cointegración que presenta un modelo multivariante y, por lo tanto, el número de tendencias estocásticas que conducen su comportamiento de largo plazo. Por otro lado, para determinar si existe comovimiento en el corto plazo, es decir, detectar la presencia de ciclos comunes, se utilizará el contraste propuesto en Vahid y Engle (1993).

Para formular estimadores y contrastes sobre la existencia de ciclos y tendencias comunes, se supondrá que el conjunto de variables bajo análisis configura un proceso I(1) que puede ser aproximado mediante un modelo VAR:

$$[1] \quad y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_k y_{t-k} + \varepsilon_t ,$$

Donde  $y_t$  es un vector (Nx1) que contiene las variables objeto de estudio, los  $A_i$ 's son matrices (NxN) de coeficientes y  $\varepsilon_t$  es un vector (Nx1) de perturbaciones que son ruido blanco. Este modelo es útil reformularlo en forma

VECM para contrastar la existencia de cointegración, y por tanto, de tendencias comunes:

$$[2] \quad \Delta y_t = -A(1) y_{t-1} + B_1 \Delta y_{t-1} + B_2 \Delta y_{t-2} + \dots + B_{k-1} \Delta y_{t-k+1} + \varepsilon_t,$$

donde  $B_i = -(A_{i+1} + \dots + A_k)$ ,  $\forall i = 1, 2, \dots, k-1$ ; y con  $A(1) = (I_n - A_1 - \dots - A_k)$ .

El rango de  $A(1)$  es el rango de cointegración ( $r$ ), es decir, el número de vectores de cointegración linealmente independientes. Si  $A(1)$  tiene rango completo, entonces las variables son estacionarias, no hay raíces unitarias, mientras que si el rango es 0 todas las variables serán  $I(1)$  y el modelo [2] se reformularía como un VAR en primeras diferencias. El caso interesante se da cuando  $A(1)$  es de rango reducido, es decir, existe cointegración entre las variables, con lo que es posible encontrar alguna combinación lineal de las variables que es estacionaria, a pesar de que las series por separado sean integradas de orden uno.

Como se indicó anteriormente, para hallar esas combinaciones lineales de las series que son estacionarias (es decir los vectores de cointegración) se utilizará el método de máxima verosimilitud de Johansen (1988 y 1991). Si  $\alpha$  es la matriz ( $N \times r$ ) con los  $r$  vectores de cointegración, entonces  $\alpha'y_t$  es  $I(0)$  a pesar de que el vector de variables  $y_t$  es  $I(1)$ .

La descomposición de las series en ciclo y tendencia que se utilizará es una extensión al caso multivariante de la descomposición de Beveridge y Nelson (1981). Esta representación define el componente tendencial como un paseo aleatorio mientras que el componente cíclico es estacionario.

Dado que  $\Delta y_t$  es  $I(0)$ , admitirá la descomposición de Wold, con lo que tendrá una representación vectorial en medias móviles dada por:

$$[3] \quad \Delta y_t = C(L)\varepsilon_t$$

donde  $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ , con  $C_0 = I_n$ , y siendo  $\varepsilon_t$  un vector de perturbaciones ruido

blanco.

El polinomio  $C(L)$  puede factorizarse como:

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

donde  $C^*_i = -\sum_{j>i} C_j$ ;  $C(L) = C(1) + (1-L)C^*(L)$  y  $C(1) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i$ , por lo que la

representación [3] quedará como:

$$[4] \quad \Delta y_t = C(1)\varepsilon_t + (1-L) C^*(L)\varepsilon_t$$

Integrando [4] se obtiene la descomposición multivariante de Beveridge y Nelson (1981) para el vector  $y_t$ :

$$[5] \quad y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L)\varepsilon_t$$

donde el componente tendencial del vector  $y_t$  estaría definido por el primer sumando del lado derecho de [5], siendo el ciclo el segundo sumando.

Si  $C(1)$  tuviese rango completo, entonces la tendencia sería combinación lineal de  $N$  paseos aleatorios, en cambio, si los elementos de  $y_t$  están cointegrados, con rango de cointegración  $r$ , entonces, el rango de  $C(1)$  será  $k = N-r$  y la tendencia de la representación [5] puede ser reducida a la combinación lineal de  $k$  paseos aleatorios. Esta representación fue obtenida por Stock y Watson (1988).

El modelo de tendencias comunes de Stock y Watson (1988) no tiene en cuenta la posibilidad de que haya componentes cíclicos comunes. Sin embargo, si al igual que  $C(1)$  el polinomio  $C^*(L)$  tiene rango reducido, entonces la parte cíclica de [5] sería combinación lineal de un número reducido de componentes cíclicos y, en ese sentido los ciclos serían comunes para las series  $y_t$ .

El objetivo es contrastar si las series presentan ciclos comunes y en caso afirmativo estimarlos. Para ello, utilizando la definición de ciclo dada en la ecuación [5] y la idea de Engle y Kozicki (1993) de cuándo una característica es común entre las variables, Vahid y Engle (1993) demuestran que si las primeras diferencias de un conjunto de variables  $I(1)$  presentan correlación serial, entonces, existirá una combinación lineal de las primeras diferencias de las variables que es una innovación (o sea no presenta correlación serial) sí y solo si los niveles de las series presentan ciclos comunes en [5].

Veámoslo con más detenimiento. Las primeras diferencias de  $y_t$  tienen la característica de presentar correlación serial como puede verse en [2]. Para que esta característica sea común en el sentido de Engle y Kozicki (1993) tendría que existir una combinación lineal de las primeras diferencias que fuese una innovación. Una combinación lineal de  $\Delta y_t$  que no presente correlación en [2] podría ser  $\tilde{\alpha}' \Delta y_t$ , pero para ello debería darse que:

$$[6] \quad \tilde{\alpha}' A(1) = 0 \quad \text{y} \quad \tilde{\alpha}' A_i^* = 0 \quad \forall i.$$

Es decir implicaría una serie de restricciones en la representación VECM dada en [2], ya que entonces  $\tilde{\alpha}' \Delta y_t = \tilde{\alpha}' \varepsilon_t$ .

Consideremos ahora la existencia de una matriz  $\tilde{\alpha}$  ( $N \times s$ ) que eliminase los componentes cíclicos de  $y_t$  en [5]. Para que esto fuese así, tendría que ocurrir que  $\tilde{\alpha}' C_i^* = 0$ ,  $\forall i \geq 0$ . Entonces, dada la definición de  $C_i^*$ , tendríamos que  $\tilde{\alpha}$  sería ortogonal a todas las matrices  $C_i$ 's (a excepción de  $C_0$ ) en [3]. Esto significaría que  $\tilde{\alpha}$  eliminaría toda la correlación serial del vector  $\Delta y_t$ . En términos matemáticos tendríamos que  $\tilde{\alpha}' \Delta y_t = \tilde{\alpha}' \varepsilon_t$ , con lo que la misma matriz  $\tilde{\alpha}$  que elimina la parte cíclica en la descomposición multivariante de Beveridge y Nelson (en [5]), también elimina la correlación serial de  $\Delta y_t$  en [2], o sea, es una matriz de características comunes en la terminología de Engle y Kocizki (1993).

Vahid y Engle (1993) demuestran que si existen  $s$  combinaciones lineales independientes de  $\Delta y_t$  que son ruido blanco, esas variables comparten  $(N-s)$  ciclos comunes en el modelo [5], con lo cual, de modo similar al trabajo de Stock y Watson (1988) es posible representar los componentes cíclicos de  $y_t$  en función de  $(N-s)$  perturbaciones aleatorias independientes, con lo se ha reducido de  $N$  a  $(N-s)$  la dimensionalidad del componente cíclico de  $y_t$ .

Un contraste de la existencia de ciclos comunes en [5], será (dada la definición de tendencia utilizada) un *test* para ver si la correlación serial en los elementos de  $\Delta y_t$  es común, por lo que consistirá en un contraste para ver si existe una combinación lineal de  $\Delta y_t$  que no sea predecible basándose en el conjunto de información de partida, o sea, que tenga correlación nula con el pasado de las variables objeto de análisis.

Engle y Kozicki (1993) plantean un marco general para contrastar si una característica presente en un conjunto de series temporales es común. El contraste consiste en determinar si una combinación lineal de las series no posee la característica analizada, a pesar de que las series por separado si la presenten. Para ello proponen una técnica de estimación basada en regresiones con variables instrumentales y derivan un estadístico con distribución conocida. Este marco general para contrastar la existencia de características comunes puede aplicarse al caso concreto de contrastar la existencia de correlación serial común.

Vahid y Engle (1993) proponen para estimar y contrastar el número de vectores de características comunes (combinaciones lineales de las variables que no presentan correlación serial) una modificación del test de significatividad de las menores correlaciones canónicas de Tiao y Tsay (1985).

Los vectores de características comunes serán las combinaciones lineales de  $\Delta y_t$  que tengan correlación canónica nula con las variables del lado derecho de la ecuación [2], es decir con  $w_t = \{ \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k+1}, \alpha' y_{t-1} \}$ . Esto es debido a que estas variables son las que capturan la correlación serial de  $\Delta y_t$ , puesto que,  $\varepsilon_t$  en el modelo [2] es un ruido blanco multivariante. Cada correlación canónica no significativa será una combinación lineal del vector  $\Delta y_t$  incorrelada con toda

combinación lineal de  $w_t$ , puesto que estará incorrelada con la combinación lineal que provee la máxima correlación ente  $\Delta y_t$  y  $w_t$ . Para una exposición detallada del análisis de correlaciones canónicas puede verse Cuadras (1991) y Hamilton (1994).

Hay que destacar que las relaciones de cointegración serán una combinación lineal de la parte cíclica de  $y_t$ , es decir, tendremos que  $\alpha' y_t = \alpha' C^*(L) \varepsilon_t$  puesto que  $\alpha' C(1) = 0$ , con lo que se pone de manifiesto la importancia de las relaciones de cointegración como generadores de ciclos.

La combinación lineal de las series formada con los vectores de características comunes será solamente combinación lineal de la parte tendencial. En términos matemáticos:

$$\tilde{\alpha}' y_t = \tilde{\alpha}' C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} \quad .$$

Una propiedad importante es que los vectores de la matriz  $\tilde{\alpha}$  deben ser linealmente independientes del espacio de cointegración. Esto es debido a que  $\tilde{\alpha}' y_t$  es  $I(1)$ , mientras que las combinaciones lineales de  $y_t$  en el espacio de cointegración sólo generan variables  $I(0)$ . Este hecho va a resultar fundamental a la hora de poder descomponer las variables en sus dos componentes. Como se muestra en Vahid y Engle (1993), una descomposición de las series especialmente sencilla se da cuando  $N = r + s$ .

Sabemos que los vectores de cointegración son linealmente independientes de los vectores de características comunes, y que si premultiplicamos [5] por  $\tilde{\alpha}$  se elimina el componente cíclico de  $y_t$ , mientras que  $\alpha$  elimina el componente tendencial de  $y_t$ , entonces, si apilamos  $\tilde{\alpha}'$  y  $\alpha'$  en una matriz  $A$  de orden  $(N \times N)$ :

$$A = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}'_{(s \times N)} \\ \alpha'_{(r \times N)} \end{bmatrix}$$

Esta matriz será de rango completo (pues los vectores que la componen son linealmente independientes), y por lo tanto tendrá inversa. Consideremos la siguiente partición de la inversa de A:

$$A^{-1} = \left[ \begin{array}{c|c} \tilde{\alpha}^{-} & \alpha^{-} \\ \hline N_{xs} & N_{xr} \end{array} \right]$$

La descomposición que proponen Vahid y Engle es:

$$[7] \quad y_t = A^{-1}A y_t = \tilde{\alpha}^{-}\tilde{\alpha}^{-} C(1) \sum_{i=0}^{\infty} \varepsilon_{t-i} + \alpha^{-}\alpha^{-} C^*(L)\varepsilon_t = y_t^p + y_t^c ,$$

donde  $y_t^p = \tilde{\alpha}^{-}\tilde{\alpha}^{-} y_t$  serán los componentes permanentes o tendenciales, mientras que  $y_t^c = \alpha^{-}\alpha^{-} y_t$  serán los componentes cíclicos de  $y_t$ .

Entre las propiedades de esta descomposición, aparte de tener en cuenta la posible presencia de ciclos comunes, se encuentra que es única, y además es posible obtenerla sin la necesidad de estimar el polinomio en el operador de retardos  $C(L)$ . Los ciclos comunes vendrán dados por  $\tilde{\alpha}^{-} y_t$ , siendo  $\tilde{\alpha}^{-}$  la matriz de pesos de los ciclos comunes.

#### 4. Análisis empírico

Debido a la dificultad de instrumentación e interpretación de las técnicas de análisis multivariante con un número elevado de variables se ha optado por realizar el análisis empírico con cinco países: Alemania y Francia como países representativos del centro de Europa, Estados Unidos dada su importancia en el ámbito internacional (pudiéndose además con su presencia determinar la existencia de un ciclo específicamente europeo), Gran Bretaña como país europeo importante, pero tradicionalmente cercano a la economía estadounidense, y finalmente España, nuestro principal foco de interés.

Los datos utilizados serán los productos reales per cápita. Los datos de producción son los mismos que se utilizaron en el primer capítulo de la tesis, es decir, proceden de la base de datos “*Main Economic Indicators*” de la OCDE; mientras que los de población se obtuvieron del FMI. En este tipo de trabajos es habitual utilizar datos per cápita, pues así, se consigue eliminar una fuente de crecimiento que no está relacionada con factores estrictamente económicos. Para evitar problemas de escala los datos de producción se transformaron mediante las PPPs del 90, publicadas por la OCDE. La periodicidad es trimestral y el periodo muestral abarca de 1970:1 a 1994:1. La representación gráfica de las cinco series de producción se encuentra en el apéndice 1.

En primer lugar, para realizar el análisis es necesario conocer el orden de integrabilidad de las series, por lo que se realizó este análisis para las distintas series mediante los conocidos contrastes de Dickey y Fuller (1979 y 1981). Al analizar los resultados, mostrados en los cuadros 1 y 2 del apéndice 2, se obtiene que es posible rechazar, para todas las variables, la hipótesis de dos raíces unitarias, mientras que no es posible rechazar para ninguna ellas que su orden de integración es uno. Por lo tanto, se concluyó que todas las variables objeto de análisis son  $I(1)$ <sup>38</sup>.

---

<sup>38</sup> Generalmente el producto real español se modeliza como  $I(1)$  con tendencias segmentadas en media, esto generalmente se realiza como alternativa a modelizarlo como  $I(2)$ . Sin embargo para el periodo muestral analizado y con datos per cápita claramente se puede rechazar la hipótesis de dos raíces unidad.

Antes de determinar el rango de cointegración se debe establecer el número de retardos a incluir en el modelo [1]. Mediante contrastes de razón de verosimilitud se determinó que el orden del VAR se aproxima bien con cuatro retardos. Este, es un número de retardos que no agota los grados de libertad y es lo suficientemente elevado como para poder captar la dinámica de las variables. Los resultados y el contraste utilizado para la determinación del número de retardos se muestran en el apéndice 3.

Una vez determinado el orden de integración de las series y el número de retardos apropiado, se procedió a determinar si existen relaciones de cointegración entre las variables. Para ello se utilizó el método de máxima verosimilitud desarrollado por Johansen (1988 y 1991) y Johansen y Juselius (1990). La necesidad de contrastar el orden de integración de las series, se debe a que este método presupone que las series objeto de análisis son  $I(1)$  o  $I(0)$ .

Este método toma como referencia el modelo [2] y a partir de él plantea dos tipos de contrastes para determinar el rango del espacio de cointegración, que coincide con el rango de  $A(1)$ , matriz que recoge los parámetros de largo plazo del modelo.

El teorema de representación de Granger garantiza que bajo cointegración la matriz de largo plazo  $A(1)$  tiene rango reducido y se puede factorizar como  $A(1) = \delta\alpha'$ , con  $\delta$  y  $\alpha$  matrices de orden  $(N \times r)$ , siendo  $N$  el número de variables y  $r$  el número de relaciones de cointegración. Las columnas de  $\alpha$  la forman los vectores de cointegración, mientras que las filas de  $\delta$  indican el efecto de los vectores de cointegración en la dinámica de las variables del sistema.

Contrastar el número de vectores de cointegración consistirá en determinar el número de columnas linealmente independientes en  $A(1)$ . Para ello Johansen (1988) propone dos contrastes basados en el principio de la ratio de verosimilitud<sup>39</sup>:

---

<sup>39</sup> Los  $\hat{\lambda}_i$  son los autovalores a los que hace referencia el teorema 1 en Johansen (1988) pagina 233.

$$LR_{\text{traza}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{y} \quad LR_{\text{max}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}).$$

En el contraste  $LR_{\text{traza}}$  se plantea como hipótesis nula la existencia de un máximo de  $r$  vectores de cointegración frente a la alternativa de que existen  $r = N$ . Mientras que en el contraste  $LR_{\text{max}}$  la hipótesis nula consiste en la existencia de  $r$  vectores de cointegración frente a la alternativa de que existen  $(r+1)$ .

La distribución asintótica de estos estadísticos depende de cuales sean los componentes deterministas en el modelo VECM, y la cuestión de decidir que componentes deterministas incluir en el VECM no es trivial. En Johansen (1992) se sugiere la necesidad de determinar conjuntamente el rango de cointegración junto con los componentes deterministas a incluir en el modelo [2], por lo que, propone proceder según el llamado principio de Pantula, es decir, comenzando la secuencia de contrastes con la alternativa más restrictiva.

En este trabajo se seguirá esta estrategia y se considerarán tres posibilidades en cuanto a la presencia de componentes deterministas en el VECM: en primer lugar (modelo 1) que el único componente determinista sea una constante en el espacio de cointegración; en segundo lugar, se acepta la posibilidad de que en el modelo VECM haya una constante no restringida al espacio de cointegración (modelo 2), con lo que se está permitiendo la existencia de una tendencia lineal en los niveles de las variables del modelo; como tercera alternativa, se considera, además de la constante no restringida, la existencia de una tendencia lineal en el espacio de cointegración (modelo 3). En primer lugar se contrastará la hipótesis más restrictiva ( $r = 0$  en el modelo 1), en segundo lugar  $r = 0$  en el modelo 2, y así sucesivamente hasta la última y menos restrictiva, es decir,  $r = N-1$  en el modelo 3.

En una primera aproximación, se contrastó la existencia de relaciones de cointegración entre las cinco series de producción per cápita. Los estadísticos indicaban la presencia de tres relaciones de cointegración, pero también se puso

---

de manifiesto la no normalidad de los residuos del VECM, y los contrastes propuestos por Johansen presuponen que los residuos son gaussianos. La no normalidad detectada, estaba asociada a la presencia de exceso de curtosis en las ecuaciones del Reino Unido y Estados Unidos. Por lo tanto, para corregir este problema se volvió a contrastar la existencia de cointegración incluyendo seis variables ficticias en el VECM. Estas variables tomarán el valor uno en los periodos en los que había residuos de tamaño cercano o superior a tres desviaciones estándar. Concretamente, estas fechas son: 73:1, 74:1, 78:2, 79:2, 80:2, y 92:1. La mayoría de estos valores atípicos están situados en fechas cercanas a los dos grandes *shocks* en los precios del petróleo.

La conveniencia de introducir estas variables en el modelo es apoyada por el significativo incremento en los  $R^2$  de las cinco ecuaciones del modelo. Adicionalmente, los residuos del nuevo modelo no presentan problemas de normalidad ni de autocorrelación.

Los resultados de los contrastes de cointegración se muestran en el cuadro número 1. Los valores críticos para contrastar estas hipótesis han sido tabulados por Johansen y Juselius (1990).

**CUADRO 1:** *Análisis de cointegración.*

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
$H_0 : r = 0$	LR <sub>max</sub> = 41.94* LR <sub>trace</sub> = 111.43*	LR <sub>max</sub> = 37.55* LR <sub>trace</sub> = 87.18*	LR <sub>max</sub> = 39.94* LR <sub>trace</sub> = 111.24*
$H_0 : r = 1$	LR <sub>max</sub> = 29.72* LR <sub>trace</sub> = 69.49*	LR <sub>max</sub> = 26.51* LR <sub>trace</sub> = 49.63*	LR <sub>max</sub> = 37.21* LR <sub>trace</sub> = 71.30*
$H_0 : r = 2$	LR <sub>max</sub> = 23.05* LR <sub>trace</sub> = 39.77*	LR <sub>max</sub> = 16.96* LR <sub>trace</sub> = 23.12	LR <sub>max</sub> = 19.69* LR <sub>trace</sub> = 34.09
$H_0 : r = 3$	LR <sub>max</sub> = 16.31* LR <sub>trace</sub> = 16.72	LR <sub>max</sub> = 5.94 LR <sub>trace</sub> = 6.16	LR <sub>max</sub> = 12.31 LR <sub>trace</sub> = 14.41
$H_0 : r = 4$	LR <sub>max</sub> = 0.41 LR <sub>trace</sub> = 0.41	LR <sub>max</sub> = 0.22 LR <sub>trace</sub> = 0.22	LR <sub>max</sub> = 2.09 LR <sub>trace</sub> = 2.09

\* Denota rechazo al 10% .

Los resultados del cuadro 1 indican que en base al estadístico LR<sub>traza</sub> aceptaríamos la hipótesis de que el rango de cointegración es dos, mientras que

basándonos en el estadístico  $LR_{max}$  se aceptaría que el número de vectores de cointegración es tres. Los dos estadísticos coinciden en cuanto a la elección de los componentes deterministas: el modelo 2 es el adecuado. Sin embargo, difieren en cuanto al número de relaciones de cointegración significativas y lógicamente este es un punto importante, pues todo el análisis estará condicionado al número de vectores de cointegración considerados significativos.

Tal como se argumentó en la sección anterior, si existiesen  $r$  vectores de cointegración, para poder realizar la descomposición propuesta por Vahid y Engle (1993) se necesitaría la presencia de  $N-r$  correlaciones canónicas no significativas, lo cual implicaría la existencia de  $r$  ciclos comunes a los cinco países.

Por lo tanto, si aceptásemos la existencia de dos vectores de cointegración, en su caso, sólo se podrían detectar dos ciclos comunes, mientras que si se aceptara la existencia de una tercera relación de cointegración, tal como indica el estadístico  $LR_{max}$ , se podrían detectar tres ciclos comunes en lugar de dos, hecho que implicaría menores restricciones en los componentes cíclicos y permitiría una mayor divergencia de los ciclos de cada país. Por lo tanto, para los fines de este capítulo parece más adecuado fijar el rango de cointegración en tres.

Adicionalmente, el análisis gráfico de las relaciones de cointegración, mostradas en el apéndice 4, parece mostrar que las tres primeras relaciones de cointegración son estacionarias, mientras que la cuarta tiene un componente tendencial y la quinta presentar mayor persistencia, por lo que la cuarta y quinta relación parecen no ser estacionarias. Así, mediante la inspección visual de las relaciones de cointegración se aceptaría la existencia de tres vectores de cointegración significativos, tal como indica el estadístico  $LR_{max}$ . También apoya esta elección el hecho de que los dos mayores autovalores de la matriz de acompañamiento estén muy cercanos a uno, resultado que es consistente con la presencia de dos tendencias estocásticas en el sistema.

**CUADRO 2**

Autovalores(modulo) de la matriz de acompañamiento
0.99
0.99
0.92
0.92
0.90

Una vez determinado el rango del espacio de cointegración, el VECM fue reestimado con los vectores de cointegración significativos, para proceder a realizar el análisis de correlaciones canónicas que nos permitirá detectar la presencia de componentes cíclicos comunes. En el apéndice 5 se muestran los vectores de cointegración estimados y una serie de contrastes de especificación del modelo.

Siguiendo la metodología propuesta en Vahid y Engle (1993), se efectuó un análisis de correlaciones canónicas entre el vector de variables  $\Delta y_t$  y el conjunto de variables del lado derecho en el VECM estimado ( $w_t$ ), es decir, el pasado relevante para las variables objeto de análisis.

Realmente se contrastará si existe alguna combinación lineal de las primeras diferencias de las variables que no esté incorrelada con el pasado relevante definido por  $w_t$ , pues cada correlación canónica nula representa una combinación lineal de  $\Delta y_t$  incorrelacionada con toda combinación lineal del lado derecho de la ecuación [2]; pues está incorrelacionada con la combinación lineal que provee la máxima correlación entre  $\Delta y_t$  y  $w_t$ , siendo  $w_t = \{ \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k+1}, \alpha'y_{t-1} \}$ . Los vectores asociados a correlaciones canónicas no significativas representarán combinaciones de  $\Delta y_t$  incorreladas con el conjunto de información pasado. Por lo tanto serán, en la terminología de Engle y Kozicki (1993), vectores de características comunes que eliminan la correlación serial de  $\Delta y_t$ , así

como el componente cíclico de  $y_t$  en [5]. El número de estos vectores determinará el rango del espacio de características comunes.

Los resultados del análisis de correlaciones canónicas se muestran en el cuadro 3, mientras que en el apéndice 6 se encuentra el estadístico empleado así como la distribución de éste bajo la hipótesis nula.

Los resultados mostrados en el cuadro 3 indican claramente que las tres mayores correlaciones canónicas son significativas, mientras que las dos menores no lo son. Por lo tanto, se aceptará la existencia de dos correlaciones canónicas no significativas, lo cual implica la presencia de tres componentes cíclicos comunes a los cinco países. El hecho de que el rango del espacio de cointegración (dos) y el rango del espacio de características comunes (tres) coincida con la dimensión del sistema (cinco), permite obtener la descomposición que proponen Vahid y Engle (1993).

CUADRO 3: *Análisis de correlaciones canónicas.*

Hipótesis nula	Correlaciones canónicas (al cuadrado)	Nivel de significación.
Las correlaciones corriente y menores son nulas	0.8332	$7.26e^{-22}$
Las correlaciones corriente y menores son nulas	0.5766	$5.05e^{-7}$
Las correlaciones corriente y menores son nulas	0.3794	$6.93e^{-3}$
Las correlaciones corriente y menores son nulas	0.3402	0.09
Las correlaciones corriente y menores son nulas	0.1703	0.64

Una vez determinado el rango de cointegración y el del espacio de características comunes, se procedió a apilar los vectores de características comunes y los vectores de cointegración en la matriz A, invertirla y posteriormente, tal como se describe en la sección anterior, obtener las estimaciones de los distintos componentes cíclicos y tendenciales.

**CUADRO 4:** *Matriz A (base de los espacios de cointegración y características comunes)*

<u>GBR</u>	FRG	FRA	ESP	USA
0.132	-0.166	-0.872	0.421	-0.125
0.197	-0.176	0.207	0.018	-0.941
7.580	3.248	-2.489	-4.085	-4.330
1.412	-4.837	-1.431	0.557	1.950
2.577	-1.462	4.230	-0.141	-3.734

La presentación de los resultados de la estimación de los distintos componentes se iniciará con el gráfico 1, en el que se encuentran los componentes tendenciales de los cinco países. En este gráfico se aprecia que el componente tendencial de todas las economías parece estar dominado por el comportamiento del PIB estadounidense. También se observa que la tendencia de la economía española es muy volátil; éste es un resultado típico de los métodos de obtención del ciclo basados en la descomposición de Beveridge y Nelson (1981).

**Gráfico 1: Componentes tendenciales**

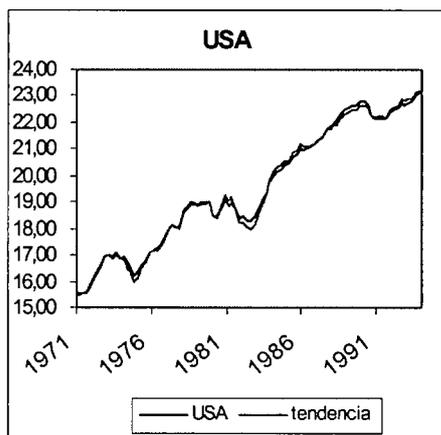
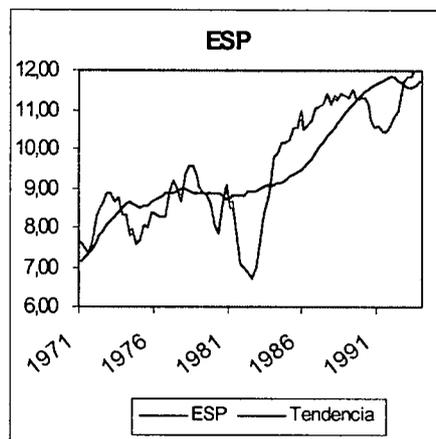
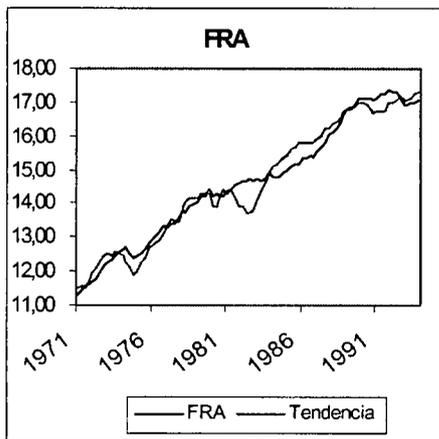
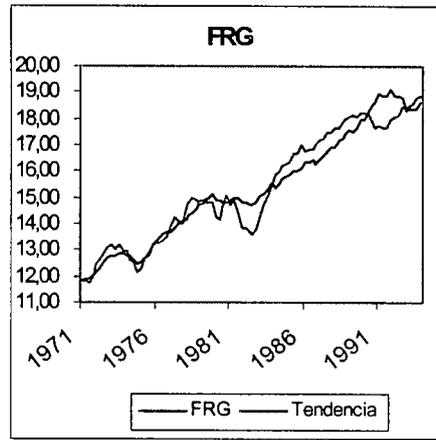
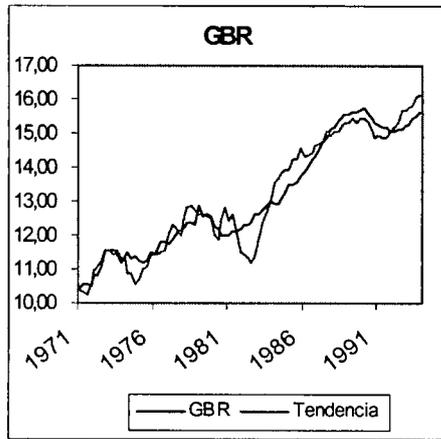
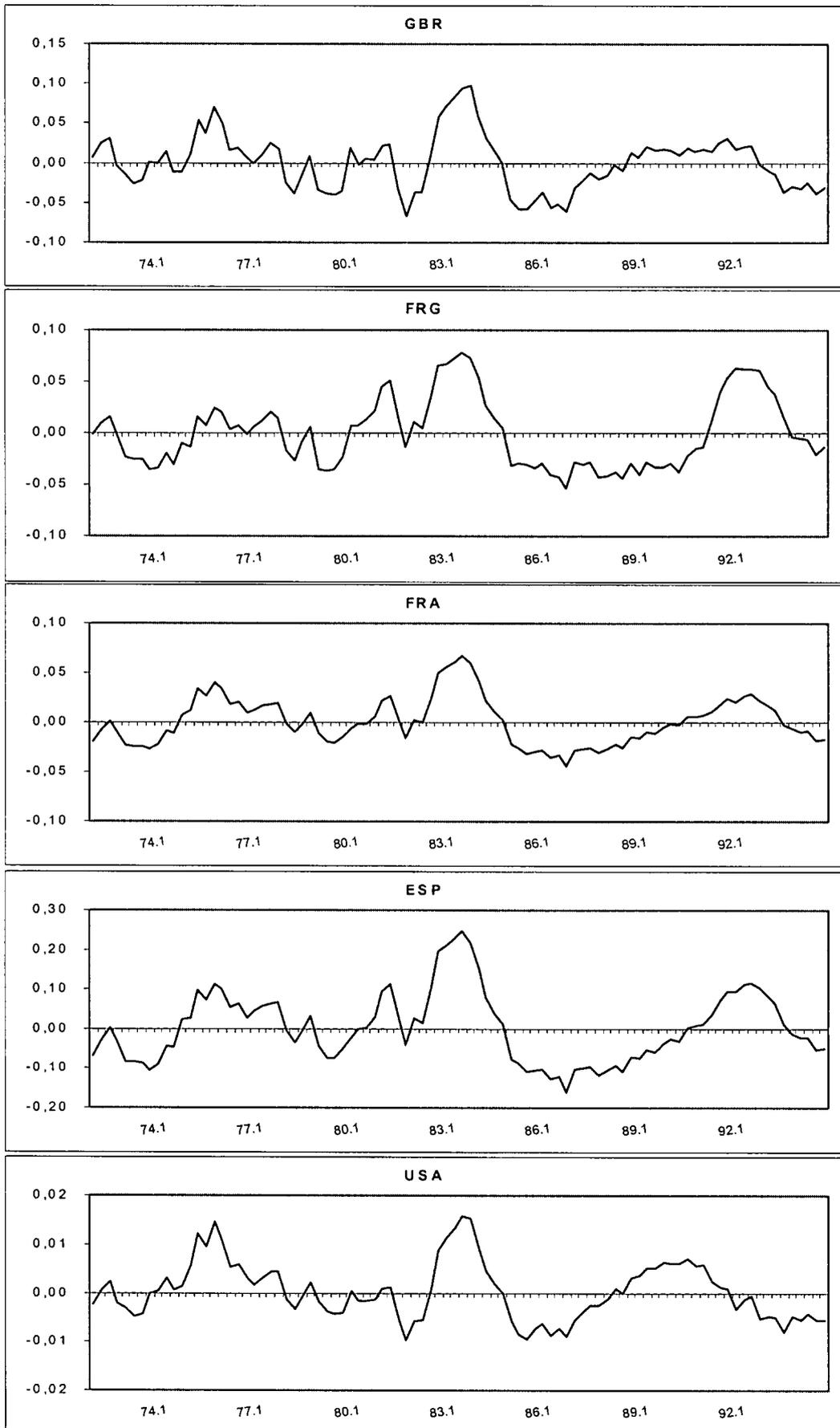


Gráfico 2: Ciclos de cada país.



Como puede verse en el gráfico 2, los ciclos de los cinco países muestran un comportamiento muy similar. Este hecho se aprecia mejor en el cuadro 5, en el que se presentan las correlaciones entre los ciclos de las distintas economías.

Los resultados mostrados en el cuadro 5, ponen de manifiesto que las correlaciones entre los ciclos de los países europeo-continentales son muy altas, reflejando un comportamiento cíclico muy similar. El ciclo del Reino Unido se muestra más cercano al ciclo estadounidense, pues presenta la correlación más alta con USA. Sin embargo, las correlaciones del ciclo de GBR con los restantes países europeos son más altas que las de USA con estos, reflejando que su ciclo no está desligado del resto de países europeos. Estos resultados coinciden con los obtenidos en otros estudios, donde se manifiesta la gran coordinación entre los ciclos británico y estadounidense.

**CUADRO 5:** *Correlaciones entre los ciclos estimados.*

	GBR	FRG	FRA	ESP	USA
GBR	1.00				
FRG	0.62	1.00			
FRA	0.82	0.88	1.00		
ESP	0.75	0.93	0.98	1.00	
USA	0.91	0.32	0.69	0.57	1.00

Estos resultados parecen reflejar la existencia de un ciclo europeo (mostrado por las altas correlaciones dentro de Europa), del que no está desconectada la economía británica, a pesar de su mayor cercanía al ciclo americano. También se puede inferir la existencia de un cierto componente mundial en el ciclo económico, pues todos los países presentan correlaciones positivas. Además, en los gráficos se observa que en todos los países es captada la llamada recesión global de los noventa, en la que entra en primer lugar la economía americana, corroborando la idea de que el ciclo americano va adelantado respecto a las economías europeas.

Este tipo de resultados, es decir, correlaciones cíclicas positivas entre las distintas economías y más altas dentro de Europa, se han obtenido en numerosos estudios, en los que los componentes cíclicos se obtienen con métodos univariantes; como ejemplo véase el primer capítulo de la tesis.

Una ventaja del método utilizado en este capítulo para descomponer las series en ciclo y tendencia, es que proporciona una estimación de los componentes cíclicos comunes presentes en los ciclos de las distintas series, pues hay que recordar que el ciclo de cada variable es una combinación lineal de tres componentes cíclicos, los tres ciclos comunes estimados. Con otros métodos también se capta la posible presencia de componentes comunes en los ciclos (como muestran las correlaciones positivas), pero no es posible estimar estos componentes ni, por tanto, determinar qué factores han podido causar esa correlación positiva.

Al utilizar la descomposición de Vahid y Engle (1993), se ha estimado el espacio de características comunes, por lo que es posible obtener una estimación de los componentes cíclicos comunes, así como una matriz de pesos que nos indicarán como afectan esos componentes cíclicos comunes a los ciclos de los distintos países<sup>40</sup>.

Para determinar cómo afectan estos tres componentes a los ciclos de los distintos países se muestra a continuación, en el cuadro 6, la matriz de pesos de los tres componentes cíclicos comunes.

**CUADRO 6:** *Matriz de pesos de los ciclos comunes.*

	1 <sup>er</sup> ciclo común	2 <sup>o</sup> ciclo común	3 <sup>er</sup> ciclo común
GBR	0.064	-0.014	0.285
FRG	-0.005	-0.242	0.238
FRA	-0.042	-0.060	0.228
ESP	-0.107	-0.208	0.499
USA	0.003	0.025	0.075

<sup>40</sup> Los ciclos comunes vendrán dados por  $\alpha'Y_t$ , mientras que la matriz de pesos viene dada por  $\alpha'$ .

De la observación del cuadro número 6, se infiere que el primer ciclo común es el responsable de que los países europeo-continetales muestren un comportamiento ligeramente distinto al de los otros dos países (GBR y USA) y similar entre ellos. Podríamos decir en este sentido que el primer ciclo común es un ciclo europeo-continental, pues afecta a los países europeo-continetales con signo opuesto al de GBR y USA.

El segundo ciclo común afecta en el mismo sentido a todos los países europeos, incluido el Reino Unido. Todos ellos presentan signos negativos en el peso del segundo ciclo común. Por lo tanto, podría considerarse que es un componente cíclico europeo, pues afecta de forma asimétrica a los Estados Unidos.

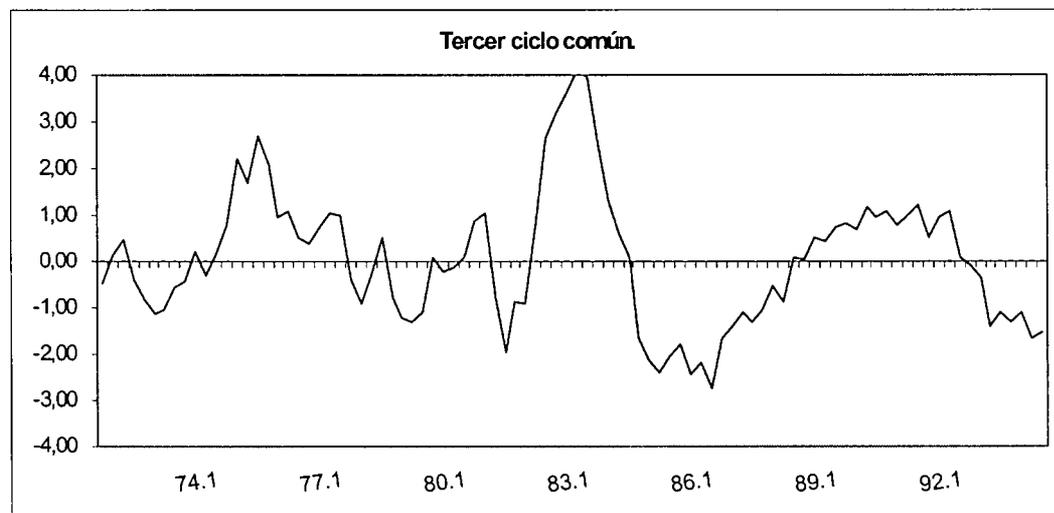
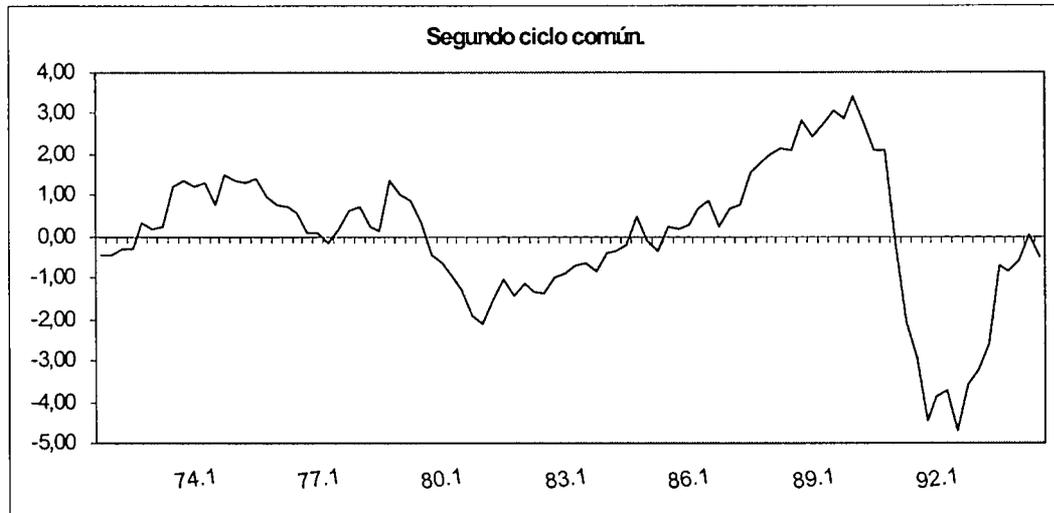
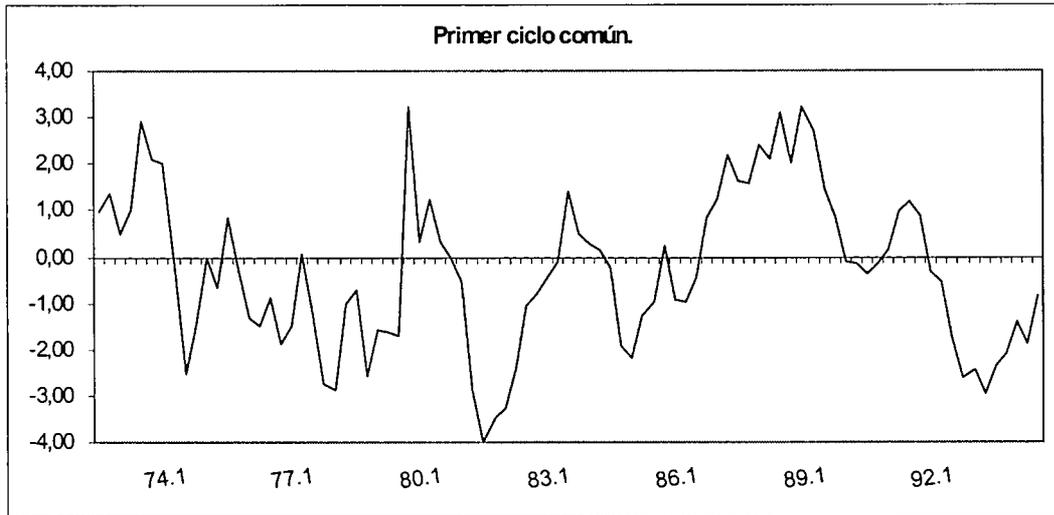
Por último, los signos de los pesos del tercer ciclo indican que este componente afecta a todos los países de forma simétrica, por lo que se le denominará componente cíclico o ciclo mundial. Este tercer ciclo común es el causante de que los ciclos de todos los países estén positivamente relacionados, resultando coherente con los resultados de estudios previos, en los que se detecta la existencia de un componente cíclico a nivel mundial.

A continuación se presentarán, en el gráfico 3, los tres ciclos comunes, denominados en el texto: ciclo europeo-continental, ciclo europeo y ciclo mundial.

Como ya se mencionó, el ciclo de cada país es una combinación lineal de los tres componentes cíclicos comunes. Los coeficientes de esa combinación lineal vienen dados por la matriz de pesos mostrada en el cuadro 6. Por tanto, el que un país esté en una recesión vendrá determinado por el comportamiento conjunto de sus tres componentes cíclicos.

A modo de resumen, en el cuadro 7 se mostrará la aportación, en porcentaje, de cada uno de los tres ciclos comunes en la formación del ciclo de cada país

**Gráfico 3: Los Ciclos Comunes.**



**CUADRO 7:** *Aportaciones medias (en porcentaje) de cada uno de los ciclos comunes al ciclo de cada país.*

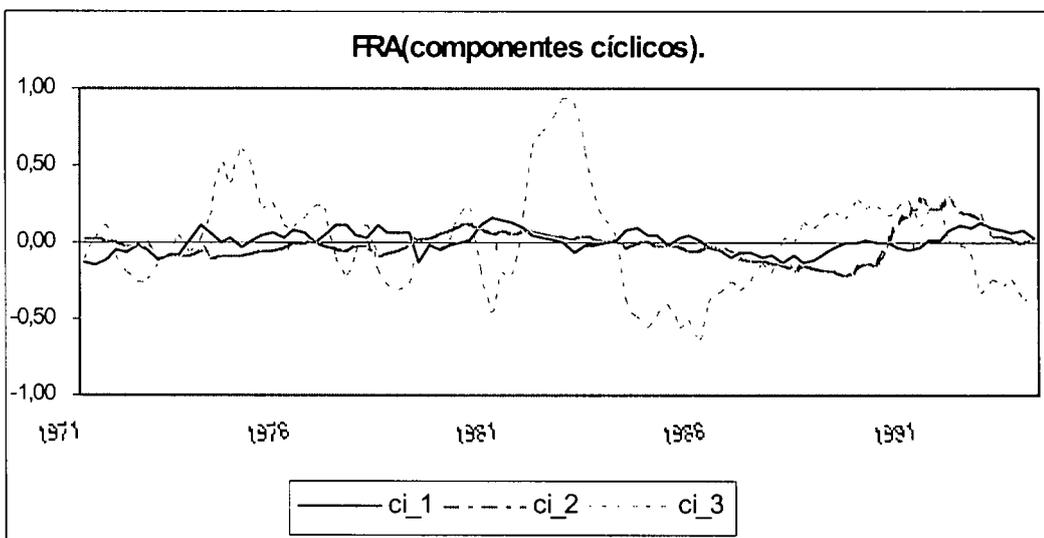
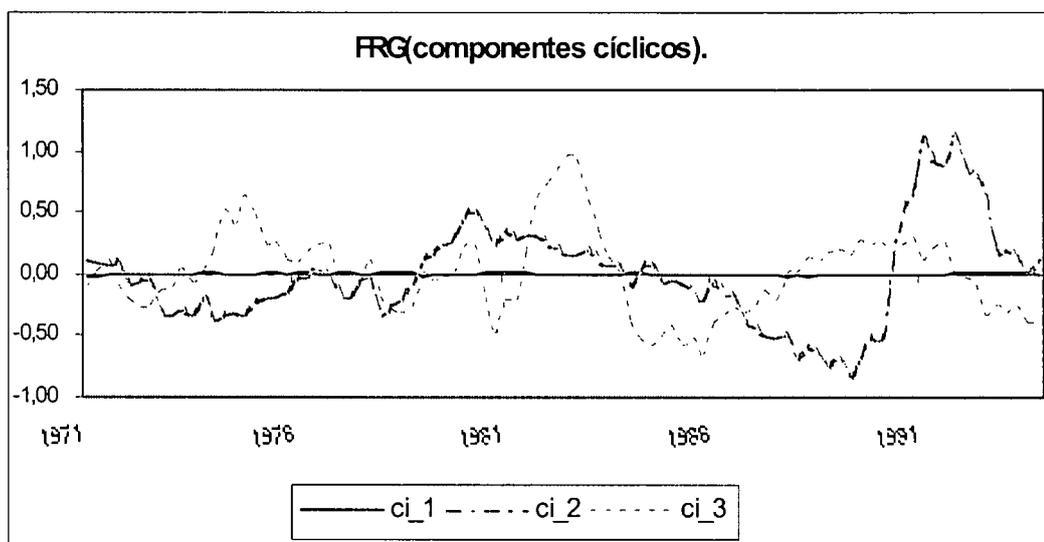
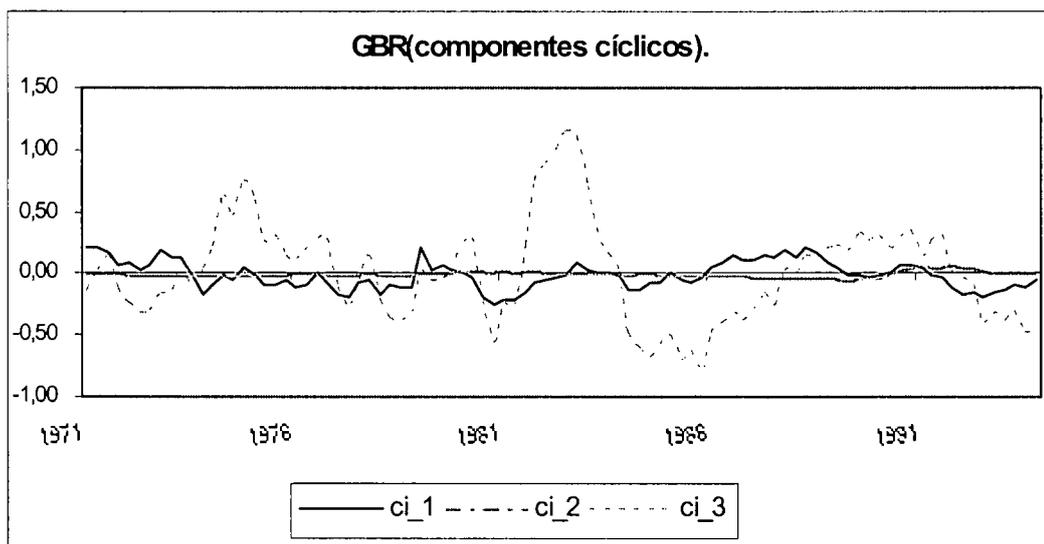
	GBR	FRG	FRA	ESP	USA
1 <sup>er</sup> ciclo común	27.29	1.70	18.94	18.92	5.51
2 <sup>o</sup> ciclo común	5.56	49.54	21.55	27.54	29.82
3 <sup>er</sup> ciclo común	67.13	48.75	59.49	53.52	64.65

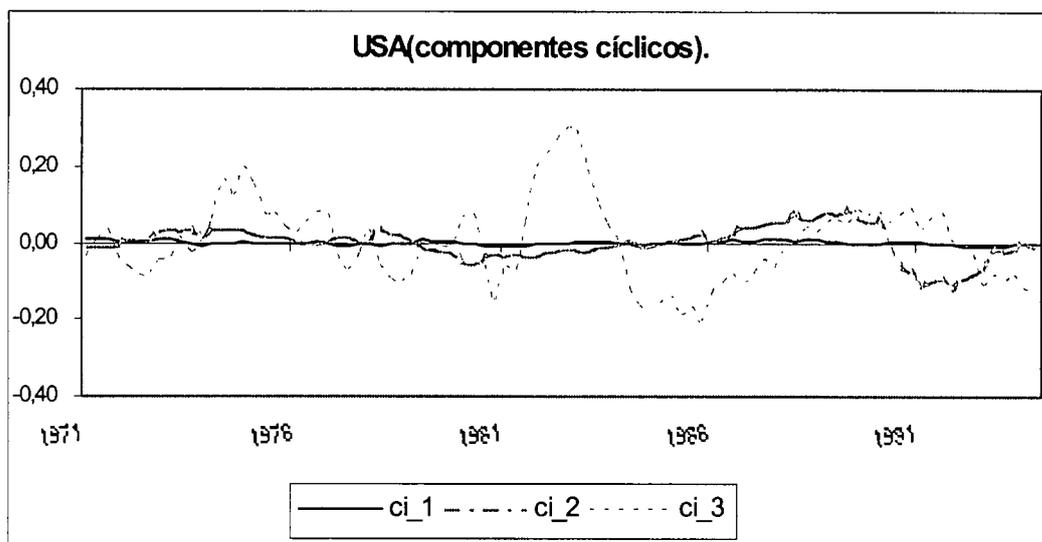
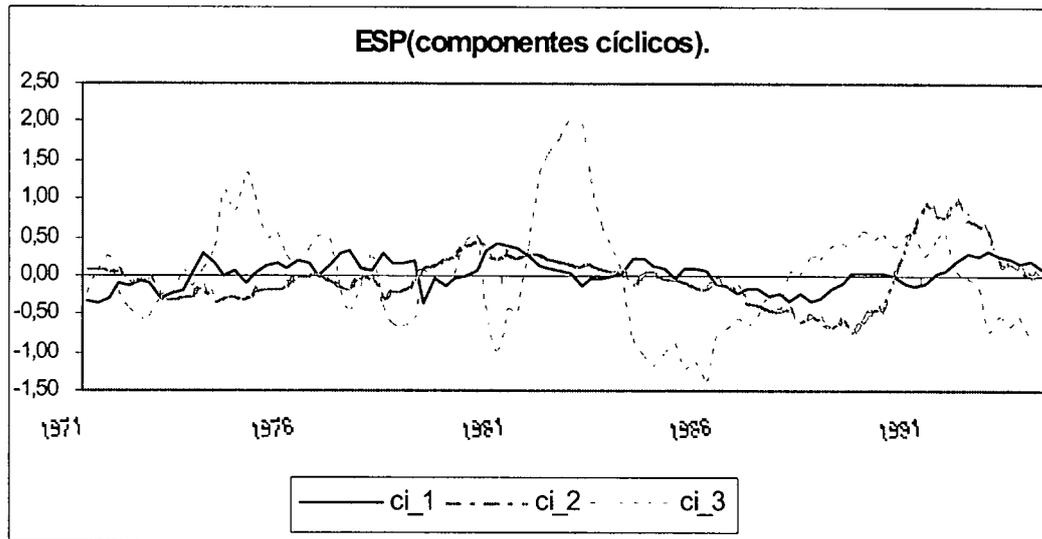
En este cuadro se aprecia que los ciclos de los cinco países son principalmente explicados por el tercer ciclo común, el ciclo mundial. Este ciclo explica porcentajes superiores al 50% de los ciclos nacionales. El segundo ciclo común es muy importante para el ciclo de Alemania (49,5%), en menor medida para el resto de países, y aún es mucho menor su aportación al ciclo de la economía británica. Por su parte, el primer ciclo común es el que menos aporta en la explicación de los ciclos nacionales, sobre todo en USA y Alemania, donde sólo explica un 1.7% y un 5.5% respectivamente. Estos resultados indican que el ciclo llamado eurpeo-continental, parece ser más bien un ciclo que afecta de forma asimétrica al Reino Unido por un lado y a Francia y España por otro.

La importancia en el tiempo de cada uno de los tres ciclos comunes en el ciclo de cada país se muestra en los gráficos siguientes, donde el ciclo de cada país se descompone en tres componentes cada uno causado por uno de los tres ciclos comunes estimados.

En estos gráficos se descompone el ciclo de cada país en tres componentes, asociados cada uno de ellos a los tres ciclos comunes estimados. Por ejemplo, en el gráfico de España, la serie *ci\_1* es el componente del ciclo español que es causado por el primer ciclo común, *ci\_2* será el componente causado por el segundo ciclo común y *ci\_3* por el tercero. Por supuesto, el ciclo de cada país vendrá dado por la suma de esos tres componentes. En estos gráficos puede apreciarse la contribución de cada uno de los tres componentes a las recesiones de cada país. Por ejemplo, como puede verse en los gráficos de los países europeo-continentales, su ciclo en los años 90 se ve afectado por fuerzas

**Gráfico 4: Componentes cíclicos de cada país**





opuestas. El componente cíclico causado por el tercer ciclo común ( $ci_3$ ), o componente cíclico mundial, estaría llevando a los países europeos a una recesión, de no ser por el comportamiento del primer y segundo ciclo común. El resultado combinado de estas fuerzas resulta en que sus economías entren en la recesión de los noventa más tardíamente que la economía estadounidense y británica.

A la hora de interpretar y buscar explicaciones a los tres ciclos comunes estimados, se realizará en la sección siguiente un análisis estadístico al estilo del desarrollado en el trabajo de Karras y Song (1996), en el que, mediante un análisis de regresiones, se pretende encontrar variables que ayuden a explicar el ciclo económico.

En principio, antes de acometer el análisis formal, podrían asociarse los dos primeros ciclos comunes con alguna característica económica específicamente europea. Un claro candidato a explicar este ciclo específico europeo puede ser el sistema monetario europeo, del cual está más desligado GBR, lo que explicaría el poco peso del segundo ciclo común en el ciclo de la economía británica. Otro tipo de variables candidatas a explicar los dos primeros ciclos podrían ser variables que reflejasen un diferencial de competitividad entre los países europeos y USA y GBR, como podría ser el diferencial de tipos de interés o de inflación entre Alemania y Estados Unidos.

El tercer ciclo común, el llamado ciclo mundial, que afecta a todos los países de forma simétrica, no tiene, *a priori*, un claro candidato que lo explique. Podría ser explicado por *shocks* de oferta comunes que presentan efectos cíclicos o *shocks* de demanda globales, como podría ser el estado de los mercados de capitales mundiales o estar reflejando el efecto locomotora de la economía estadounidense para el resto de países.

## 5. ¿Qué factores causan los ciclos comunes?

En esta sección no se pretende explicar completamente los tres ciclos comunes estimados, sino, tratar de corroborar las intuiciones existentes sobre los factores que pueden estar detrás de ellos.

Los resultados de la sección anterior apuntan que los componentes cíclicos de las cinco economías analizadas están positivamente relacionados. Buena parte de esta asociación positiva se debe a la presencia de un componente cíclico común que afecta de forma simétrica a todos los países, el tercer ciclo común. Sin embargo, también se detectó la existencia de dos componentes cíclicos que afectan de forma asimétrica a los distintos países, resultando esto en una mayor asociación entre los ciclos de los países europeos.

En principio, estos resultados parecen tener una clara intuición, los ciclos en el ámbito internacional están positivamente relacionados, ya sea por lazos económicos o porque los *shocks* que afectan a las distintas economías son comunes. Adicionalmente, los ciclos de los países europeos presentan una mayor asociación, reflejo evidente de su proximidad económica y geográfica.

Con el fin de detectar variables con poder explicativo sobre los tres ciclos comunes estimados y que nos den una intuición sobre factores individuales que ayuden a explicar la existencia de esos componentes cíclicos comunes, se realizará un análisis de regresión.

Entre las variables candidatas a explicar el primer ciclo común o ciclo europeo-continental, se incluirían, en el análisis de regresión, variables que representen características diferenciales entre los países europeo-continentales y los países anglosajones. Dentro de estos dos bloques de países parece lógico suponer que Alemania y USA lideran respectivamente los dos bloques de países. Por lo tanto, se incluirán variables como el diferencial de inflación entre USA y FRG, los diferenciales de tipo de interés o el tipo de cambio del marco frente al dólar; variables que pueden reflejar diferencias de competitividad entre ambos grupos de países.

En cuanto al segundo ciclo, el ciclo europeo, debería estar causado por variables que reflejen una característica específica de Europa, como puede ser el papel del SME, o el comercio intracomunitario o incluso ser el reflejo del liderazgo de Alemania dentro de Europa, tal como parece indicar la gran importancia que tiene el segundo ciclo común en el ciclo alemán. Por lo tanto se incluirán variables que reflejen el nivel de actividad en Alemania y el grado de comercio europeo, así como el tipo de interés alemán.

En cuanto al tercer ciclo común, o ciclo mundial, podría indicar la existencia de *shocks* de oferta comunes o simplemente reflejar que las economías comparten un marco económico común y por tanto están relacionadas. En definitiva, cualquier variable que proporcione información sobre el estado de la economía mundial podría ser significativa, por lo tanto, se incluirán variables como los tipos de interés estadounidenses, o el precio del petróleo; o bien, si se acepta la hipótesis de que la economía americana lidera la economía mundial, cualquier variable que pueda reflejar el efecto locomotora de USA como, por ejemplo, sus importaciones o su PIB.

Por lo tanto, se efectuará un análisis de regresión, para cada ciclo común, respecto a un conjunto de variables entre las que se incluirán: el tipo de cambio del marco respecto al dólar, los tipos de cambio de las monedas europeas frente al marco, el PIB, inversión, exportaciones e importaciones de USA y FRG. También se incluirán las exportaciones e importaciones de los países europeos, como reflejo del comercio comunitario y, adicionalmente, el diferencial de tipos de interés y de inflación entre USA y FRG.

Las variables utilizadas son las mismas que se utilizaron en el primer capítulo de la tesis. Un resumen de los resultados se presenta en el cuadro siguiente, en el que se muestran los resultados de las variables que resultaron significativas al cinco por ciento.

De los resultados del cuadro 8 se infiere que, en general, las variables de los países europeos suelen ser significativas respecto a los dos primeros ciclos, mientras que las variables de Estados Unidos lo son respecto al tercer ciclo. Por

lo tanto, la primera impresión concuerda con las ideas que se tenían sobre los tres ciclos comunes, los dos primeros debían estar relacionados con variables europeas y el tercer ciclo, o ciclo mundial, estar dominado por las variables de la economía estadounidense.

El mayor número de variables significativas se encontró en el primer ciclo común; prácticamente todas las variables europeas resultan significativas, sin embargo, ninguna de ellas explica un porcentaje especialmente elevado, con la única excepción de las importaciones españolas. Este último resultado parece sorprendente dado el tamaño de la economía española, no obstante, hay que recordar que el primer ciclo común explica un porcentaje muy reducido de los ciclos estadounidense y alemán.

**CUADRO 8:** Variables con poder explicativo sobre los ciclos comunes

	1 <sup>er</sup> Ciclo común (o ciclo europeo-continental)	2 <sup>o</sup> Ciclo común (o ciclo europeo)	3 <sup>er</sup> Ciclo Común (o ciclo mundial)
P_petróleo			$\alpha = 0.000$ $R^2 = 0.39$
PIB_USA			$\alpha = 0.000$ $R^2 = 0.33$
PIB_FRG	$\alpha = 0.021$ $R^2 = 0.12$		
M_USA			$\alpha = 0.011$ $R^2 = 0.14$
M_FRG	$\alpha = 0.008$ $R^2 = 0.15$	$\alpha = 0.022$ $R^2 = 0.12$	
TC(marco/dólar)	$\alpha = 0.013$ $R^2 = 0.14$		
Diferencial de tipo de interés	$\alpha = 0.009$ $R^2 = 0.10$		
Diferencial de inflación	$\alpha = 0.043$ $R^2 = 0.10$		
FBK_USA			$\alpha = 0.000$ $R^2 = 0.33$
FBK_FRG	$\alpha = 0.006$ $R^2 = 0.15$		
M_GBR	$\alpha = 0.004$ $R^2 = 0.16$	$\alpha = 0.022$ $R^2 = 0.12$	
M_FRA	$\alpha = 0.004$ $R^2 = 0.16$		
M_ESP	$\alpha = 0.000$ $R^2 = 0.35$	$\alpha = 0.032$ $R^2 = 0.11$	
TC(libra/marco)	$\alpha = 0.011$ $R^2 = 0.14$		

\* Las regresiones incluyen una constante y cuatro retardos de la variable explicativa, que aparece en la primera columna.  $\alpha$  indica el nivel de significación de la hipótesis de que el conjunto de retardos de la variable explicativa es cero. Todas las variables explicativas se tomaron en primeras diferencias, excepto las variables que reflejan un diferencial, es decir el diferencial entre tipos de interés e inflación entre USA y FRG.

En cuanto al segundo ciclo común, tampoco se encuentran variables con gran poder explicativo, ni siquiera resulta significativo el PIB alemán, a pesar de que este segundo ciclo común explica el 49% del ciclo alemán.

Los resultados más claros se dan para el tercer ciclo común. Tanto el PIB como la inversión y las importaciones estadounidenses resultan significativas y, además, con unos  $R^2$  significativamente más elevados que en los dos ciclos comunes anteriores. Adicionalmente, la variable con mayor poder explicativo resultó ser el precio del petróleo, con un  $R^2$  de 0.39. Por lo tanto, estos resultados indican que el comportamiento del tercer ciclo común está fundamentalmente influido por la economía americana, resultado que refrenda el papel de líder económico que generalmente se le supone a este país.

El hecho de que el precio del petróleo sea la variable que individualmente tiene mayor poder explicativo, señala su importancia en el comportamiento cíclico de las economías industrializadas, tal como se obtiene en otros estudios como el de Daniel (1997).

Por tanto, los resultados de esta sección son mixtos, por un lado se pone de manifiesto que los dos primeros ciclos, están relacionados con variables de las economías europeas, tal como se esperaba, aunque de otra parte, ninguna de ellas presenta un gran poder explicativo. Finalmente, el tercer ciclo está muy relacionado con el PIB estadounidense y con los precios del petróleo, reflejando el liderazgo de los Estados Unidos y la importancia de una de las materias primas básicas para las economías industrializadas.

## 6. Conclusiones

En este capítulo se ha investigado la posible existencia de un ciclo común en los países europeos. Para ello se ha utilizado la técnica propuesta por Vahíd y Engle (1993), mediante la cual es posible contrastar la presencia de ciclos comunes, en un marco que permite que tanto la tendencia como los ciclos de las series analizadas presenten componentes comunes. Una de las ventajas de este método consiste en que, al obtenerse estimaciones de los componentes cíclicos comunes, se abre la posibilidad de determinar qué factores están determinando las altas correlaciones mostradas por los ciclos de las distintas economías.

El análisis se ha realizado para un grupo de cinco países formado por USA, Alemania, Francia, Reino Unido y España. Los resultados obtenidos indican que los ciclos de los cinco países tienen componentes comunes, de forma que el ciclo de cada país puede representarse como una combinación lineal de tres ciclos comunes. Los resultados también ponen de manifiesto que los ciclos de las distintas economías están fuertemente correlacionados, principalmente entre los países europeo-continentales.

El primero de los ciclos comunes afecta de forma asimétrica al Reino Unido y a los Estados Unidos, el segundo ciclo común influye en el mismo sentido a los cuatro países europeos y el tercero afecta a todos los países de la misma forma. Por ello se denominó a estos tres ciclos comunes como: ciclo europeo-continental, ciclo europeo y ciclo mundial.

Los resultados apoyan la idea de que los lazos económicos entre los países europeos son muy estrechos debido a la presencia de un ciclo común europeo, que afecta de forma asimétrica a los Estados Unidos, reflejándose en el hecho de que las correlaciones en los ciclos de los países europeos sean muy elevadas.

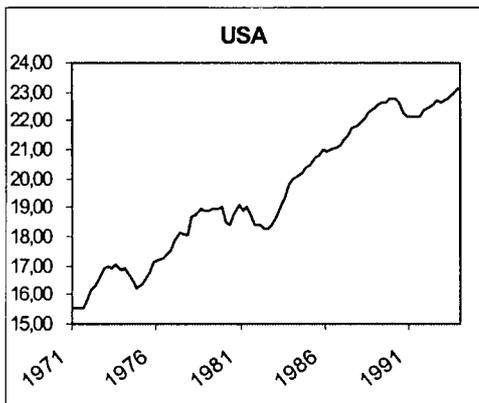
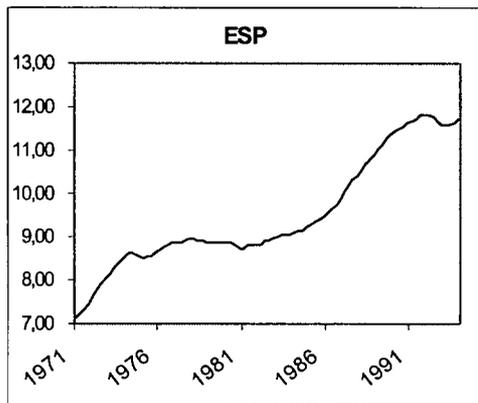
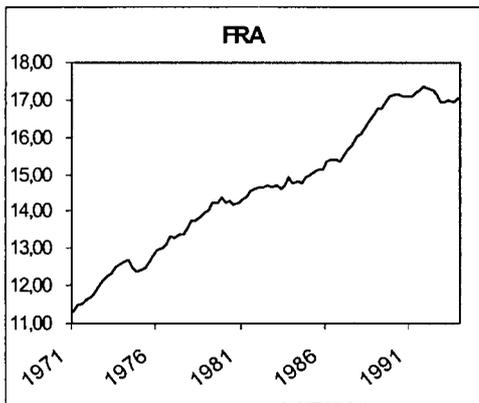
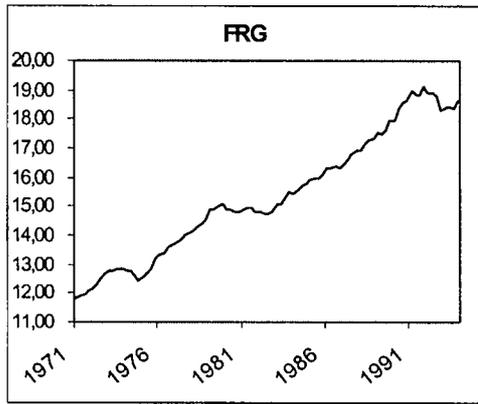
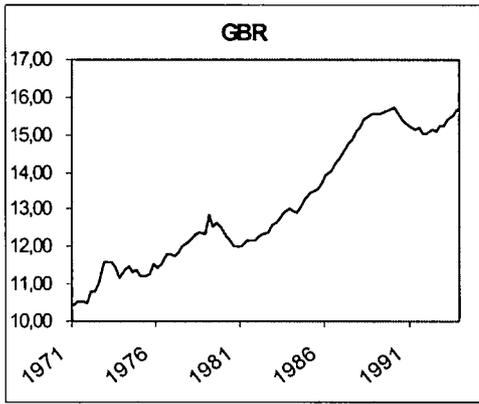
La principal conclusión del presente trabajo consiste en que los datos apoyan la existencia de un ciclo específico europeo del que parece estar más aislada la economía británica. Este hecho es mostrado tanto por la alta

correlación de los ciclos de los países europeos como por el efecto asimétrico del segundo ciclo común sobre los países europeos, por un lado, y Estados Unidos, por otro. Este ciclo común que afecta de forma diferencial a los países europeos está relacionado con variables europeas como, por ejemplo, las importaciones alemanas, aunque, en el análisis efectuado en la sección anterior no se encontraron variables con elevado poder explicativo sobre el ciclo común europeo.

Asimismo, los resultados indican que, si bien, el ciclo británico está relacionado con los de los demás países europeos, éste se muestra más cercano a la economía americana. Este comportamiento viene provocado por el efecto diferencial del primer ciclo común sobre los dos países anglosajones.

Finalmente, también se puso de manifiesto la existencia de un ciclo común mundial que es responsable de que los ciclos de los cinco países estén positivamente correlacionados. Este último ciclo común es el que explica un mayor porcentaje de los ciclos nacionales, alrededor de un cincuenta por ciento. El comportamiento de este ciclo común está fuertemente relacionado con variables que reflejan el nivel de actividad de la economía americana y con el precio del petróleo. Por tanto, los resultados apuntan que buena parte de las elevadas correlaciones mostradas entre los ciclos de los distintos países está relacionada con la evolución de la economía americana, que parece liderar la economía mundial, y con el comportamiento de una de las materias primas básicas para las economías industrializadas, como es el precio del petróleo.

### APÉNDICE 1: Productos reales per cápita.



## APÉNDICE 2: Contratación del orden de integración.

Se irá contrastando la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad en distintos modelos de regresión hasta que sea posible rechazar, en alguno de ellos, la hipótesis nula<sup>41</sup>. Si esto no es posible, entonces se concluirá que la variable analizada tiene una raíz unitaria. En cada modelo de regresión se incluirán los suficientes retardos de la variable endógena para que los residuos de éste sean empíricamente blancos. Los pasos de esta estrategia de contrastación son:

1) Modelo de regresión:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + (\rho_c - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0: (\rho_c - 1) = 0$$

(el estadístico adecuado es  $\tau_t$ , en la tabla 8.5.2, bloque 3 en Fuller (1976))

2) Modelo de regresión:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + (\rho_c - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0: (\rho_c - 1) = \beta = 0$$

( el estadístico adecuado es  $\Phi_3$ , en la tabla VI de Dickey y Fuller (1981)

2.1) Modelo de regresión(si  $\beta \neq 0$ ):

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + (\rho_c - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0: (\rho_c - 1) = 0$$

(la tabla adecuada es la Normal estándar)

3) Modelo de regresión(si  $\beta = 0$ ):

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho_b - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0: (\rho_b - 1) = 0$$

( el estadístico adecuado es  $\tau_\mu$ , en la tabla 8.5.2, bloque 2 en Fuller (1976))

4) Modelo de regresión(si  $\beta = 0$ ):

---

<sup>41</sup> En todos los pasos de esta estrategia se comparará el *t-ratio* del coeficiente de  $X_{t-1}$  con los estadísticos señalados en cada caso. En los pasos 2.1) y 3.1) se compararán los valores del estadístico F para la hipótesis conjunta con los de las tablas señaladas.

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho_b - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0 : (\rho_b - 1) = \alpha = 0$$

( el estadístico adecuado es  $\Phi_1$  en las tabla IV en Dickey y Fuller (1981))

4.1) Modelo de regresión(si  $\alpha \neq 0$ ):

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho_b - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0 : (\rho_b - 1) = 0$$

(la tabla adecuada es la normal estándar)

5) Modelo de regresión(si  $\beta = \alpha = 0$ ):

$$\Delta X_t = (\rho_a - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0 : (\rho_a - 1) = 0$$

(el estadístico adecuado es  $\tau$ , en la tabla 8.5.2, bloque 1 en Fuller (1976))

El paso 2.1) sólo se efectuaría si se aceptase la hipótesis nula en 1) pero se rechazase la hipótesis conjunta en 2), pues en ese caso la tendencia sería significativa y West (1988) demuestra que el estadístico  $\tau_t$  se distribuye asintóticamente como una Normal estándar. Lo mismo ocurre con el paso 4.1), que sólo se realizaría si se acepta la hipótesis nula en 3), pero se rechaza la hipótesis conjunta 4).

Siguiendo esta estrategia, los resultados mostrados en el cuadro 1 permiten rechazar la hipótesis de que alguna de las series sea I(2).

Cuadro 1

	USA	GBR	FRG	FRA	ESP	V.C(5%)
$t(\rho_c - 1)$	-4.58	-3.76	-4.79	-4.37	-3.03	-3.45
$\Phi_3$	10.54	7.13	11.52	9.75	4.60	1.12
$t(\rho_b - 1)$	-4.59	-3.78	-4.82	-4.39	-3.05	-2.89
$\Phi_1$	10.59	7.17	11.65	9.63	4.65	0.50
$t(\rho_a - 1)$	-3.60	-3.05	-3.67	-2.93	-2.10	-1.95

Sobre la base de los resultados del cuadro 2 no es posible rechazar, para ninguno de los países, la hipótesis de una raíz unitaria.

Cuadro 2<sup>42</sup>

	<b>USA</b>	<b>GBR</b>	<b>FRG</b>	<b>FRA</b>	<b>ESP</b>	<b>V.C(5%)</b>
<b>t(<math>\rho_c - 1</math>)</b>	-2.94	-2.04	-2.16	-2.82	-2.07	-3.45
<b><math>\Phi_3</math></b>	4.33	2.13	2.36	4.20	2.15	1.12
<b>t(<math>\rho_b - 1</math>)</b>	-0.64	-0.26	-0.51	-1.03	-0.66	-2.89
<b><math>\Phi_1</math></b>	3.75	3.79	7.75	5.81	2.36	0.50
<b>t(<math>\rho_a - 1</math>)</b>	2.54	2.67	3.75	3.01	1.90	-1.95

<sup>42</sup> Todos los contrastes han sido realizados con dos retardos de la variable endógena, es decir son ADF con 2 retardos.

**APÉNDICE 3: Ratio de razón de verosimilitud.**

El contraste se realizó del siguiente modo:

$(T - c) | \log |\Sigma_r| - |\Sigma_n| |$  se distribuye asintóticamente (bajo la hipótesis nula de que las restricciones son correctas) como una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones; siendo:

$T$  : número de observaciones.

$c$ : número de variables en cada ecuación del VAR no restringido (  $c$  es propuesto por Sims (1980) como factor de corrección en muestras pequeñas).

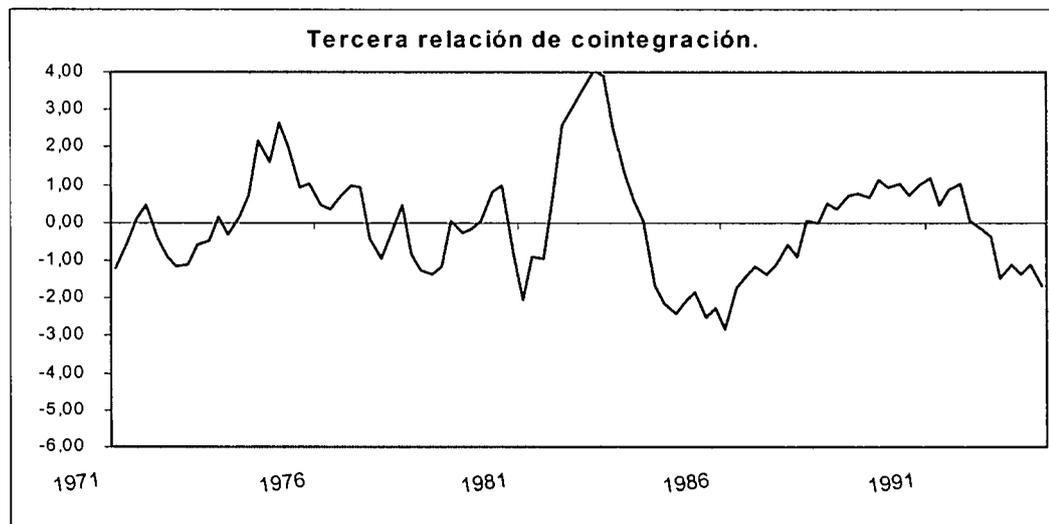
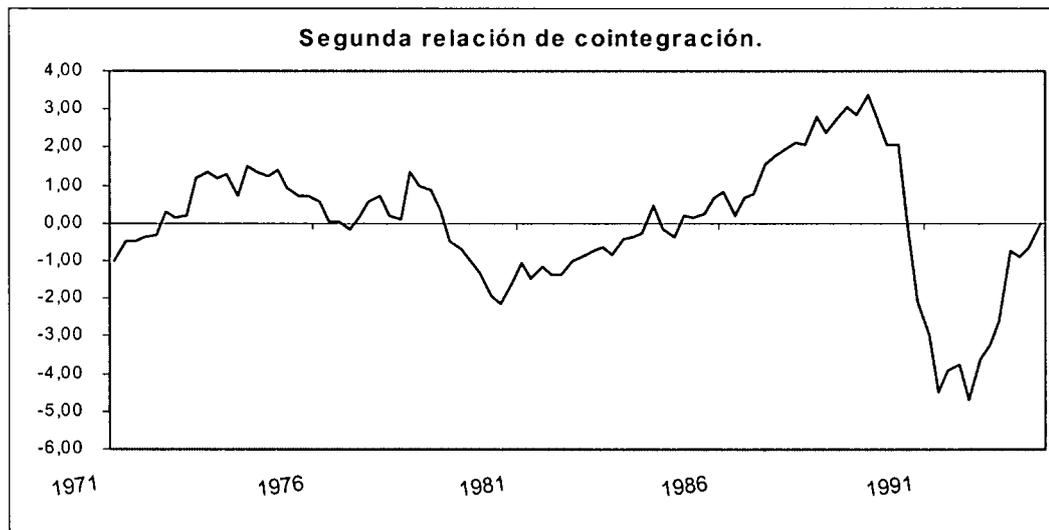
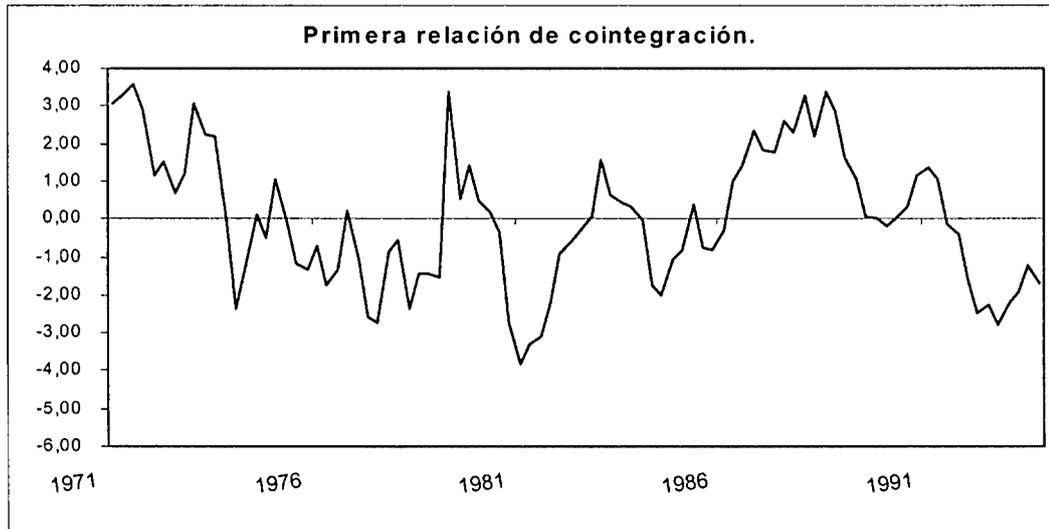
$\Sigma_r$  : matriz de covarianzas del VAR restringido.

$\Sigma_n$  : matriz de covarianzas del VAR no restringido.

Los resultados de los contrastes vienen dados en la siguiente tabla:

	Valor del ratio	Nivel de significación
VAR(2) frente a VAR(4)	69.58	0.03
VAR(3) frente a VAR(4)	53.20	0.015
VAR(4) frente a VAR(5)	38.10	0.21
VAR(4) frente a VAR(6)	12.90	0.67

#### APÉNDICE 4: Las relaciones de cointegración.



**APÉNDICE 5: Resultados de la estimación del VECM.**

Vectores de cointegración normalizados ( $\beta$ ):

GBR	FRG	FRA	ESP	USA
1.00	0.429	-0.328	-0.539	-0.571
1.00	-3.425	1.014	0.395	1.381
1.00	-0.568	1.642	-0.055	-1.449

Matriz de pesos para los vectores de cointegración ( $\alpha$ )\* :

GBR	-0.199 (-2.939)	-0.020 (-1.588)	-0.030 (-1.302)
FRG	-0.012 (2.440)	0.043 (4.493)	0.030 (1.679)
FRA	0.101 (2.059)	0.023 (2.488)	-0.012 (-0.697)
ESP	0.049 (2.695)	0.003 (0.826)	-0.016 (-2.601)
USA	0.213 (2.467)	-0.030 (-1.858)	0.088 (3.000)

\* Entre paréntesis t-values

Contrastes de Autocorrelación:

$$LM(1), X^2(25) = 13.720, \quad p\text{-val} = 0.97$$

$$LM(4), X^2(25) = 22.881, \quad p\text{-val} = 0.58$$

Se acepta la hipótesis nula, es decir, no existe correlación

## APÉNDICE 6: Análisis de correlaciones canónicas.

El estadístico para determinar el número de correlaciones canónicas nulas, que determinará el número de ciclos comunes toma la siguiente forma:

$$C(p,s) = - ( T-p-1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2),$$

donde  $\lambda_i^2$ 's (  $i = 1, \dots, s$  ) son las  $s$  menores correlaciones canónicas al cuadrado entre dos conjuntos de variable, en nuestro caso entre  $\Delta y_t$  y  $w_t = \{ \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k+1}, \alpha' y_{t-1} \}$ ,  $p$  es el orden del VAR en diferencias y  $T$  el número de observaciones.

Este estadístico, bajo la hipótesis nula de que las  $s$  menores  $\lambda_i^2$  son nulas (con lo que el espacio de características comunes tendría rango  $s$  y por lo tanto existirían  $(N-s)$  ciclos comunes) se distribuye como una chi-cuadrado con  $s^2 + sNp + sr - sn$  grados de libertad, siendo  $r$  el rango del espacio de cointegración.

Este contraste es una adaptación de Vahid y Engle (1993) del *test* de Tiao y Tsay (1985).

## BIBLIOGRAFÍA.

- Ahmed, S. ; Ickes, B. W. ; Wang, P. y Yoo, B. S. (1993) : “International business cycles”. *The American Economic Review*, Vol.83, no.3, pp 335-359.
- Ahn, S.K. y Reinsel, G. C. (1988): “Nested reduced-rank autoregressive models for multiple time series”. *Jornal of the American Statistical Association*, 83, pp. 849-856.
- Anderson, T. W. (1951): “Estimating linear restrictions on regression coefficients for multivariate normal distributions” en *Annals of mathematical statistics*, 2ª ed, Jhon Wiley, New York.
- Artis, M. J. y Zhang, W. (1995): “International business cycles and the ERM : Is there a European business cycle ?”. *European University Institute. W.P ECO n° 95/34*.
- Backus, D. y Galí, J. (1996): “Factores internacionales en las recesiones de comienzos de los años noventa”. *Moneda y Crédito* 201, pp. 81-115.
- Backus, D. y Kehoe, P. (1992): “International evidence on the historical properties of business cycles”. *American Economic Review* 82, pp. 864-888.
- Baxter, M. y Hall, R. (1995): “International trade and business cycles”. *NBER, Working Paper n° 5025*.
- Baxter, M. y Stockman, A. C. (1989): ”Business cycles and the exchange-rate regime (some international evidence)”. *Journal of Monetary Economics*, 23, pp 377-400.
- Bayoumi, T. y Eichengreen, B. (1992): “Shocking aspects of european monetary unification”. *NBER, W.P. n° 3949*.
- Beveridge, S. y Nelson, C. R. (1981): “A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with

- particular attention to measurement of the business cycle”. *Journal of Monetary Economics* 7, pp.151-174.
- Blanchard, O.J. y Quah, D. (1989): “The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances”. *The American Economic Review*, 79 , 4, pp 655-673.
- Canova, F. y Dellas, H. (1993) : “Trade interdependence and the international business cycle”. *Journal of International Economics*, 34, pp 23-47.
- Carlino, G. y Sill, K. (1996): “Common trends and common cycles in regional per capita incomes”. Federal Reserve Bank of Philadelphia. W.P 96-13.
- Christodoulakis, N. ; Dimelis, S. P. y Kollintzas, T. (1995) : “Comparisons of business cycles in the EC : Idiosyncracies and regularities”. *Economica*, 62 , pp 1-27.
- Cuadras, C. M. (1991): *Métodos de análisis multivariante*. PPU.Barcelona.
- Chamie, N.; DeSerres, A. y Lalonde, R. (1994): “Optimum currency areas and shock asymmetry, a comparasion of Europe and the United States”. Bank of Canada, Working Paper nº 94-1.
- Daniel, B.C. (1997): “International interdependence of national growth rates: A structural trends analysis”. *Journal of Monetary Economics*, 40, pp. 73-96.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979): “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”. *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp 427-431
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): “ Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”. *Econometrica*, 49, 4, pp 1057-1072.
- Dornbusch, R. y Fischer, S. (1986): “The open economy: Implications for monetary and fiscal policy” en Robert Gordon ed., *The American Bussines Cycle; Continuity and Change*, Chicago: NBER and University of Chicago Press, pp 123-156.

- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987): "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing". *Econometrica*, 55, 2, pp. 251-276.
- Engle, R. F. y Issler, J. V. (1993): "Common trends and common cycles in Latin America". University of California, San Diego. Discussion Paper 93-04.
- Engle, R. F. y Issler, J. V. (1995): "Estimating common sectoral cycles". *Journal of Monetary Economics*, 35, pp. 83-113.
- Engle, R. F. y Kozicki, S. (1993): "Testing for common features". *Journal of Business & Economic Statistics*, 11, 4, pp. 369-395.
- Fiorito, F. y Kollintzas, T. (1994): "Stylized facts of business cycles in the G7 from a real business cycles perspective". *European Economic Review* 38, pp. 235-269.
- Fuller, W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*. John Wiley and Sons. New York.
- Gerlach, S. (1988): "World business cycles under fixed and flexible exchange rates". *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol 20, pp 619-632.
- Gourieroux, C.; Monfort, A. y Renault, E. (1991): "A general framework for factor models". Document de travail 9107, INSEE.
- Gourieroux, C. y Peaucelle, I. (1989): "Detecting a long run relationship (with an application to the PPP hypothesis)". CREMAP Working Paper, n° 8902.
- Gregory, A.W.; Head, A.C.; y Raynauld, J. (1997): "Measuring world business cycles". *International Economic Review*, Vol 38, 3, pp. 677-701.
- Hamilton, J. D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Hansen, H. y Juselius, K. (1995): *CATS in RATS. Cointegration Analysis of Time Series*. Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Harvey, A. C. (1985): "Trends and cycles in macroeconomic time series". *Journal of Economic Statistics*, 3, pp. 216-227.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.

- Johansen, S. (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models". *Econometrica* 59, pp. 1551-1580.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990): "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp 169-210.
- Johansen, S. (1992): "Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 383-397.
- Karras, G. y Song, F. (1996): "Sources of business-cycle volatility: An exploratory study on a sample of OCDE countries". *Journal of Macroeconomics*, 18, pp.623-638.
- Kydland, F. E. y Prescott, E. C. (1990): "Business cycles: real facts and monetary myth". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 14(2), pp. 3-18.
- Mitchell, W. C. (1927): "Business cycles: the problem and its setting". New York, National Bureau of Economic Research.
- Morgenstern, O. (1959): *International Financial Transactions and Business Cycles*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Nelson, C.R y Plosser, C. I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomics time series". *Journal of Monetary Economics*, 10, pp 139-162.
- Pain, D. y Thomas, R. (1997): "Real interest rate linkages: Testing for common trends and cycles". Bank of England. W.P n° 65.
- Quah, D. (1992): "The relative importance of permanent and transitory components: Identification and some theoretical bounds". *Econometrica*, 60, pp.107-118.
- Sims, C.A. (1980): "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, 48, pp 1-48.

- Solow, R. (1956): "A contribution to the theory of economic growth". *Quarterly Journal of Economics*, 70, pp. 65-94.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1988): "Testing for common trends". *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp. 1097-1107.
- Tiao, G. C. y Tsay, R. S. (1985): "A canonical correlation approach to modelling multivariate time series ". *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, pp 112-120.
- Tiao, G. C. y Tsay, R. S. (1989): "Model specification in multivariate time series". *Journal of the Royal Statistical Society*, 51, pp. 157-213.
- Vahid, F. y Engle, R. F. (1993): "Common trends and common cycles". *Journal of Applied econometrics*, 8, pp. 341-360.
- Velu, R. P.; Reinsel, G. C. y Wichern, D. W. (1986): "Reduced rank models for multiple time series". *Biometrika*, 73, pp. 105-118.
- Watson, M. W. (1986): "Univariate detrending methods with stochastic trends". *Journal of Monetary Economics*, 18, pp 49-75.
- West, K. D. (1988): "Asymptotic normality, when regressors have a unit root". *Econometrica*, 56, pp. 1397-1418.

o

## Capítulo 3

*Fuentes de variabilidad para las principales economías occidentales.*

## 1. Introducción

A pesar de que uno de los principales temas de estudio y discusión en Macroeconomía son los ciclos económicos, no existe todavía consenso en cuanto al origen o causas principales de las fluctuaciones en el producto real y las restantes variables macroeconómicas. Desde el punto de vista de los modelos reales del ciclo (RBC), en los que hay información perfecta y los mercados se vacían, los ciclos son fundamentalmente el resultado de *shocks* exógenos en la tecnología. Mientras que los nuevos modelos keynesianos siguen viendo en los *shocks* de demanda una fuente importante en la generación de las fluctuaciones. Por tanto, una de las cuestiones fundamentales a determinar es si los ciclos son causados fundamentalmente por *shocks* por el lado de la oferta o por *shocks* de demanda.

Precisamente ese será el objetivo de este capítulo: cuantificar la importancia relativa de los *shocks* de demanda y de oferta en los ciclos de los países analizados en el primer capítulo de la tesis, es decir, los países del G-7 más España y Suiza. Se tratará de determinar si la fuente principal de variabilidad de las economías proviene del lado de la demanda o de la oferta.

Entre las principales conclusiones del primer capítulo de la tesis destaca el hecho de que las propiedades cíclicas de las variables de las distintas economías son muy similares. Por lo tanto, se puso de manifiesto que el ciclo económico es un fenómeno con características fundamentalmente comunes entre las economías de mercado. Con el tipo de análisis realizado en el primer capítulo, se pueden hacer juicios de valor acerca de las posibles causas de las fluctuaciones en las principales variables económicas; de esta forma los resultados del primer capítulo, parecen indicar, dado que los precios son contracíclicos, que las fluctuaciones provienen fundamentalmente del lado de la oferta.

Sin embargo, para determinar el tipo de perturbaciones que han afectado a las distintas economías y que, por tanto, serán las causantes de los ciclos, es necesario identificar las distintas fuentes de variabilidad. Para ello, se precisa

estimar modelos estructurales que permitan separar los efectos de los distintos *shocks*.

Los modelos vectoriales autorregresivos o modelos VAR, constituyen una herramienta relativamente nueva en el campo de la macroeconomía aplicada. A partir del artículo original de Sims (1980), los modelos VAR han gozado de una creciente popularidad que los ha convertido en una de las herramientas básicas de los macroeconomistas para identificar distintos *shocks* y aislar sus efectos. En este capítulo se utilizará un refinamiento de esta metodología para identificar distintas fuentes de variabilidad en las economías. Concretamente se estimará un modelo VAR con restricciones de cointegración, o modelo VECM, para la producción real e inflación en cada país, que permitirá identificar dos tipos de *shocks*, uno permanente y otro transitorio. Las respuestas de las variables ante estos dos *shocks*, sugieren que el *shock* permanente provoca los efectos típicamente asociados a una perturbación de oferta, mientras que el *shock* transitorio se comporta como una perturbación de demanda.

El propósito de este ejercicio es doble: en primer lugar, cuantificar la importancia relativa de las perturbaciones de demanda y de oferta en la generación de los ciclos de cada país y, en segundo lugar, determinar si con una metodología distinta a la utilizada en el segundo capítulo vuelve a ponerse de manifiesto la gran similitud en los ciclos de los distintos países.

La estructura del capítulo será la siguiente: en la segunda sección se presentarán los orígenes y filosofía de la metodología VAR, así como el método de identificación utilizado por esta metodología. Posteriormente, se realizará un breve repaso de los resultados obtenidos en trabajos anteriores. La cuarta parte estará dedicada al análisis empírico y la presentación de los resultados. Finalmente, se presentarán las principales conclusiones del trabajo.

## 2. Identificación de las fuentes de variabilidad de la economía, mediante modelos VAR

### 2.1) Orígenes de la metodología VAR:

Para realizar el análisis que se pretende es necesario construir un modelo estructural, en el sentido de que los *shocks* o fuerzas conductoras de la economía puedan tener una interpretación económica. La metodología utilizada para su obtención será la de los modelos VAR estructurales.

Todo modelo macroeconómico lineal puede expresarse utilizando la siguiente notación matricial:

$$[1] \quad D(L) \cdot Y_t = \varepsilon_t$$

$$\text{con } E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma_\varepsilon \quad \forall t \quad \text{y} \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0 \text{ para } t \neq s$$

$$\text{siendo } D(L) = \sum_{i=0}^p D_i L^i,$$

siendo  $D(L)$  un polinomio en el operador de retardos cuyos elementos son matrices de orden  $(N \times N)$ ,  $Y_t$  es un vector  $(N \times 1)$  de variables económicas y  $\varepsilon_t$  es un vector de *shocks* o impulsos. Los elementos de  $D(L)$  recogen los efectos de los distintos *shocks* en las variables del modelo.

Si el modelo [1] es estructural, o sea, contiene ecuaciones estocásticas que se derivan de la teoría económica, entonces los parámetros de las matrices  $D_i$  y los de la matriz de varianzas-covarianzas del vector de *shocks*, son parámetros estructurales, contienen información sobre dicha teoría económica. También diremos que los *shocks* recogidos en el vector  $\varepsilon_t$  son estructurales, al representar impulsos con características determinadas por la teoría económica que subyace en el modelo.

La forma tradicional de identificar modelos estructurales (en el contexto de ecuaciones dinámicas simultáneas) ha consistido, normalmente, en imponer

restricciones de exclusión tanto contemporáneas como retardadas. Se postula que ciertas variables son exógenas, y puede que las exógenas no afecten a todas las variables endógenas del modelo. En la notación del modelo [1] esto implicaría que algunos de los elementos de  $D(L)$  tomaran el valor cero.

Este procedimiento, ha sido cuestionado por Sims (1980). En este artículo, Sims critica la forma tradicional de estimar modelos estructurales pues incorporan lo que él llama “increíbles restricciones de exclusión”. Se critica el hecho de que se excluyan variables de ciertas ecuaciones de los modelos, aún cuando puede que éstas sean relevantes, sobre todo si, se acepta la visión de que los agentes económicos toman sus decisiones teniendo en cuenta el futuro. En tal caso, toda variable puede ser importante al ser relevante en la formación de expectativas.

Esta apreciación aparece ya en Liu (1960), pero hizo falta la experiencia acumulada de pobres predicciones por parte de los modelos econométricos tradicionales y la disponibilidad de una técnica alternativa para la estimación de modelos estructurales para que fuera tomada en cuenta a partir del artículo de Sims, y diera lugar a una nueva estrategia para obtener información estructural sobre la economía.

La alternativa de Sims para modelizar las relaciones económicas enfatiza la importancia de captar la rica dinámica entre variables evitando la imposición de restricciones *a priori*. Consiste en la estimación de representaciones generales de las interacciones entre las variables del modelo. Para ello propone el uso de modelos VAR, que pueden verse como una forma reducida sin restringir a partir de la cual obtener la forma estructural. Su método consiste concretamente en estimar un vector autorregresivo para todas las variables del modelo (por tanto todas las variables son endógenas), e interpretar las innovaciones ortogonalizadas como *shocks* estructurales. La ortogonalización se consigue ordenando las variables de forma que reflejen sus relaciones contemporáneas de causalidad, y utilizando tras la ordenación la descomposición de Choleski.

Un modelo VAR puede representarse en notación matricial como:

$$[2] \quad F(L)Y_t = v_t,$$

$$\text{con } E(v_t) = 0, \quad E(v_t v_t') = \Sigma_v \quad \forall t \quad \text{y} \quad E(v_t v_s') = 0 \quad \forall t \neq s$$

$$\text{siendo } F(L) = \sum_{i=0}^p F_i L^i \quad \text{con} \quad F_0 = I,$$

siendo  $F(L)$  un polinomio en el operador de retardos, cuyos elementos son matrices de orden  $(N \times N)$  y  $v_t$  es un vector  $(N \times 1)$  de innovaciones.

Los estudios que hacen uso de la metodología VAR no pretenden estimar ecuaciones concretas, sino que pretenden identificar los efectos de ciertos *shocks* sobre las variables del modelo. Para ello se utilizan fundamentalmente dos instrumentos: la función de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción. La función de impulso-respuesta proporciona información sobre la respuesta de las variables del modelo ante las distintas perturbaciones, mientras que la descomposición de la varianza indica en qué porcentaje contribuye cada perturbación en la explicación de la varianza del error de predicción para distintos periodos, por lo que puede interpretarse como una indicación de la importancia de cada *shock* en la variabilidad de las distintas variables. Una excelente introducción a la metodología VAR y una descripción completa de estos dos instrumentos puede encontrarse en Ballabriga (1991).

Para que los resultados proporcionados por la función de impulso-respuesta y de la descomposición de la varianza tengan una interpretación clara, es necesario que los distintos *shocks* sean ortogonales. Sin embargo, en general las innovaciones del modelo VAR suelen estar contemporáneamente correlacionadas, por lo que no es posible separar los efectos de un único *shock* por separado, es decir, existe un problema de identificación.

Sims (1980) propuso realizar la identificación de los *shocks* de la siguiente forma: postular un orden causal entre las variables, basándose en criterios de intuición económica y, partiendo de esa ordenación de las variables, ortogonalizar los residuos del VAR. Para ello propuso la descomposición de

Choleski, consistente en utilizar una matriz triangular inferior  $R$  caracterizada por cumplir que:

$$R \Sigma_v R' = I_n ,$$

con lo que el modelo [2] tras la ortogonalización quedará como:

$$[2'] \quad R F(L)Y_t = R V_t .$$

Al realizar esta ortogonalización en el vector de innovaciones estimado, todos los elementos de  $R$  quedan determinados y el modelo resulta exactamente identificado. Como  $RF_0$  es también triangular, entonces, utilizar la descomposición de Choleski es equivalente a postular un modelo recursivo.

En un modelo de  $n$  variables hay  $n!$  ordenaciones posibles de las variables y muchas veces la teoría económica no proporciona indicaciones claras sobre cual es el orden causal más apropiado. Sims (1986) propone probar distintas ordenaciones entre las variables y ver si los resultados son sensibles a la ordenación. En general, los resultados serán tanto más sensibles a distintas ordenaciones cuanto más altos sean los elementos no diagonales de la matriz de varianzas-covarianzas del VAR ( $\Sigma_v$ ).

A este método, y los modelos obtenidos por medio de él, se les conoce por vectores autorregresivos ateóricos en contraposición a los VAR estructurales. Estos se diferencian de los primeros únicamente en la forma de conseguir la ortogonalización de las innovaciones.

Esta forma de conseguir la ortogonalización, a través de la factorización de Choleski, ha sido cuestionada por Cooley y Leroy (1985) puesto que generalmente implica una serie de restricciones no basadas en la Teoría económica. Si esto es así, puede que los parámetros obtenidos al estimar [2] no estén recogiendo información estructural, y el modelo VAR estimado no será coherente con el modelo estructural que se pretende estimar.

Si el modelo que se pretende estimar viene dado por [1], y se realiza la ortogonalización de Choleski en el modelo [2] estimado, sólo se recogerá la información estructural de [1] si  $R F_0 = D_0$ . Como, por lo general, no hay razón

para que  $D_0$  sea triangular inferior, entonces el método propuesto por Sims no recogerá la información en la que estamos interesados.

Sin embargo, la metodología VAR propuesta por Sims puede modificarse y así posibilitar la obtención de información estructural sobre la economía. Autores como Bernanke (1986) y Blanchard y Watson (1986) han propuesto basar el método de ortogonalización de las perturbaciones en la introducción de restricciones de identificación que se deriven de la teoría económica. Siendo, por tanto, defendibles y coherentes con la clase de modelo estructural que se pretende estimar. En estos dos trabajos se utilizaron restricciones de identificación contemporáneas (unas teóricas y otras obtenidas de trabajos empíricos), es decir, restricciones sobre la matriz  $D_0$ . Posteriormente, Blanchard y Quah (1989) utilizaron restricciones de largo plazo estrictamente teóricas, para más tarde combinarse en Galí (1992) restricciones contemporáneas y de largo plazo. Esta nueva forma de ortogonalizar las innovaciones, y así obtener modelos estructurales a partir de modelos VAR (interpretables como la forma reducida del modelo), se la conoce como el enfoque de los vectores autorregresivos estructurales, en contraposición a los modelos VAR atóxicos en los que se utilizaba la factorización de Choleski.

La teoría estadística de series temporales proporciona una justificación al uso de los modelos VAR. Wold (1938) mostró que todo proceso estacionario en covarianza, puede escribirse como la suma de dos procesos no correlacionados: siendo uno de ellos un proceso determinista, y el otro un proceso de medias móviles que puede expresarse en términos de *shocks* aleatorios presentes y pasados, por lo que es invertible y puede aproximarse por un proceso autorregresivo de orden finito. Por lo tanto, en versión multivariante, todo proceso estacionario puede aproximarse por un modelo VAR de orden finito. Sin embargo, para ello la estacionariedad es una propiedad clave que no siempre es satisfecha por las variables objeto de análisis. Como la mayoría de las variables macroeconómicas son integradas de orden uno o superior, es decir, no estacionarias, la práctica habitual es

diferenciar las variables para convertirlas en estacionarias y, por tanto, los modelos VAR se suelen estimar con variables en diferencias.

Diferenciar las variables no es lo más conveniente si éstas están cointegradas, pues se pierde la información relativa a las posibles relaciones de largo plazo entre las variables. La razón por la que generalmente no se estiman modelos VAR con restricciones de cointegración es que la inversión del polinomio autorregresivo se ve dificultada, al tener las matrices de largo plazo rango reducido. Sin embargo, en los trabajos de Campbell y Shiller (1988) y Warne (1993) se propone una representación alternativa que permite superar este problema. De esta forma, las posibles relaciones de cointegración, tal como se analizará en el siguiente apartado, se han convertido en una fuente adicional de identificación al reducir el número de restricciones necesarias para identificar un modelo VAR.

## 2.2) Identificación de Modelos VAR con restricciones de cointegración:

Supongamos un conjunto de  $N$  variables  $x_t$  integradas de orden 1. El objetivo de la metodología VAR es tratar de identificar los efectos de una serie de *shocks*, llamados *shocks* estructurales, sobre el conjunto de variables. Implícitamente se supone que la dinámica de  $x_t$  está gobernada por un conjunto de *shocks* ortogonales entre sí. Formalmente, el vector de variables de interés tiene una representación vectorial en medias móviles tal como:

$$[3] \quad \Delta x_t = \delta + C(L)\varepsilon_t, \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I_N$$

donde  $C(L)$  es un polinomio en el operador de retardos y  $\varepsilon_t$  es el vector ( $N \times 1$ ) de perturbaciones o *shocks* estructurales que generan la dinámica conjunta de las variables.

La ecuación [3] puede factorizarse como:

$$[4] \quad \Delta x_t = \delta + C(1)\varepsilon_t + (1-L) C^*(L)\varepsilon_t$$

donde  $C(L) = C(1) + (1-L)C^*(L)$ ; con  $C^*_i = -\sum_{j>i} C_j$ ; y  $C(1) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i$ .

Integrando [4] se obtiene la siguiente representación para los niveles de las variables  $x_t$ :

$$[5] \quad x_t = x_0 + \delta t + C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \varepsilon_t .$$

Si entre las variables del sistema  $x_t$  existen  $r$  relaciones de cointegración, entonces la matriz  $C(1)$  será de rango reducido, pues, tal como se muestra en Stock y Watson (1988), si hay  $r$  relaciones de cointegración entonces las variables comparten  $k = (N-r)$  tendencias estocásticas comunes, por lo que sólo habrán  $k$  *shocks* que tengan efectos permanentes en los niveles de las variables, mientras que los  $r$  *shocks* restantes presentarán sólo efectos transitorios.

Formalmente, la existencia de cointegración implica una serie de restricciones sobre la representación [5] de forma que pueda expresarse como:

$$[6] \quad x_t = x_0 + \delta t + A\tau_t + C^*(L)\varepsilon_t ,$$

$$\text{con } \tau_t = \tau_{t-1} + \phi_t ; \text{ y siendo } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \phi_t \text{ (} k \times 1 \text{)} \\ \psi_t \text{ ((} N-k \text{)} \times 1 \text{)} \end{bmatrix} ,$$

donde  $\phi_t$  son los  $k$  *shocks* con efectos permanentes y  $\psi_t$  son los  $(N-k)$  *shocks* transitorios. La matriz  $A$  es una matriz  $(N \times k)$  que recoge los efectos de largo plazo de los *shocks* permanentes. La ecuación [6] es la forma habitual de expresar un modelo estructural de tendencias comunes.

El objetivo perseguido es obtener una estimación del polinomio  $C(L)$ , el cual proporcionará las respuestas de las distintas variables a cada uno de los *shocks*.  $C_0$  indicará los efectos contemporáneos de los *shocks*, mientras que las

distintas matrices  $C_i$ , con  $i > 0$  proporcionarán los efectos retardados de estos. Los efectos de largo plazo vendrán dados por la matriz  $C(1)$ .

Sin embargo, los *shocks* estructurales no son observables y, por lo tanto, el modelo [3] no es directamente estimable. Ante este problema la estrategia que se sigue es estimar una forma reducida para el vector de variables (el modelo VAR) y a partir de ella recuperar el modelo estructural [3].

El modelo VAR vendrá dado por:

$$[7] \quad V(L)\Delta x_t = \mu + v_t \quad , \quad E(v_t v_t') = \Omega$$

donde  $V(L) = I_n - V_1 L - V_2 L^2 - \dots - V_p L^p$ , siendo  $p$  el orden del VAR.

Mediante la inversión del polinomio autorregresivo  $V(L)$ , es posible obtener representación de Wold para el vector de variables:

$$[8] \quad \Delta x_t = \mu + B(L)v_t$$

$$\text{con } B(L) = \sum_{i=0}^{\infty} B_i L^i, \text{ siendo } B_0 = I.$$

La representación para los niveles de las variables vendrá dada por:

$$[9] \quad x_t = x_0 + \mu t + B(1) \sum_{s=0}^{\infty} v_{t-s} + B^*(L)v_t$$

Si se dan las condiciones de invertibilidad, se podrá obtener una estimación del polinomio  $B(L)$  a partir de  $V(L)$ . Sin embargo,  $B(L)$  proporciona las respuestas de las variables ante las innovaciones, que no tienen una interpretación estructural.

Partiendo de una estimación del modelo [8], interpretado como una forma reducida, es posible recuperar el modelo estructural [3], mediante la imposición de una serie de restricciones de identificación, que sean coherentes con el modelo

[3]. La filosofía de la metodología VAR hace que el número de restricciones impuestas sea el mínimo necesario para que [3] quede exactamente identificado.

Comparando los modelos [3] y [7] se obtienen las siguientes relaciones:

$$v_t = C_0 \varepsilon_t, \quad y \quad C(L) = B(L)C_0.$$

Por lo tanto, si se conociese la matriz  $C_0$ , sería posible, partiendo de una estimación de  $B(L)$  la obtención de  $C(L)$ . De este modo se tendría conocimiento de los efectos de los *shocks* estructurales sobre el conjunto de variables. Para identificar los  $N^2$  elementos de  $C_0$  se necesitarán el mismo número de restricciones sobre sus elementos.

Si el objetivo del análisis es diferenciar los efectos de un conjunto de *shocks* estructurales, parece lógico suponer que estos *shocks* no estén correlacionados. Si además se efectúa una normalización, de forma que sus varianzas sean la unidad entonces la matriz de varianzas-covarianzas de los *shocks* estructurales será la matriz identidad, es decir,  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I_N$ . Este supuesto impone, dada la relación existente entre las innovaciones y los *shocks* estructurales ( $v_t = C_0 \varepsilon_t$ ),  $N(N+1)/2$  restricciones en los elementos de  $C_0$ , pues  $C_0 C_0' = \Omega$ . Una estimación de la matriz de varianzas-covarianzas del VAR ( $\Omega$ ) siempre es posible obtenerla a partir de la estimación mínimo cuadrática de los residuos. Por lo tanto, para identificar completamente la matriz  $C_0$ , son necesarias  $N(N-1)/2$  restricciones adicionales.

Este procedimiento de identificación se ve modificado cuando entre las variables existen relaciones de cointegración. Si entre el conjunto de variables  $x_t$  existen  $r$  relaciones de cointegración, entonces la forma correcta de comenzar el análisis no es el modelo [7], pues estimar un modelo VAR en diferencias hace que se pierda la información sobre las relaciones de largo plazo.

Ante este problema, Lütkepohl y Reimers (1992) proponen comenzar el análisis mediante un modelo VAR con las variables en niveles tal como:

$$[10] \quad A(L)x_t = \mu + v_t \quad ,$$

con  $A(L) = (I - A_1L^1 - \dots - A_pL^p)$ , y desarrollan un algoritmo que permite invertir el polinomio autorregresivo. Este modo de proceder tiene un problema: al no imponerse explícitamente las restricciones de cointegración, estas sólo se satisfarán asintóticamente.

Para superar este problema, el análisis debe comenzarse con un VAR que incorpore las restricciones de cointegración, es decir, un VECM tal como:

$$[11] \quad A^*(L)\Delta x_t = \mu - A(1)x_{t-1} + v_t$$

con  $A^*(L) = (I_n - A^*_1L^1 + \dots + A^*_{p-1}L^{p-1})$ , siendo  $A^*_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ , y con  $A(1) = (I_n - A_1 - \dots - A_p)$ . Cuando existen relaciones de cointegración la matriz  $A(1)$  tiene rango reducido y puede factorizarse como  $A(1) = \gamma\alpha'$ , siendo  $\alpha'x_t$  las relaciones de cointegración.

Si las variables  $x_t$  admiten una representación mediante un modelo VECM, entonces, tal como mostraron Stock y Watson (1988), la matriz  $B(1)$  en [9] tiene rango  $k = (N-r)$ . En este caso, el comportamiento de largo plazo de las variables es una combinación lineal de  $k$  paseos aleatorios, por lo que la representación [9] recibe el nombre de modelo de tendencias comunes, y puede verse como una forma reducida del modelo estructural de tendencias comunes [6]. La diferencia entre los dos modelos estriba en que [9] está en función de las innovaciones, mientras que [6] lo está en función de los *shocks* estructurales.

Utilizar la representación VECM presenta el problema de que las técnicas de inversión estándar no son aplicables, lo que dificulta la obtención de [9], a partir del cual identificar el modelo estructural [6]. Una propuesta, para el caso de dos variables y una relación de cointegración, para solucionar este problema la dieron Campbell y Shiller (1988). Su propuesta consiste en utilizar una representación alternativa al VECM que facilita la inversión del polinomio autorregresivo. A esta nueva representación se la conoce como modelo VAR restringido e incorpora directamente, al igual que la representación VECM, las relaciones de cointegración, por lo que, al mismo tiempo que se superan las

ineficiencias de la propuesta de Lütkepohl y Reimers (1992), facilita la inversión del polinomio autorregresivo. La propuesta de Campbell y Shiller (1988) fue generalizada por Warne (1993).

Para derivar la representación RVAR o modelo VAR restringido, se necesita definir una serie de matrices: sea  $M$  una matriz no singular ( $N \times N$ ), tal que  $M = [S'_k \ \alpha']'$ . Definamos además una matriz  $\gamma^*$  ( $N \times N$ ), como  $\gamma^* = \begin{bmatrix} 0 & \gamma \end{bmatrix}$ ; y sean  $D(L)$  y  $D_{\perp}(L)$  polinomios matriciales definidos por:

$$D(L) = \begin{bmatrix} I_k & 0 \\ 0 & (1-L)I_r \end{bmatrix} \quad D_{\perp}(L) = \begin{bmatrix} (1-L)I_k & 0 \\ 0 & I_r \end{bmatrix}.$$

Warne (1993) demostró que si y solo si el conjunto de variables  $x_t$  está cointegrado (1,1) con rango de cointegración  $r$ , entonces existe una representación como:

$$[12] \quad R(L)y_t = \theta + \eta_t$$

donde  $R(L) = M [ A^*(L) M^{-1} D(L) + \gamma^* L ]$ , y siendo  $y_t = D_{\perp}(L) M x_t$ . La representación [12] es estacionaria y se la conoce como modelo VAR restringido. En esta representación los últimos  $r$  elementos de  $y_t$  están formados por las relaciones de cointegración ( $\alpha' x_t$ ). Para obtener los primeros  $k$  elementos de  $y_t$  siempre es posible definir  $S_k$  como  $S_k = \alpha'_{\perp}$ , donde  $\alpha'_{\perp} \alpha = 0$ . Alternativamente, es posible organizar los elementos de  $x_t$  de tal forma que  $\alpha' = [\alpha^* \ I_r]$  y, en este caso se puede definir  $S_k$  como  $S_k = [ I_k \ 0 ]$ , con lo que los primeros  $k$  elementos de  $y_t$  serán los primeros  $k$  elementos de  $x_t$  en primeras diferencias.

Una vez estimada la representación RVAR, se podrá obtener fácilmente la representación de Wold [8]. Dados los vectores de cointegración, todos los demás parámetros de [12] se obtienen mediante estimación mínimo cuadrática. Alternativamente, es posible utilizar una estimación del VECM para derivar los parámetros del modelo RVAR. Obtener la representación de Wold a partir del RVAR es sencillo, pues se satisface la siguiente relación:

$$[13] \quad B(L) = M^{-1}D(L)R(L)^{-1}M.$$

El polinomio  $B(L)$  proporciona la respuesta de las variables ante las innovaciones, pero el objetivo es conocer las respuestas de las variables a los *shocks* estructurales, por lo tanto, queda por identificar el modelo estructural. El hecho de que haya  $r$  relaciones de cointegración va a modificar el número mínimo de restricciones necesario para identificar el modelo estructural [6].

En primer lugar, se analizará la identificación de la matriz  $A$  en [6], la cual indicará los efectos de largo plazo de los *shocks* permanentes. Como las relaciones  $\alpha'x_t$  son estacionarias se debe cumplir que  $\alpha'A = 0$ . Lo cual, dado  $\alpha$ , impone  $rk$  restricciones en los  $Nk$  elementos de  $A$ . Adicionalmente, comparando los modelos [6] y [9] se tiene:

$$[14] \quad B(1)v_t = A\varepsilon_t,$$

y recordando que  $E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = I_n$ , se satisface la siguiente relación:  $B(1)\Omega B(1)' = AA'$ ; por lo que dadas las estimaciones de  $B(1)$  y de  $\Omega$ , esta igualdad resulta en  $k(k+1)/2$  nuevas restricciones en  $A$ . Por lo tanto, para identificar los  $Nk$  elementos de  $A$ , son necesarias  $k(k-1)/2$  restricciones adicionales. Es decir, si hubiesen dos *shocks* permanentes sería necesaria solamente una restricción. Esta restricción tendría que hacer referencia a las propiedades de largo plazo de las variables y ser coherente con las propiedades de cointegración.

Si además de identificar  $A$ , se pretende obtener las respuestas de las variables a los *shocks* estructurales, es decir, el polinomio  $C(L)$  de [3], se necesitarán un mayor número de restricciones. Para ello, supongamos que los *shocks* estructurales son una combinación lineal de las innovaciones, de forma que  $\varepsilon_t = Fv_t$ . Así, se podría expresar la representación de Wold [8] del siguiente modo:

$$[15] \quad \Delta x_t = \mu + B(L)v_t = \mu + B(L)F^{-1}\varepsilon_t$$

de forma que  $B(L)F^{-1}$  recoge los efectos de los *shocks* estructurales sobre las variables, es decir,  $B(L)F^{-1} = C(L)$ .

Queda por determinar la obtención de la matriz  $F$  que relaciona los *shocks* estructurales con las innovaciones. De [14] se tiene que los *shocks* permanentes  $\phi_t = (A'A)^{-1}A'B(1)v_t$ . Entonces, puede definirse la matriz:

$$[16] \quad F_k = (A'A)^{-1}A'B(1),$$

de forma que  $F = [F'_k \ F'_r]'$ . Así, se tiene parte de la matriz  $F$  identificada mediante la relación existente entre los *shocks* permanentes y las innovaciones.

La determinación de  $F_r$ , matriz que relaciona los *shocks* estructurales transitorios con las innovaciones, se hará de forma que se satisfagan ciertas propiedades. En primer lugar que los *shocks* permanentes y transitorios estén incorrelados, es decir:

$$[17] \quad E(\phi_t\psi_t) = (A'A)^{-1}A'B(1)\Omega F'_r = F_k F'_r = 0.$$

Como  $B(1)\gamma = 0$  (Engle y Granger (1987)), entonces:

$$[18] \quad F_r = Q^{-1} \omega' \Omega^{-1}$$

satisfará la relación [17], siendo  $\omega = \gamma\xi$ , con  $\xi$  una matriz ( $r \times r$ ) no singular.

La matriz  $Q(r \times r)$  se fijará de forma que la matriz de covarianzas de los *shocks* transitorios dada en [19], sea la identidad:

$$[19] \quad E[\psi_t\psi'_t] = F_r \Omega F'_r = Q^{-1} \omega' \Omega^{-1} \omega (Q^{-1})' = I_n .$$

Para ello, los elementos de  $Q$  pueden obtenerse de la descomposición de Choleski de la matriz  $\omega' \Omega^{-1} \omega$ . Es decir  $Q$  se obtiene de la siguiente relación:  $QQ'$

$= \omega' \Omega^{-1} \omega$ , por lo que  $Q$  será triangular inferior. Hay que destacar que este modo de identificar la matriz  $F_r$ , no proporciona necesariamente una interpretación económica de los *shocks* transitorios ( $\psi_t$ ), pero sí es suficiente para determinar las funciones de impulso respuesta de los *shocks* permanentes.

Para tratar de dar una interpretación económica a los *shocks* transitorios, se debería ser más específico en la determinación de  $Q$ , aunque su estructura será irrelevante en la determinación del papel de los *shocks* permanentes. Para ello se deben imponer restricciones sobre la matriz  $\omega = \gamma\xi$ . Estas restricciones tendrán implicaciones sobre la respuesta contemporánea de las variables  $x_t$  ante los *shocks* transitorios ( $\psi_t$ ). Pues como muestra Warne (1993), la respuesta contemporánea de  $x_t$  ante los *shocks* transitorios viene dada por  $\gamma\xi(Q')^{-1}$ .

Entonces, imponiendo una estructura apropiada a  $\xi$  (dados  $\gamma$  y  $Q$ ) podemos imponer que ciertas variables no respondan contemporáneamente a ciertos *shocks*. En general, para identificar exactamente los *shocks* transitorios es suficiente considerar  $r(r-1)/2$  restricciones cero en  $\xi$ , pues hay  $r^2$  elementos en  $\xi$  y [19] impone  $r(r+1)/2$  restricciones.

En resumen, cuando entre las variables existen relaciones de cointegración, la identificación de modelos VAR se complica técnicamente, pero también resulta en ventajas a la hora de la identificación de los distintos *shocks*. Al ser posible separar el problema de identificar los efectos de los *shocks* permanentes de los de los transitorios se reduce el número de restricciones necesarias para identificar el modelo estructural. Así, para identificar los *shocks* permanentes son necesarias  $k(k-1)/2$  restricciones de largo plazo en la matriz  $A$ , mientras que para identificar los *shocks* transitorios se necesitan  $r(r-1)/2$ . En cualquier caso, son un número menor que en el caso de no existir relaciones de cointegración, cuando son necesarias  $N(N-1)/2$  restricciones. Concretamente, el número de restricciones necesarias se reduce en  $(N-k)(N-r)$ .

### 3. *Shocks* de demanda versus *shocks* de oferta: Estudios previos.

Los estudios recientes sobre el papel de distintas fuentes de variabilidad en el ciclo económico se pueden clasificar en dos grandes grupos que se diferencian tanto teórica como metodológicamente. Por un lado, los modelos RBC utilizan modelos teóricos para estudiar la importancia de una serie de *shocks*, fundamentalmente *shocks* en la productividad. Por otro lado, estudios empíricos que mediante el uso de técnicas econométricas tratan de caracterizar la importancia de distintos *shocks* en la economía. En este tipo de estudios se suele limitar el papel de la teoría económica a lo estrictamente necesario para identificar los modelos econométricos, en clara contraposición a los trabajos en el marco RBC, donde el papel de la teoría es primordial.

Los modelos RBC, que en un principio incorporaban un solo tipo de *shock* (un *shock* tecnológico), han tenido éxito en replicar ciertos hechos estilizados del ciclo económico. Sin embargo, ante la imposibilidad de explicar otros hechos estilizados, sus modelos han ido enriqueciéndose e incorporando nuevos tipos de *shocks*, con lo que se consigue explicar a un mayor número de hechos estilizados. Actualmente se reconoce que con un sólo tipo de *shock* no es posible replicar las características principales del ciclo económico. Se necesita incorporar nuevos tipos de *shocks*, aunque siempre dando un papel preponderante a los *shocks* en la productividad.

En cuanto a los estudios empíricos sobre las fuentes de variabilidad, generalmente, son más eclécticos y parten de la idea de que los ciclos son potencialmente causados por múltiples *shocks*, tratando de discriminar mediante el recurso a la evidencia empírica cuales son o han sido los más importantes.

Dentro de estos trabajos podemos diferenciar tres tipos de estrategia para determinar la importancia de los distintos *shocks*. Por un lado trabajos como el de Karras y Song (1996), en los que partiendo de una medida o estimación del ciclo económico, se realiza un análisis de regresión para tratar de determinar la importancia de ciertas variables a la hora de explicar el ciclo. Otra estrategia

consiste en tratar de estimar directamente los *shocks* que afectan a la economía; como representativo de este enfoque puede citarse el artículo de Evans (1992). En este trabajo se obtiene una estimación del residuo de Solow, que se toma como representativa del verdadero *shock* a la productividad, analizándose a continuación si el residuo de Solow estimado se comporta como se espera de una perturbación tecnológica. La principal conclusión de este trabajo es que el residuo de Solow estimado, al utilizar instrumentos de demanda, no es exógeno, indicando que está contaminado por otro tipo de factores. Este resultado pone de manifiesto la dificultad de estimar directamente los *shocks* que afectan las economías. Por último, la estrategia o vía de modelización de los llamados VAR estructurales, en la que partiendo de un modelo econométrico multivariante se pretende identificar o diferenciar entre categorías amplias de perturbaciones. El enfoque de los VAR estructurales tiene la ventaja de permitir también determinar cuales son los mecanismos de transmisión que operan en el ciclo económico, pudiéndose utilizar como una forma de validación de los resultados.

Los trabajos empíricos que han utilizado modelos VAR para identificar distintas fuentes de variabilidad, han planteado distintos supuestos para identificar y separar los *shocks* de oferta de los de demanda. Por ejemplo, Stockman (1988) identifica los *shocks* de oferta como *shocks* sectoriales, mientras que los *shocks* de demanda afectarían al agregado. También se han utilizado restricciones de corto plazo, tal como puede verse, entre otros, en los trabajos de Blanchard (1989), Karras (1993) y Funke (1997). Concretamente Blanchard (1989) y Funke (1997) utilizan el supuesto de que las innovaciones en el producto real son causadas contemporáneamente sólo por *shocks* de demanda, debido a la existencia de rigideces nominales. Sin embargo, el supuesto más utilizado para identificar los *shocks* de oferta ha sido suponer que los *shocks* de demanda no afectan en el largo plazo al producto real. Este supuesto puede no ser válido, tal como se reconoce en Blanchard y Quah (1989), si bien, cabe esperar que, el crecimiento del PIB sea generado en su mayor parte por *shocks* de oferta, que desplazan la frontera de posibilidades de producción. Entre los

muchos trabajos que han utilizado este supuesto de identificación se citarán los siguientes: Blanchard y Quah (1989), Shapiro y Watson (1988), King y otros (1991), Mellander y otros (1992) y Bergman (1996).

Blanchard y Quah (1989) plantean para la economía americana un modelo VAR bivalente con el producto real y la tasa de desempleo para el periodo 1950:2-1987:4. El suponer que la tasa de desempleo es estacionaria, les permite identificar dos tipos de *shocks*, uno permanente y otro transitorio. Blanchard y Quah identifican las innovaciones en la tendencia estocástica como *shocks* de productividad y los *shocks* transitorios como de demanda. Los resultados indican que los *shocks* permanentes tienen un papel importante en las fluctuaciones de corto plazo del PIB. Concretamente, los *shocks* de demanda explican entre un 8 y un 34 por ciento de la variabilidad del PIB para un horizonte temporal de tres años<sup>43</sup>.

Shapiro y Watson (1988) analizan para los Estados Unidos en el periodo 1951:1-1987:2 el sistema formado por las siguientes variables: horas trabajadas, PIB, inflación y tipos de interés a corto plazo<sup>44</sup>. Basándose en resultados empíricos y teóricos concluyen que en ese sistema existen tres tendencias estocásticas, ya que suponen que el tipo de interés real es estacionario. En ese sistema, identifican un *shock* permanente en la oferta de trabajo y un *shock* permanente tecnológico. El primero es identificado suponiendo que es el único causante en el largo plazo de la evolución de las horas trabajadas, y la segunda perturbación o *shock* tecnológico, es identificado suponiendo que el tercer *shock* permanente no tiene efectos de largo plazo sobre el PIB. Los resultados obtenidos indican que los *shocks* de demanda tienen un papel limitado en la explicación del ciclo, incluso en el corto plazo.

King y otros (1991), partiendo de un modelo neoclásico de crecimiento, plantean la existencia de una tendencia estocástica común para el PIB, consumo e

---

<sup>43</sup> La diferencia se debe a la presencia o no de una tendencia lineal en el desempleo. Con tendencia lineal en el desempleo, los *shocks* de demanda explican un mayor porcentaje de la variabilidad del PIB.

<sup>44</sup> Además de estas cuatro variables, Shapiro y Watson (1988) incluyen en el análisis el precio del petróleo; pero esta variable es tratada como exógena.

inversión en términos per cápita, causada por un *shock* tecnológico permanente. Las propiedades estadísticas de las variables en USA para el periodo 1949:1-1988:4 confirman la existencia de una tendencia común en el PIB, consumo e inversión. Al identificar mediante un modelo VECM el *shock* permanente, los resultados indican que para un horizonte temporal de tres años, este *shock* explica un 73 por ciento de la variabilidad del PIB. Al ampliar el modelo con variables monetarias (saldos reales, inflación y tipo de interés real), los resultados indican la presencia de tres *shocks* permanentes. Para identificar el *shock* de productividad permanente suponen que este es el único causante del PIB en el largo plazo. En este caso, la aportación del *shock* de productividad en la explicación del PIB desciende hasta un 44 por ciento.

Mellander y otros (1992), estiman con datos anuales (1875-1986), un modelo VECM para los términos de intercambio y PIB, consumo e inversión per cápita, en la economía sueca. Su estudio está basado en una versión del modelo de crecimiento neoclásico para una economía abierta formulado por Lundvik (1991) en el que las variables reales son causadas, además de por el *shock* permanente en la productividad, por una perturbación externa que representa un *shock* en los términos de intercambio. Los resultados empíricos son coherentes con la presencia de dos *shocks* permanentes; para diferenciar entre estos dos *shocks*, se utiliza el supuesto de que el *shock* de productividad (que se interpreta como un *shock* interno) no tiene efectos en los términos de intercambio en el largo plazo. Los resultados indican que para un horizonte temporal de dos años, el *shock* en los términos de intercambio, explica un 50 por ciento de la varianza del error de predicción del PIB, mientras que el *shock* interno, explica un 44 por ciento. Es decir, otra vez se pone de manifiesto el importante papel de los *shocks* permanentes en las fluctuaciones del PIB incluso el corto plazo.

Bergman (1996) analiza para el periodo 1960:1-1990:1 las posibles causas de las fluctuaciones en cinco países: USA, Alemania, Suecia, Japón y Reino Unido. Para ello utiliza un modelo VAR para cada país que incluye dos variables, la inflación y el producto real. Para todos los países se acepta la

existencia de una relación de cointegración entre las dos variables. Bergman (1996) contrasta la posibilidad de que el vector de cointegración, refleje en realidad la estacionariedad de la inflación; sin embargo, los datos rechazan esa hipótesis nula en Suecia, Alemania y Japón. A pesar de estos resultados, en Bergman (1996) se continua el análisis imponiendo la estacionariedad de la inflación, de forma que se identifica un *shock* permanente, que puede interpretarse como un *shock* de oferta y un *shock* transitorio o de demanda. Los resultados indican que los *shocks* de oferta explican, para los distintos países, un porcentaje entre un 35 y un 99 por ciento de la variabilidad del PIB. Adicionalmente, los resultados indican que los *shocks* permanentes también son responsables de una parte importante de la variabilidad de la inflación en el largo plazo, concretamente entre un 10 por ciento en Suecia y un 66 por ciento en Gran Bretaña.

La conclusión general de estos trabajos, que mediante el uso de modelos VAR han tratado de determinar la importancia relativa de los *shocks* de oferta y de demanda en la generación de los ciclos, es que los ciclos no son sólo un fenómeno de demanda, los *shocks* de oferta son los principales causantes de las fluctuaciones económicas, explicando una parte importante de la variabilidad del producto real.

## 4. Análisis empírico

El análisis empírico se realizará para los mismos países analizados en el primer capítulo de la tesis, es decir, para los países pertenecientes al G-7 más España y Suiza. Los datos, que son trimestrales y están desestacionalizados, proceden de la base de datos “Main Economic Indicators” de la OCDE. El periodo muestral abarcará desde 1970:1 hasta 1994:1.

Dado el elevado número de países, se realizará el análisis para un conjunto de dos variables: la producción real y los precios. De esta forma, será posible identificar dos tipos de *shocks*. La producción real es la variable objeto principal de interés. Incluir los precios permite una especie de contraste sobre los resultados, pues, como mínimo, el *shock* identificado como de oferta debería provocar los efectos que se esperan de éste. Es decir, que ante un *shock* de oferta positivo aumente la producción y desciendan los precios.

Como medida de producción se utilizará el logaritmo del PIB y como medida de los precios el logaritmo del deflactor del PIB, concretamente, se utilizará la primera diferencia de esta variable, es decir, la inflación.

### 4.1) Análisis de las propiedades estadísticas de las series:

Siguiendo el trabajo de Bergman (1996), para determinar las propiedades estadísticas de las series se utilizará el enfoque introducido por Johansen (1988 y 1991), en el que se contrastan las posibles relaciones de largo plazo en un modelo VECM, como [11], donde el conjunto de variables será  $x_t = (\text{PIB}_t, \text{Inflación}_t)'$ . Este modelo es especialmente apropiado para contrastar la posible existencia de relaciones de cointegración. Como el método propuesto por Johansen presupone que el proceso estocástico sólo contiene variables I(0) o I(1), se contrastó previamente que ninguna de las series de producción fuese I(2). Los resultados, mostrados en el apéndice 1, permiten rechazar para todos los países la hipótesis de dos raíces en el PIB.

Para cada país se determinó el número de retardos a incluir en el VECM mediante contrastes de razón de verosimilitud. Se utilizaron tres retardos para USA, GBR y Francia, cuatro en Alemania y Japón y cinco en Canadá, España, Italia y Suiza. Adicionalmente, se contrastó mediante estadísticos de Ljung-Box si existía correlación en los residuos de las ecuaciones de cada país, y en ningún caso se encontró evidencia de autocorrelación, por lo que se consideró que el orden especificado para los modelos es adecuado.

**CUADRO 1: Análisis de cointegración.**

	( $H_0 : r = 0$ )	( $H_0 : r = 1$ )	Vect.de coint. <sup>a</sup>
<b>ESP</b>	$LR_{max} = 15.39^*$	$LR_{max} = 0.06$	[ 0.062 1 ]
(p=3)	$LR_{trace} = 15.45^*$	$LR_{trace} = 0.06$	
<b>FRA</b>	$LR_{max} = 13.06^*$	$LR_{max} = 2.37$	[ 0.060 1 ]
(p=3)	$LR_{trace} = 15.43^*$	$LR_{trace} = 2.37$	
<b>GBR</b>	$LR_{max} = 15.98^*$	$LR_{max} = 0.14$	[ 0.061 1 ]
(p=3)	$LR_{trace} = 16.12^*$	$LR_{trace} = 0.14$	
<b>USA</b>	$LR_{max} = 15.67^*$	$LR_{max} = 0.05$	[ 0.023 1 ]
(p=3)	$LR_{trace} = 15.72^*$	$LR_{trace} = 0.05$	
<b>ITA</b>	$LR_{max} = 12.74^*$	$LR_{max} = 2.20$	[ 0.073 1 ]
(p=5)	$LR_{trace} = 14.94^*$	$LR_{trace} = 2.20$	
<b>FRG</b>	$LR_{max} = 14.62^*$	$LR_{max} = 0.38$	[ 0.015 1 ]
(p=4)	$LR_{trace} = 15.00^*$	$LR_{trace} = 0.38$	
<b>CAN</b>	$LR_{max} = 20.64^*$	$LR_{max} = 1.53$	[ 0.049 1 ]
(p=5)	$LR_{trace} = 22.17^*$	$LR_{trace} = 1.53$	
<b>JPN</b>	$LR_{max} = 18.20^*$	$LR_{max} = 2.67$	[ 0.035 1 ]
(p=4)	$LR_{trace} = 20.77^*$	$LR_{trace} = 2.67$	
<b>SUI</b>	$LR_{max} = 15.76^*$	$LR_{max} = 0.26$	[ 0.020 1 ]
(p=5)	$LR_{trace} = 16.02^*$	$LR_{trace} = 0.26$	

\* Denota rechazo al 10%. Valores críticos (90%): ( $r=1$ )  $LR_{max} = 10.60$ ;  $LR_{trace} = 13.31$  // ( $r=0$ )  $LR_{max} = 2.71$ ;  $LR_{trace} = 2.71$ .

<sup>a</sup> Vector de cointegración normalizado en el coeficiente de la inflación.

Los resultados mostrados en el cuadro 1, indican que para todos los países puede aceptarse la existencia de un vector de cointegración entre el PIB y la inflación. El vector de cointegración estimado, muestra para todos los países una relación negativa de largo plazo entre PIB e inflación.

Como se aprecia en el cuadro 1, los vectores de cointegración estimados están próximos a ser del tipo [0,1]. Esta hipótesis puede contrastarse tal como se muestra en Johansen (1991). Los contrastes estarán condicionados a la existencia de un vector de cointegración, y el estadístico se distribuye como una chi-cuadrado con un grado de libertad. Si se aceptase que el vector [0,1] pertenece al espacio de cointegración, implicaría que la inflación es estacionaria. Los resultados de estos contrastes, mostrados en el cuadro 2, indican que la hipótesis nula de que el vector de cointegración es del tipo [0 1] no es aceptada para ningún país excepto para Suiza.

**CUADRO 2:** *Contraste de estacionariedad de la inflación.*

$H_0 : V = [ 0 \quad 1 ]$		$H_0 : V = [ 0 \quad 1 ]$	
<b>ESP</b>	p-value = 0.0005	<b>FRG</b>	p-value = 0.0235
<b>FRA</b>	p-value = 0.0024	<b>CAN</b>	p-value = 0.0000
<b>GBR</b>	p-value = 0.0056	<b>JPN</b>	p-value = 0.0009
<b>USA</b>	p-value = 0.0019	<b>SUI</b>	p-value = 0.1310
<b>ITA</b>	p-value = 0.0044		

La inflación ha sido tratada en distintos trabajos alternativamente como integrada de orden 1 y como estacionaria. Contrates alternativos proporcionan diferentes resultados en cuanto a las propiedades estadísticas de la inflación. Concretamente, para el mismo conjunto de datos analizado en este capítulo, los contrastes de Dickey y Fuller (1979 y 1981) permiten rechazar para la mayoría de países la hipótesis de una raíz unitaria en la inflación.

En el trabajo de Bergman (1996), tampoco se acepta para todos los países que la inflación sea estacionaria; sin embargo, Bergman (1996) continua el análisis imponiendo que la inflación es estacionaria. En nuestro caso se ha preferido continuar el análisis con los vectores de cointegración mostrados en el cuadro 1. Estas relaciones de cointegración, tan similares para todos los países, puede que no constituyan una verdadera relación estructural de largo plazo entre PIB e inflación. Es posible que sean el reflejo de una relación puramente estadística entre las dos variables, debido al continuo y generalizado descenso de la inflación en el periodo analizado. En cualquier caso, la relación de cointegración estimada, garantiza que el modelo analizado es estacionario, y además, provee de un marco de análisis común para todos los países.

#### **4.2) Identificación de los *shocks*:**

Hay que recordar que, tal como se mostró en la sección segunda, para identificar un modelo VAR cuando hay  $r$  relaciones de cointegración entre las  $N$  variables, son necesarias  $k(k-1)/2$  restricciones de largo plazo para identificar los  $k$  *shocks* permanentes, además de  $r(r-1)/2$  restricciones de corto plazo para identificar los  $r$  *shocks* transitorios.

Para todos los países el modelo estimado ha sido bivalente ( $N=2$ ), y los resultados indican que existe una relación de cointegración entre las variables ( $r=1$ ). Estos resultados implican la existencia de un *shock* permanente y un *shock* transitorio en el sistema, y dada la restricción de cointegración estos dos *shocks* están exactamente identificados.

Una vez conocido el rango del espacio de cointegración, se procedió a estimar el modelo RVAR [12] para cada país. Las variables  $y_t$  de estos modelos estarán formadas por la primera diferencia del PIB y la relación de cointegración. Partiendo de la estimación del modelo RVAR es posible obtener la representación de Wold [8], mediante la relación [13]. Una vez obtenida la representación de Wold, dada la restricción de cointegración, no

se necesitan restricciones adicionales para la obtención de la matriz  $F$ , que posibilita la obtención del modelo estructural.

#### 4.3) Resultados:

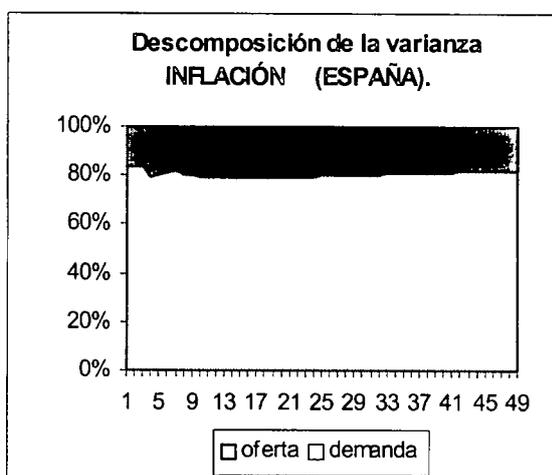
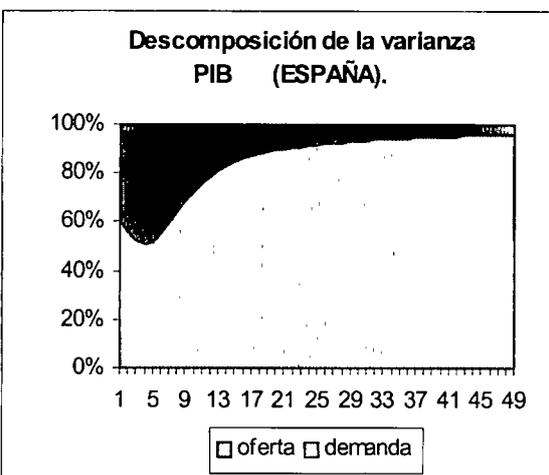
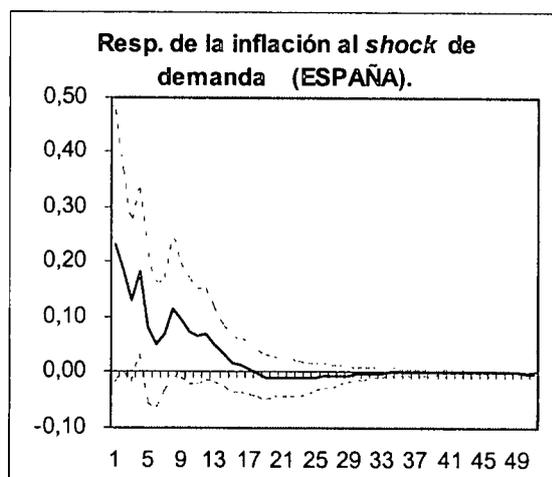
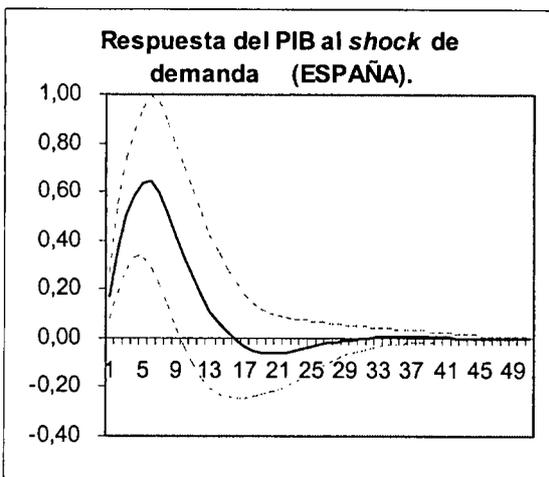
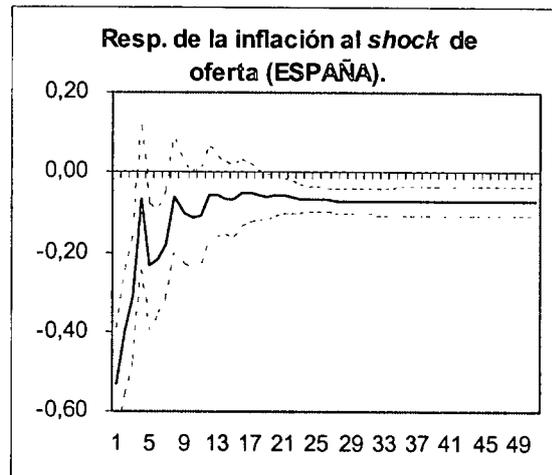
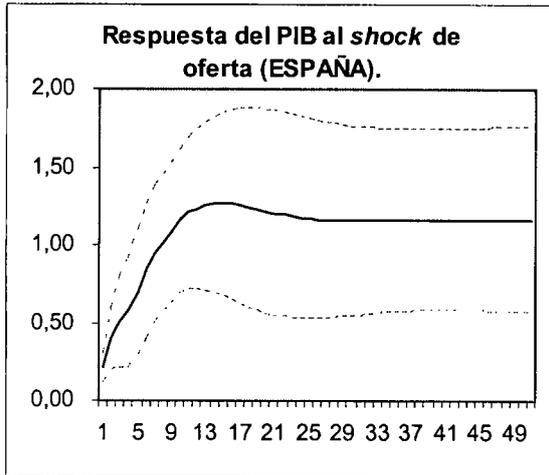
Los efectos del *shock* permanente y del *shock* transitorio sobre las dos variables analizadas se mostrarán principalmente en formato gráfico. Para cada país se presentan seis gráficos: los cuatro primeros gráficos serán las funciones de impulso-respuesta, e ilustrarán la respuesta dinámica de las dos variables ante cada uno de los *shocks*, junto con el intervalo de confianza al noventa y cinco por ciento<sup>45</sup>; los dos últimos gráficos para cada país, representan la descomposición de la varianza del error de predicción. Estos últimos gráficos, se presentan en porcentaje e indican la aportación de cada uno de los *shocks* en la explicación de la variabilidad de cada variable para distintos momentos del tiempo.

También se presentarán tres cuadros, el primero de ellos contiene los efectos de largo plazo del *shock* permanente. Adicionalmente, para facilitar la comparación de la importancia de cada uno de los *shocks* en la explicación de la variabilidad del PIB y la inflación se presentarán, en dos cuadros, la aportación en porcentaje de cada *shock* a la variabilidad del PIB y la inflación para distintos periodos. Concretamente, se mostrará la descomposición de la varianza para el periodo inicial; también para cada uno de los cinco años posteriores al *shock*, es decir, las periodicidades típicamente asociadas al ciclo económico. Finalmente, como representación de los efectos de largo plazo, se presentarán los resultados tras diez años de la ocurrencia del *shock*.

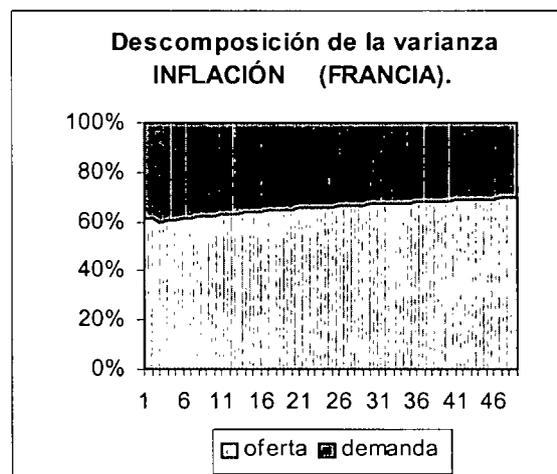
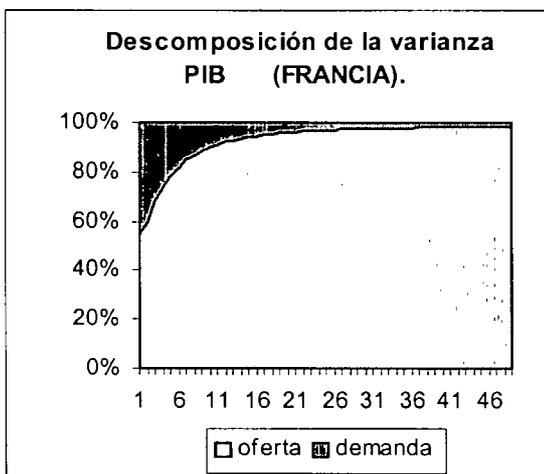
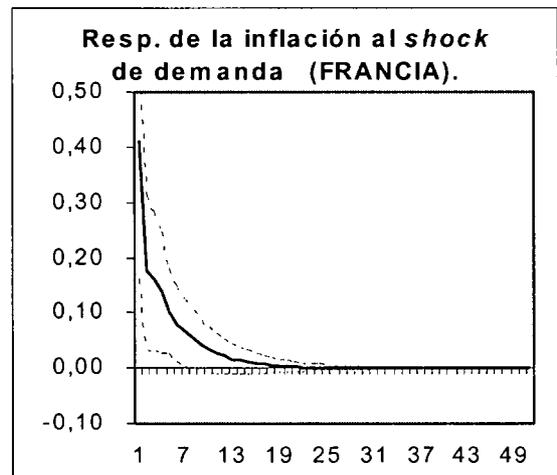
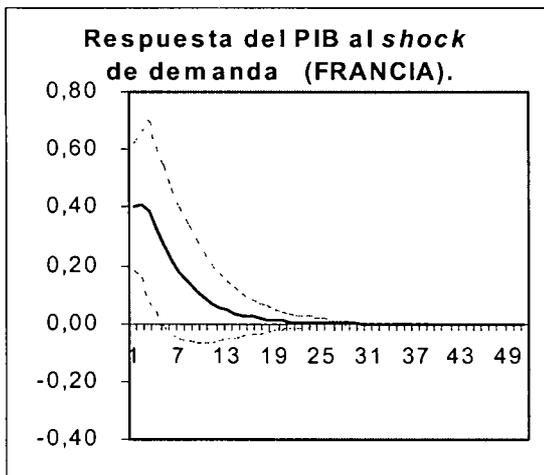
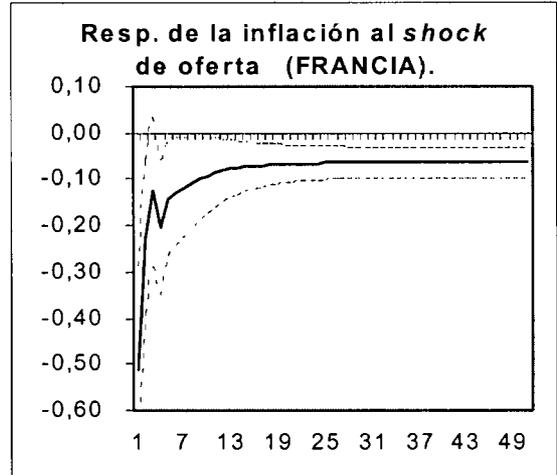
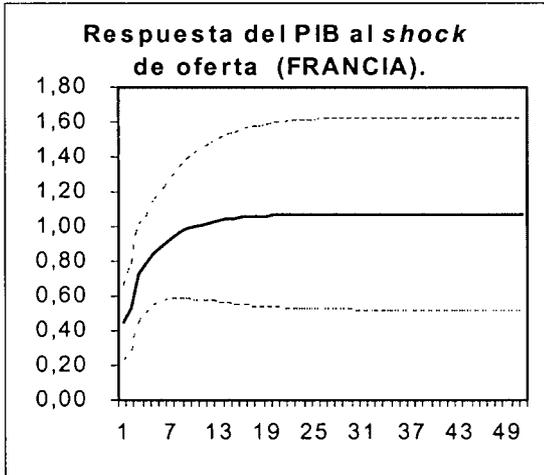
---

<sup>45</sup> Los intervalos de confianza proceden de la distribución asintótica de las funciones de impulso-respuesta, obtenida por Warne (1993).

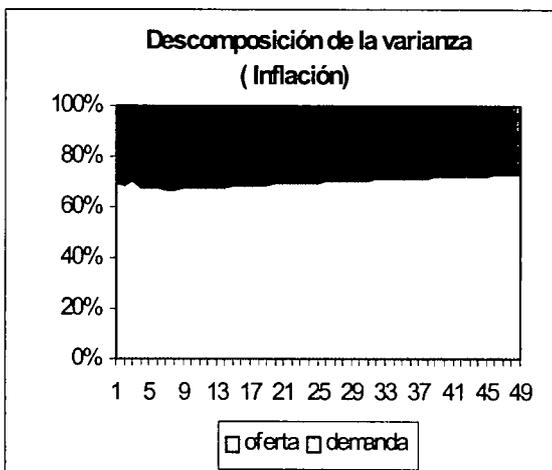
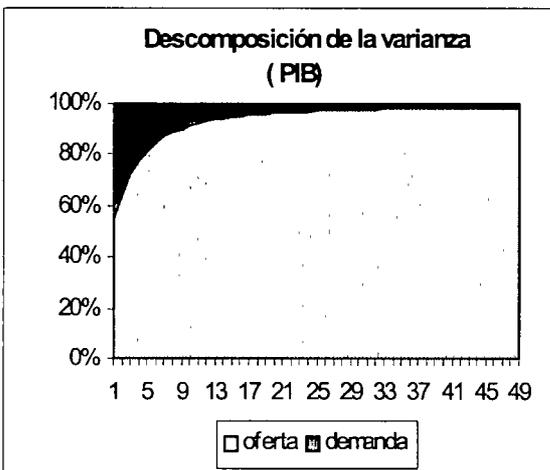
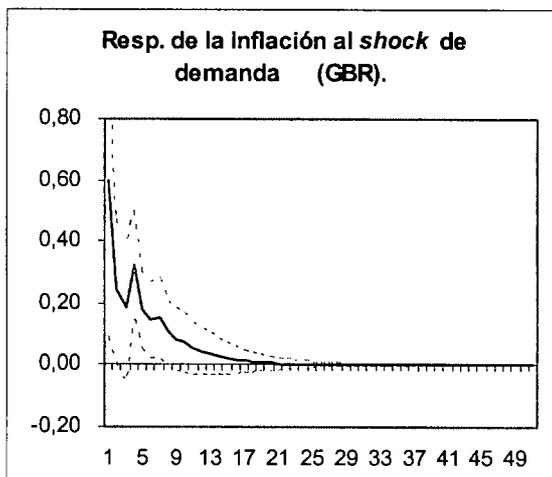
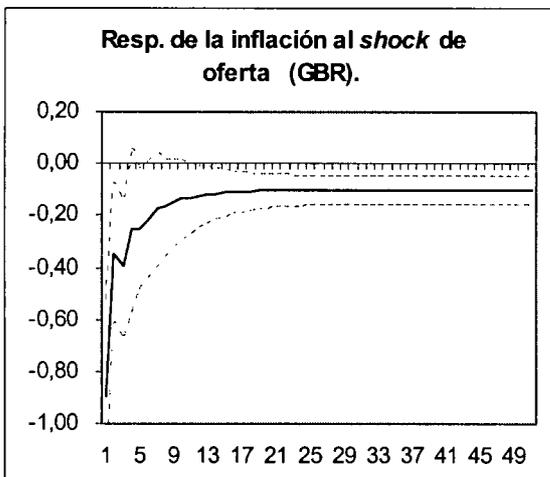
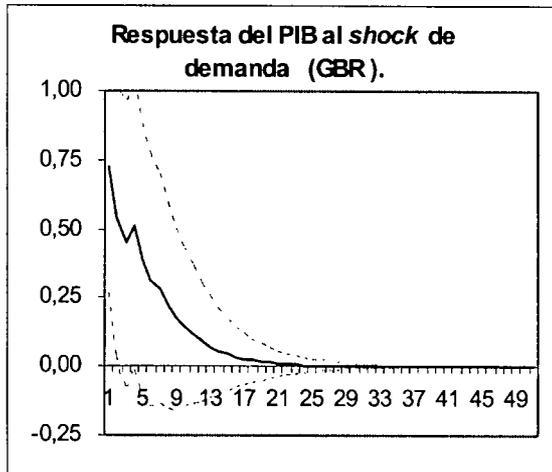
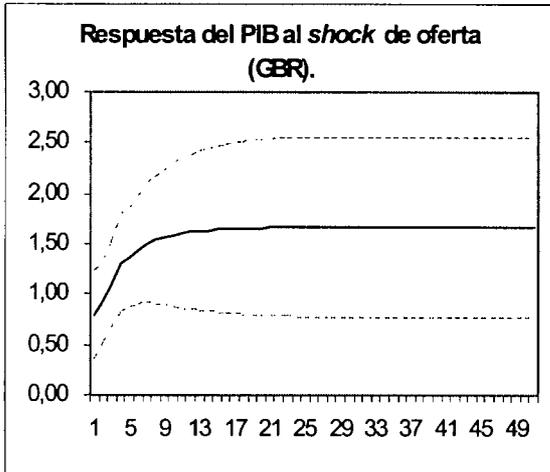
## ESPAÑA



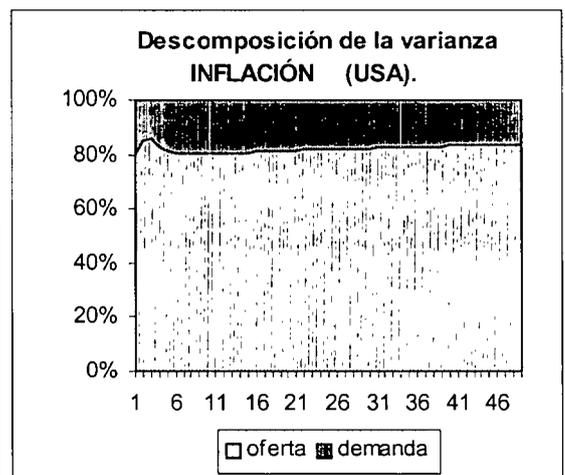
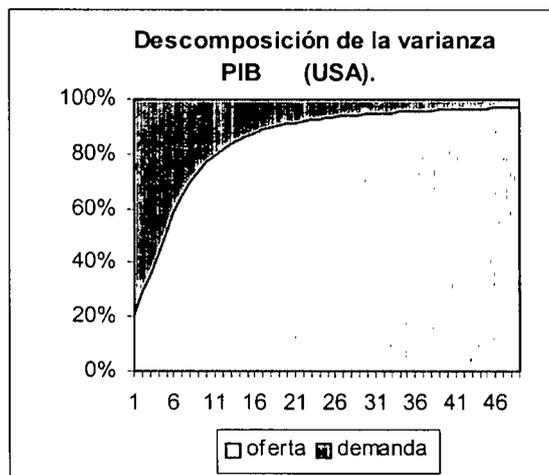
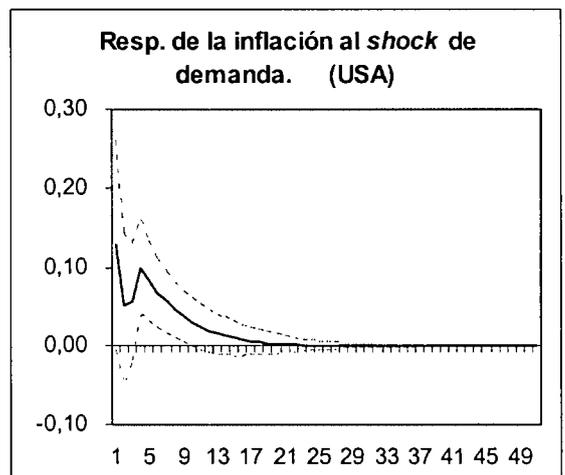
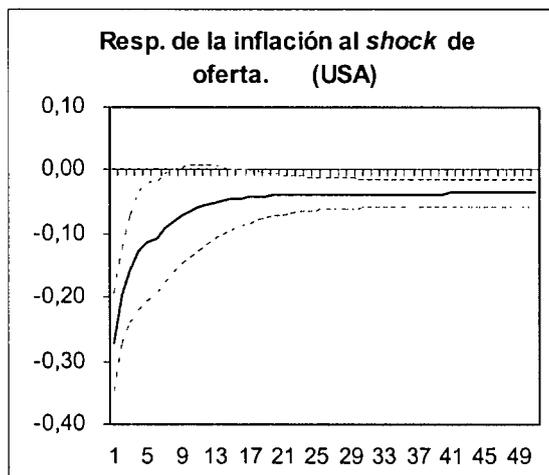
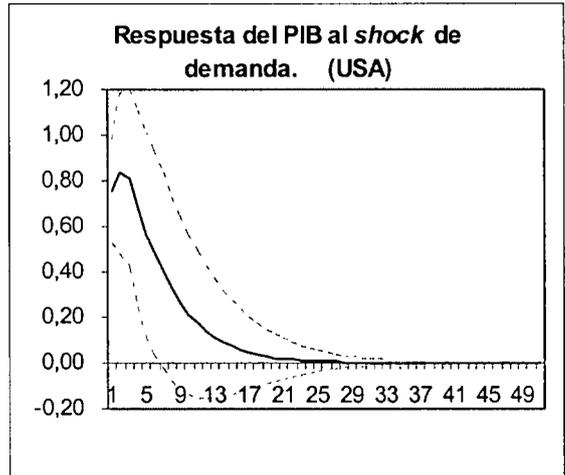
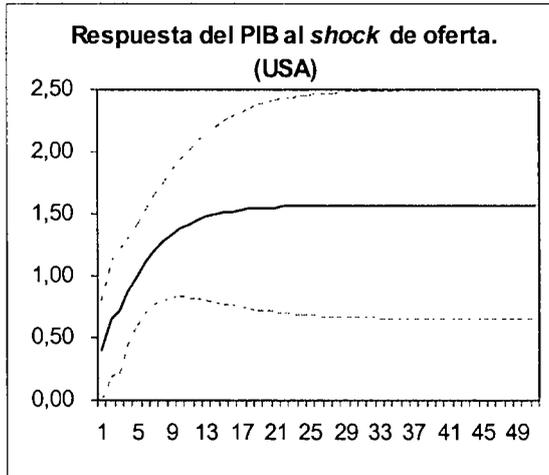
## FRANCIA



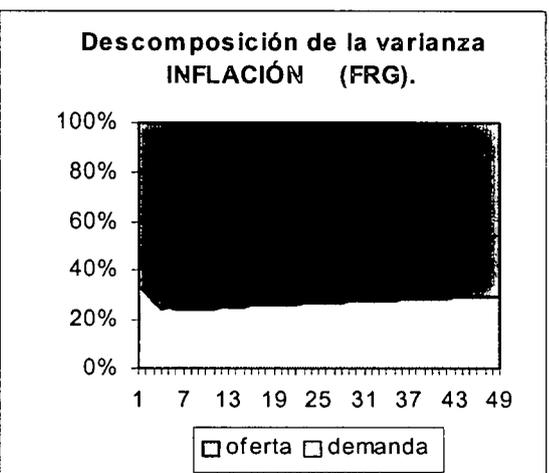
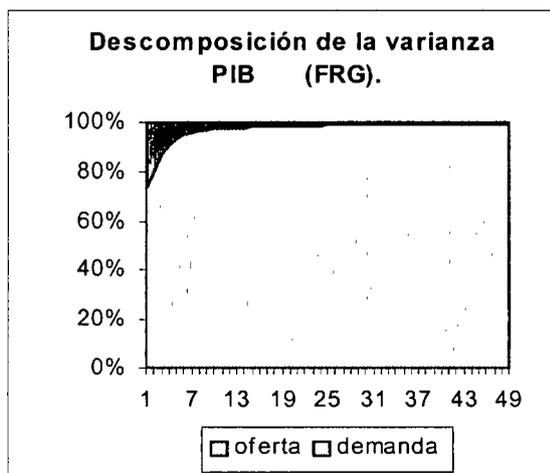
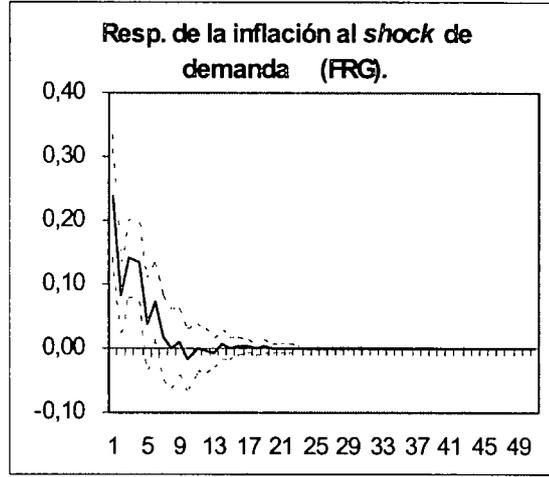
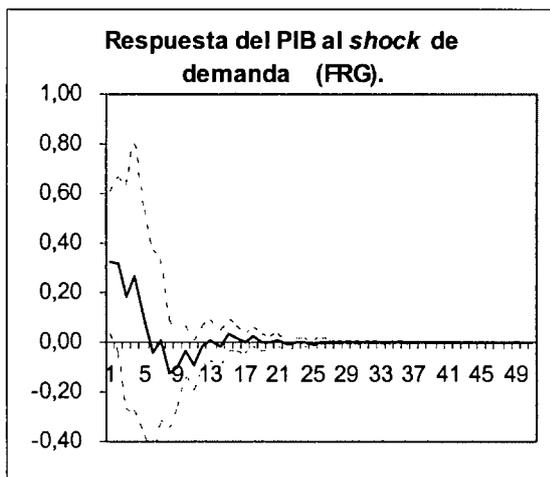
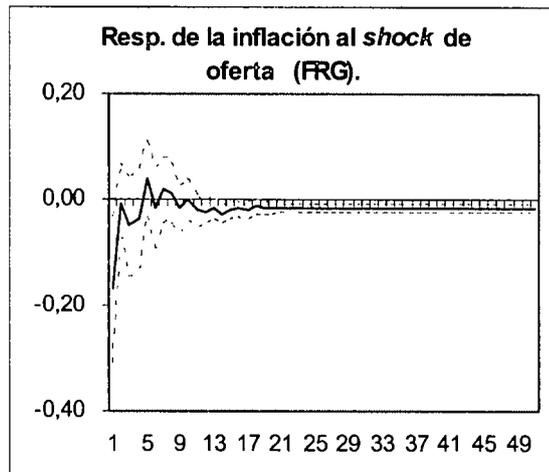
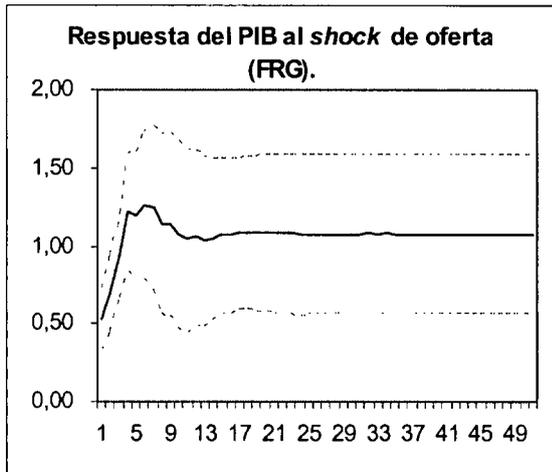
## REINO UNIDO



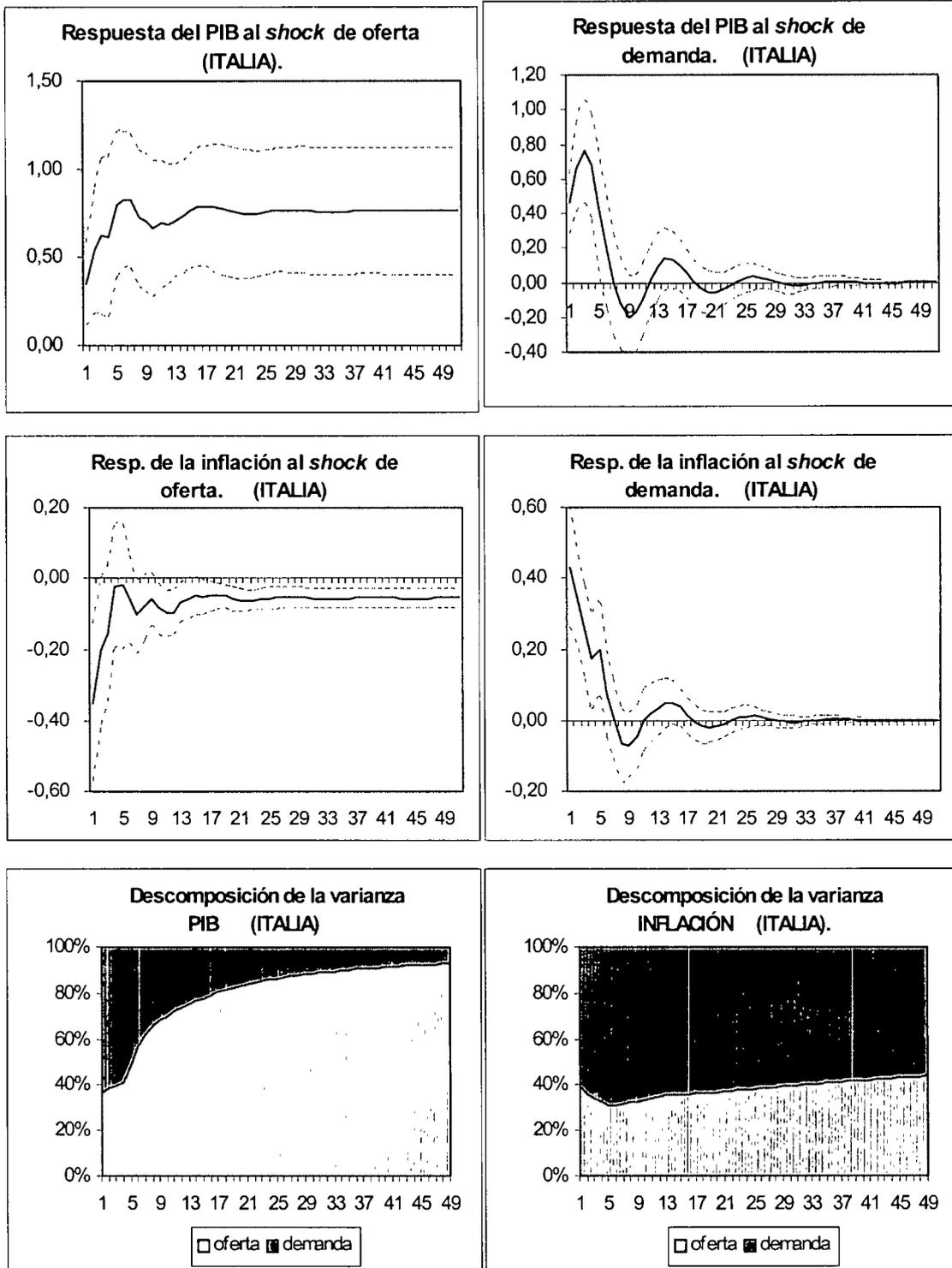
## USA



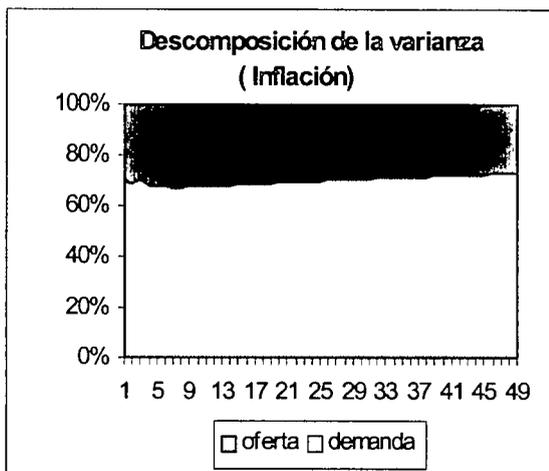
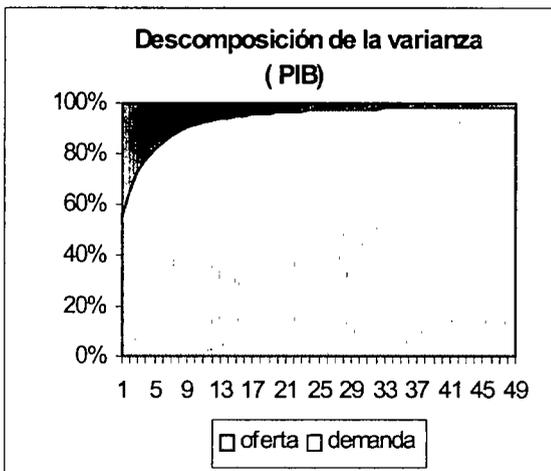
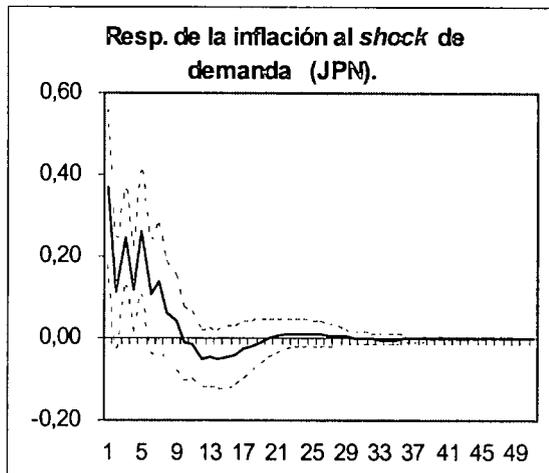
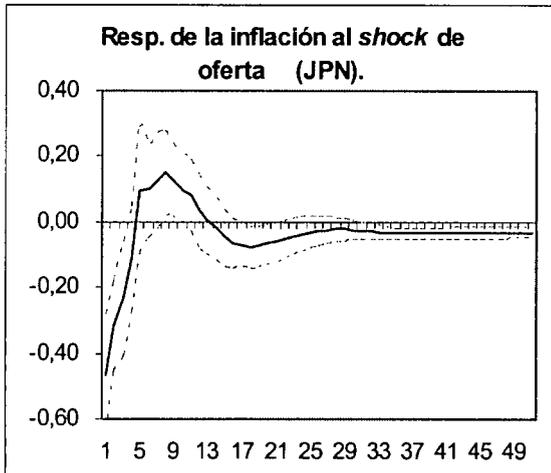
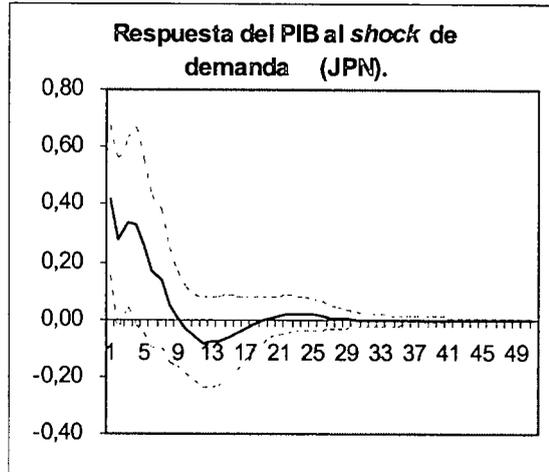
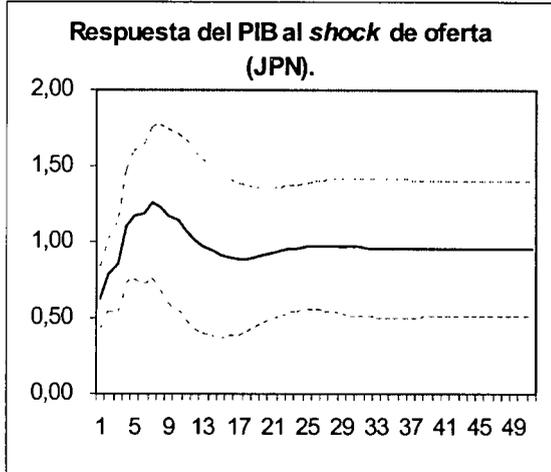
## ALEMANIA



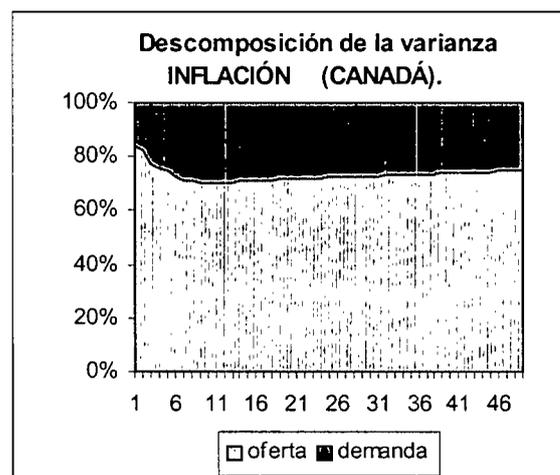
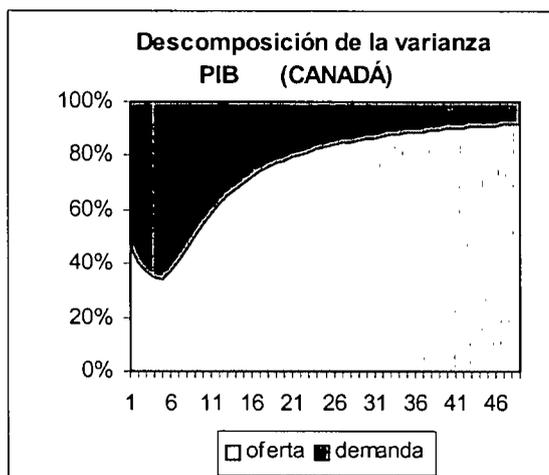
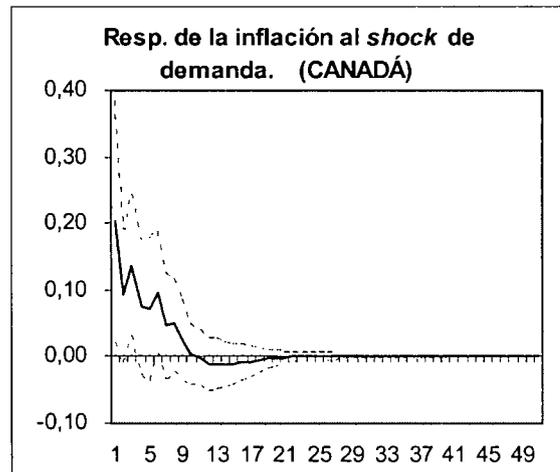
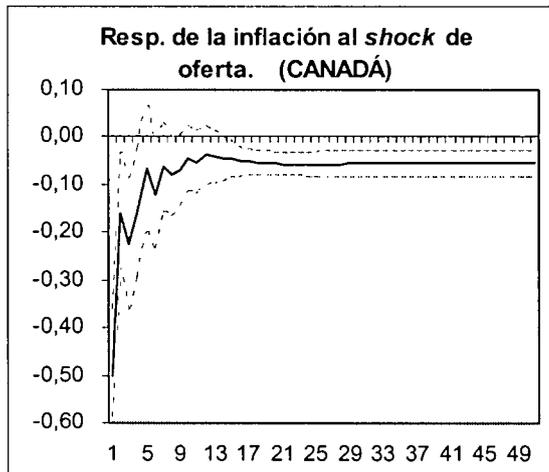
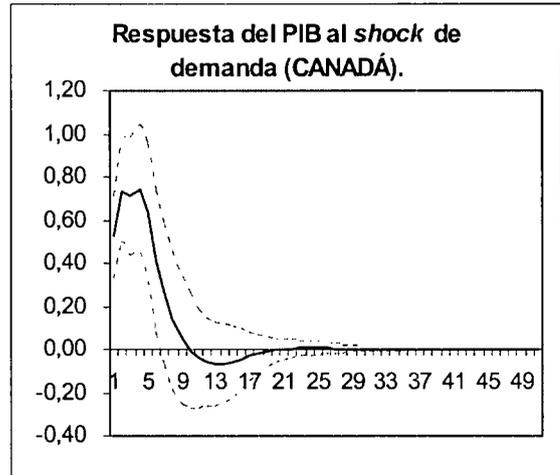
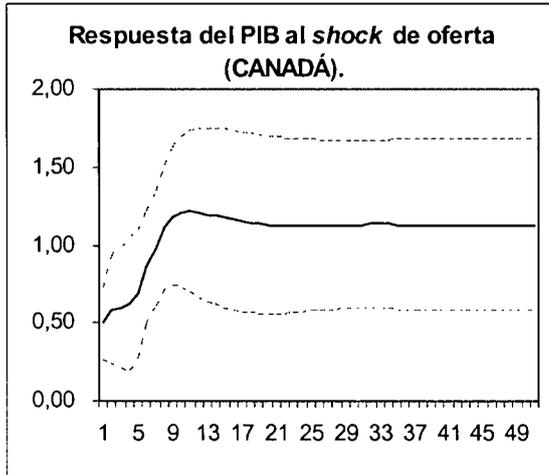
## ITALIA



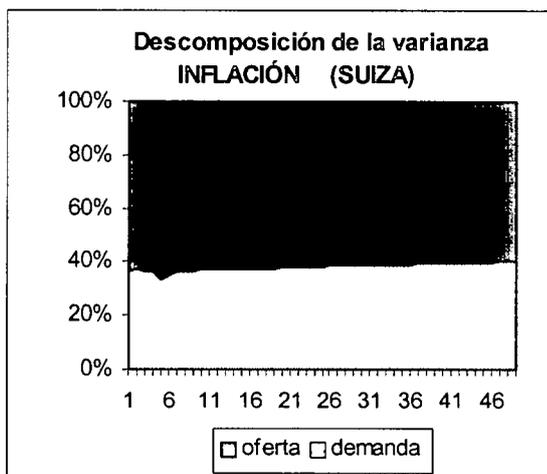
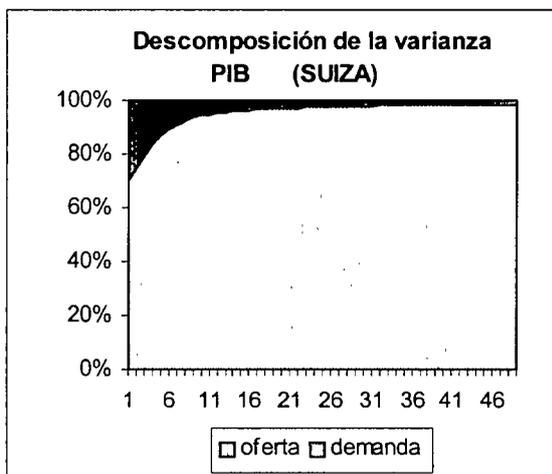
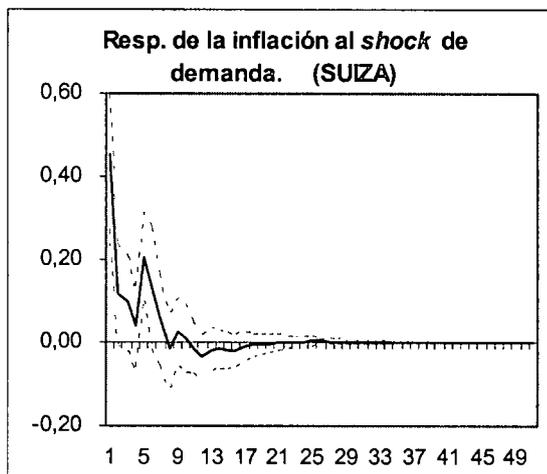
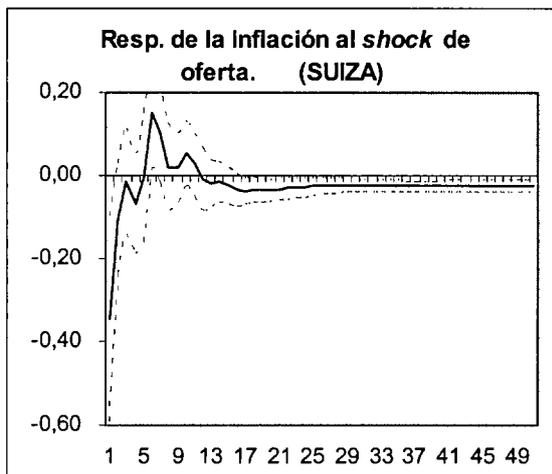
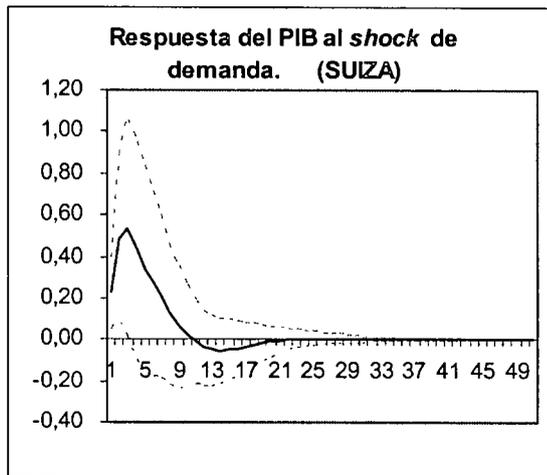
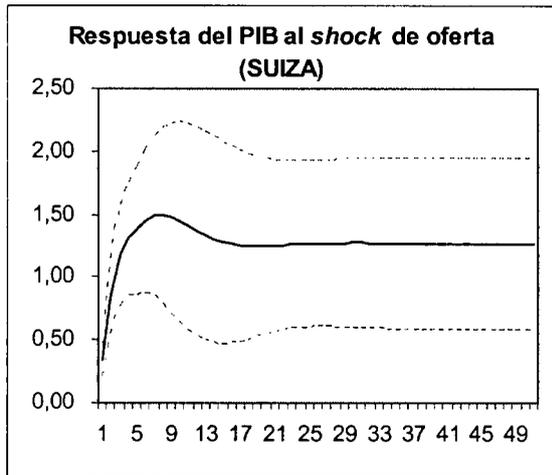
## JAPÓN



## CANADÁ



## SUIZA



Las funciones de impulso-respuesta de todos los países indican que el *shock* permanente provoca un aumento en el PIB y un descenso en los precios, al reducirse la inflación. Mientras que el *shock* transitorio provoca un incremento del PIB y de los precios. Estos resultados indican que el *shock* permanente presenta los efectos típicamente asociados a un *shock* de oferta; mientras que los efectos provocados por el *shock* transitorio, son acordes a lo que se espera de un *shock* de demanda. Por lo tanto, estos resultados permiten, en principio, identificar el primer *shock* como una perturbación de oferta y el *shock* transitorio como de demanda. Al final de esta sección, tras la presentación de los resultados, se discutirá si la asignación de estos nombres a los *shocks* está realmente justificada; por el momento, a efectos expositivos, se les nombrará como *shock* de oferta y de demanda.

En primer lugar, las funciones de impulso-respuesta muestran para cada país, la respuesta del nivel del PIB y de la inflación a shocks de oferta y demanda de tamaño una desviación estándar. Las respuestas de las variables se han multiplicado por cien para facilitar la lectura de los gráficos.

En general, la respuesta típica del PIB ante un *shock* de oferta consiste en un incremento inicial en torno a 0,5. España es el país con menor incremento inicial del PIB (0,2) y Gran Bretaña el que presenta mayor incremento inicial con 0,8. Tras ese aumento inicial, el nivel del PIB continua creciendo hasta alcanzar un nuevo nivel de largo plazo que, por lo general, está próximo a uno. El mayor impacto de largo plazo vuelve a darse para Gran Bretaña (1.63), siendo Italia el país con menor incremento del PIB en el largo plazo (0.71).

El periodo típico en que los productos reales alcanzan su nuevo nivel de largo plazo se sitúa alrededor de los cuatro años; y en general, la mayoría de países presentan una sobreacción del PIB, es decir, la respuesta del PIB sobrepasa en ciertos periodos la respuesta de largo plazo. España e Italia son los países que más se retrasan en alcanzar su nuevo nivel de largo plazo, hecho que ocurre pasados los cinco años.

La respuesta estándar de la inflación ante una perturbación de oferta consiste en un descenso inicial significativo, sobre 0.4 en promedio; los casos extremos son en este caso Alemania (0.2) y Gran Bretaña (0.8). Este descenso inicial va paulatinamente remitiendo, y la inflación va aproximándose al nivel inicial previo al *shock*; aunque, como ya indicaban las estimaciones de los vectores de cointegración, la inflación resulta afectada permanentemente de forma negativa por el *shock* de oferta, aunque en una cuantía muy reducida. El país en que la inflación desciende, en el largo plazo, en mayor magnitud es España (-0.07) y el menor Alemania (-0.01). Para alcanzar su nuevo nivel de largo plazo, la inflación necesita un periodo, en general, superior a cinco años. Es decir, la inflación emplea un periodo ligeramente superior al PIB en estabilizarse.

**CUADRO 3:** *Efectos de largo plazo del shock de oferta.*

	ESP	FRA	GBR	USA	FRG	ITA	JPN	CAN	SUI
<b>PB</b>	1.16	1.07	1.63	1.56	1.07	0.71	0.93	1.06	1.36
<b>Inflación</b>	-0.07	-0.06	-0.02	-0.03	-0.01	-0.05	-0.03	-0.05	-0.02

El *shock* transitorio, o *shock* de demanda, provoca un aumento inicial de la producción menor que el *shock* de oferta, excepto en Italia, Canadá y USA. La mayor respuesta inicial del PIB corresponde a USA y GBR, donde está próxima a 0.8, y la menor a España, país en el que es inferior a 0.2.

Para Francia, Gran Bretaña, Alemania, Japón y prácticamente también en USA, la respuesta inicial representa el máximo efecto del *shock* de demanda en el producto real. En los restantes países, los *shocks* de demanda tardan un tiempo en lograr su pleno efecto: en Suiza, Italia y Canadá el máximo se alcanza en torno al año, mientras que en España tarda un poco más (prácticamente dos años). Este comportamiento diferenciado de España se ve reforzado por el hecho de que en España el efecto máximo es tres veces mayor que la respuesta inicial. Sólo Suiza y en menor medida Italia se aproximan a España en esta característica.

Finalmente, el efecto expansivo de los *shocks* de demanda se agota, volviendo el PIB a su nivel inicial tras un periodo en torno a los cinco años. España, Italia y Japón son los países en los que los *shocks* de demanda son más persistentes: los efectos positivos en el PIB se anulan tras cerca de siete años.

La respuesta inicial de la inflación ante el *shock* transitorio, tal como se espera, consiste en un aumento situado entre 0.15 para USA y 0.6 para Gran Bretaña. Partiendo de este aumento inicial, la inflación desciende hasta retornar paulatinamente al nivel previo al *shock*. La senda descrita por la inflación ante un *shock* de demanda, es realmente similar a la del PIB: en ciertos países el PIB antes de estabilizarse presenta periodos en que desciende por debajo de su nivel previo al *shock* y, en estos periodos la inflación suele estar también por debajo de su nivel inicial.

Los dos siguientes cuadros y los dos últimos gráficos de cada país muestran la información relativa a la descomposición de la varianza del error de predicción para el nivel del PIB y la tasa de inflación, para diferentes horizontes temporales. En general, los resultados sugieren que una parte importante de las fluctuaciones o variabilidad del PIB está causada por el *shock* permanente. Los resultados para la inflación también muestran un importante papel del *shock* permanente.

**CUADRO 4 : Porcentaje del PIB explicado por shocks de oferta.\***

t	ESP	FRA	GBR	USA	FRG	ITA	JPN	CAN	SUI
0	60(24)	55(25)	55(29)	20(19)	73(25)	37(40)	70(19)	47(26)	70(23)
4	52(16)	78(6)	81(6)	51(9)	94(5)	49(12)	89(4)	34(12)	87(9)
8	68(14)	89(4)	90(4)	73(8)	97(2)	68(10)	95(2)	50(13)	94(5)
12	81(9)	93(3)	94(3)	84(6)	98(2)	75(9)	96(2)	65(13)	96(3)
16	87(6)	95(2)	95(2)	89(5)	98(2)	80(8)	97(2)	74(12)	97(3)
20	90(5)	96(2)	96(2)	91(4)	99(1)	84(7)	97(2)	79(11)	97(2)
40	95(3)	98(1)	98(1)	96(2)	99(1)	91(5)	98(1)	90(6)	98(1)

\*Entre paréntesis se encuentra el error estándar. El porcentaje del PIB explicado por *shocks* de demanda se calcula como cien menos el porcentaje explicado por el *shock* de oferta.

Incluso en el muy corto plazo, es decir, en el periodo contemporáneo a la aparición del *shock*, para la mayoría de países, con las excepciones de USA, Italia y Canadá, la variabilidad del PIB esta dominada por el *shock* permanente. El caso más evidente es Alemania donde, el *shock* de oferta explica el 73 por ciento de la variabilidad del PIB.

**CUADRO 5 : Porcentaje de la inflación explicado por shocks de oferta.\***

t	ESP	FRA	GBR	USA	FRG	ITA	JPN	CAN	SUI
0	84(18)	61(24)	69(27)	80(18)	34(27)	40(24)	61(21)	84(19)	37(25)
4	80(9)	61(7)	67(7)	81(7)	25(11)	31(7)	57(9)	75(10)	33(18)
8	80(16)	62(13)	67(17)	80(13)	24(9)	33(9)	58(12)	70(22)	37(12)
12	79(22)	63(18)	68(22)	81(17)	25(6)	35(14)	59(10)	71(27)	37(14)
16	79(24)	64(21)	69(25)	81(18)	26(5)	36(18)	59(9)	71(29)	37(11)
20	79(23)	65(23)	69(27)	81(19)	26(8)	37(21)	60(10)	72(31)	38(8)
40	81(23)	69(30)	72(33)	83(20)	29(29)	42(36)	61(14)	74(33)	40(13)

\*Entre paréntesis esta el error estándar. El porcentaje del PIB explicado por *shocks* de demanda se calcula como cien menos el porcentaje explicado por el *shock* de oferta.

Este resultado se hace más evidente conforme se aumenta el horizonte temporal. Pasados cuatro trimestres, el *shock* de oferta explica en cinco países más del 80 por ciento, llegando a ser el porcentaje del 94% en Alemania. Pasados tres años, en todos los países excepto Italia y Canadá, el *shock* de oferta es responsable de más del 80 por ciento de la variabilidad del PIB. En el largo plazo, tras cuarenta trimestres, todos los países se sitúan por encima del noventa por ciento. Estos resultados indican un gran papel de los *shocks* de oferta en las fluctuaciones del PIB incluso en el corto plazo.

El cuadro 5 muestra de forma resumida, los resultados de la descomposición de la varianza para la inflación. Los resultados indican que los *shocks* permanentes también presentan una gran influencia en el comportamiento de la inflación para todos los horizontes temporales. En países como Alemania,

Suiza e Italia, el papel que ejercen los *shocks* permanentes en el comportamiento de la inflación es sustancialmente menor.

#### 4.4) ¿Son realmente los *shocks* permanentes *shocks* de oferta?

El análisis empírico ha permitido la identificación de dos tipos de *shocks*, uno con efectos permanentes, y el otro sólo con efectos transitorios. El supuesto de que los *shocks* de oferta son los únicos causantes del incremento del PIB en el largo plazo, ha sido usado en numerosos trabajos como restricción de identificación para los *shocks* de oferta; por lo que, siguiendo estos estudios, parece lógico pensar en el *shock* permanente como de oferta y en el transitorio como de demanda. Este supuesto, queda avalado por los resultados mostrados por las funciones de impulso-respuesta: la respuesta de las variables ante los dos *shocks* apoya la visión de que el primero es un *shock* de oferta, al moverse los precios y la producción en direcciones opuestas, mientras que el segundo se comporta como se espera de un *shock* de demanda.

Si se acepta esta interpretación, los resultados de la descomposición de la varianza indican un fuerte papel de los *shocks* de oferta en el PIB, incluso en el corto plazo, lo que apoyaría la visión de los ciclos propugnada por los modelos reales del ciclo. Adicionalmente, los resultados indican que estos *shocks* juegan un papel importante en el comportamiento de largo plazo de la inflación. Este resultado, también obtenido por Bergman (1996), está en contra de las tesis monetaristas y de la opinión generalizada entre los economistas de que la inflación es, si no totalmente, sí fundamentalmente un fenómeno monetario. Por lo tanto, si las tesis monetaristas son ciertas, el *shock* permanente que se ha identificado, podría ser una combinación de verdaderos *shocks* de oferta y de *shocks* monetarios. Así, estos últimos serían los causantes de gran parte del efecto del *shock* permanente en la inflación.

Para que la inflación pudiera estar fundamentalmente explicada en el largo plazo por un *shock* monetario, el conjunto de variables utilizado debería

ampliarse para incluir una variable monetaria. Además, para ser coherente con el marco analítico anterior, en el que existe una relación de cointegración entre la inflación y PIB y, adicionalmente, ser posible que el comportamiento de largo plazo de la inflación pueda ser explicado por un *shock* distinto al de oferta, sería necesario que entre las tres variables se diese una relación de cointegración, de forma que, el largo plazo de las variables esté conducido por dos *shocks* permanentes, uno de oferta y el otro monetario.

Para tratar de corroborar esta idea, es necesario ampliar el modelo econométrico para incluir una variable monetaria que permita identificar un *shock* adicional, el *shock* monetario, que, en principio, cabe esperar que fuese el principal causante de la inflación en el largo plazo.

#### **4.5) Ampliación del sistema con variables monetarias.**

Tratar de identificar los efectos de un *shock* monetario en cada uno de los nueve países, es una tarea complicada dadas las especificidades de la política monetaria en cada país. Por tanto, el objetivo de este apartado será menos ambicioso. Sólo se pretende, manteniendo el marco analítico anterior, en el que la inflación y el PIB muestran una relación de largo plazo, ver si es posible reconciliar los resultados anteriores con la visión de que la inflación es fundamentalmente causada en el largo plazo por la política monetaria.

En este apartado, se realizará el mismo análisis que en el apartado anterior pero ahora, el modelo para cada país incluirá tres variables: el PIB, la inflación y una magnitud monetaria. Para que esta última sea lo más homogénea posible, se tomará como magnitud monetaria la misma variable que se utilizó en el primer capítulo de la tesis, es decir, la suma de las partidas dinero y “quasidineró” dadas por el FMI.

Se contrastó la presencia de cointegración entre el PIB, la tasa de inflación y la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero. El único país en el que se acepta la existencia de un único vector de cointegración entre estas tres

variables es USA. Por lo tanto, se presentarán resultados solamente para este país.

El vector de cointegración estimado, normalizado en el coeficiente de la inflación, toma la siguiente forma:

$$\alpha' = [-0.00032 \quad -0.74138 \quad 1.0]$$

El coeficiente del PIB en la relación de cointegración está muy cercano a ser cero; de hecho, es posible aceptar la hipótesis de que el coeficiente del PIB es cero ( $X^2(1) = 0.98$ ).

Como entre las tres variables existe una relación de cointegración, la dinámica del conjunto de variables es el resultado de dos *shocks* permanentes y uno transitorio. De este modo, será necesaria solamente una restricción adicional para separar los efectos de los dos *shocks* permanentes. La restricción que se utilizará consistirá en imponer que el segundo *shock* permanente, el *shock* monetario, no tenga efectos de largo plazo en el PIB.

Los resultados se mostrarán, al igual que en el apartado anterior, mediante la representación gráfica de las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza. Hay que hacer notar que los resultados son prácticamente idénticos tanto si se utiliza el vector de cointegración estimado, como si se impone, tal como indicó el contraste correspondiente, que el coeficiente del PIB en el vector de cointegración sea cero.

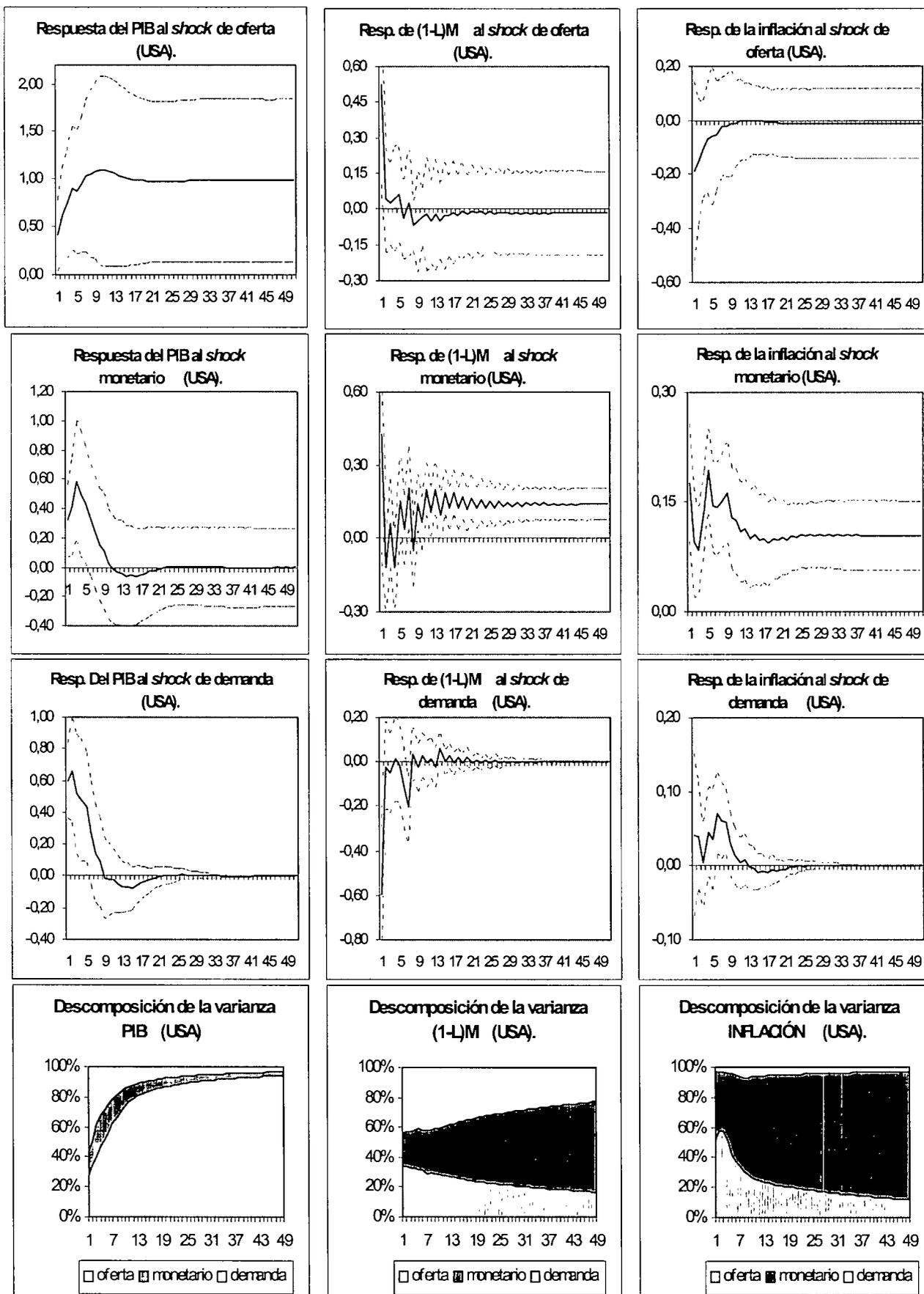
Como puede verse en los gráficos siguientes, las respuestas de las variables al primer *shock* son consistentes con lo que se espera de una perturbación de oferta.

El primer *shock* permanente, provoca en el corto plazo un aumento en el PIB, y un descenso en la inflación. En el largo plazo, tanto la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero como la inflación prácticamente retornan a sus niveles previos al *shock*, mientras que el PIB sigue aumentando hasta alcanzar su nuevo nivel en el largo plazo.

El segundo *shock* permanente, provoca un aumento temporal de la producción, mientras que la cantidad de dinero y la inflación se ven afectadas permanentemente de forma positiva. Estas respuestas de las variables son coherentes con los efectos esperados de un *shock* monetario. Por último, el tercer *shock*, con efectos sólo transitorios en las variables, provoca en el corto plazo un aumento tanto en los precios como en la producción. Por lo tanto, sus efectos siguen siendo coherentes con lo que se espera de una perturbación de demanda.

Los tres últimos gráficos indican que la causa fundamental de la variabilidad del PIB en el muy corto plazo son los *shocks* transitorios, pero tal como ocurría anteriormente, pasados dos años los *shocks* de oferta presentan un papel destacado. El nuevo tipo de *shock* identificado, el *shock* monetario, no explica un gran porcentaje de la varianza del PIB para ningún horizonte temporal.

USA



En cuanto a la variabilidad de la inflación, ahora, en el corto plazo, sigue siendo muy importante el papel de los *shocks* de oferta; si bien, su importancia se va reduciendo conforme se amplía el horizonte temporal, llegando a ser en el largo plazo tan sólo del 16 por ciento.

Estos resultados son coherentes con la idea de que en los modelos VAR bivariantes formados por PIB e inflación, los *shocks* permanentes, pueden ser en realidad una combinación de *shocks* de oferta y *shocks* monetarios, siendo estos últimos los responsables de que el *shock* permanente sea tan importante en la explicación de la variabilidad de la inflación. Aunque, también es cierto, que a pesar de la ampliación del sistema con la cantidad de dinero, los shocks de oferta siguen presentando efectos importantes en la inflación y que estos efectos tardan mucho tiempo en desaparecer. Es decir, se sigue encontrando, al igual que en Andrés y otros (1998), que la inflación no es exclusivamente un fenómeno monetario.

Los resultados obtenidos aquí para USA, siguen atribuyendo, a pesar de la ampliación del modelo con una nueva variable, a los *shocks* de oferta un papel importante en la explicación de las fluctuaciones del PIB, incluso en el corto plazo. También indican que, para mejorar la identificación de los efectos de cada *shock*, puede ser necesario introducir en los modelos un mayor número de variables y tipos de perturbaciones. Sin embargo, las especificidades de cada país, que se reflejan en distintas propiedades estadísticas en sus variables, dificultan el realizar esta ampliación en un marco analítico unificado.

## 5. CONCLUSIONES

En este capítulo se ha analizado la importancia de distintas fuentes de variabilidad macroeconómica, mediante la estimación de un modelo VAR con restricciones de cointegración, para el PIB y la inflación. Los resultados muestran la existencia de una relación de cointegración entre estas dos variables, hecho que permite identificar dos tipos de *shocks*, uno permanente y otro transitorio. Los efectos mostrados por las funciones de impulso-respuesta indican que el primer *shock* puede identificarse como un *shock* de oferta, y el *shock* transitorio presenta los efectos típicos de un *shock* de demanda. Además, las respuestas de las variables en los distintos países son sorprendentemente similares, por lo que una de las principales conclusiones de este capítulo, vuelve a ser la enorme similitud en las propiedades cíclicas de los distintos países.

Los resultados proporcionados por la descomposición de la varianza del error de predicción indican que un gran porcentaje de la variabilidad en la producción, incluso en el corto plazo, es explicado por el *shock* permanente. Por lo que, si se acepta que el *shock* permanente es fundamentalmente de oferta, los resultados de este capítulo apoyan la visión de los ciclos propuesta por los RBC, donde los ciclos son el resultado de *shocks* tecnológicos, es decir *shocks* provenientes del lado de la oferta.

El *shock* permanente también resulta ser el principal causante de la variabilidad de la inflación en el largo plazo, lo que parece contradecir la idea de que el *shock* permanente que se ha identificado, esté compuesto solamente por *shocks* de oferta. Ante este problema se intentó ampliar el conjunto de variables para poder identificar y separar los efectos de un *shock* monetario.

Este objetivo se ve dificultado por las especificidades de cada país. Sin embargo, para USA, el incluir una variable monetaria hace posible la identificación de un nuevo *shock* permanente. Los resultados indican que el nuevo tipo de *shock*, cuyas funciones de impulso respuesta son coherentes con lo que se espera de un *shock* monetario, es el principal responsable del

comportamiento de largo plazo de la inflación; mientras que el *shock* de oferta sigue siendo el principal causante de las fluctuaciones en la producción. También se aprecia que a pesar de la introducción del *shock* monetario, los *shocks* de oferta siguen presentando cierto papel en la explicación de la variabilidad de la inflación. Este resultado, parece indicar, que la inflación puede no ser exclusivamente un fenómeno monetario, al menos en el corto y medio plazo.

## Apéndice 1

La estrategia para determinar el orden de integración es idéntica a la descrita en el apéndice 2 del segundo capítulo de la tesis.

**Cuadro 1: *Contraste de dos raíces en el PIB***

	$t(\rho_c - 1)$	$\Phi_3$	$t(\rho_b - 1)$	$\Phi_1$	$t(\rho_a - 1)$
<b>ESP</b>	-3.33 (p = 1) (DW=1.93)	5.57	-3.15 (p = 1) (DW=1.94)		
<b>FRA</b>	-4.99 (p = 1) (DW=1.98)				
<b>GBR</b>	-9.02 (p = 0) (DW=2.00)				
<b>USA</b>	-7.34 (p = 0) (DW=2.04)				
<b>ITA</b>	-5.01 (p = 1) (DW = 1.98)				
<b>FRG</b>	-7.67 (p = 0) (DW = 2.05)				
<b>CAN</b>	-4.56 (p = 2) (DW= 1.96)				
<b>JPN</b>	-5.58 (p = 1) (DW = 1.96)				
<b>SUI</b>	-5.19 (p = 1) (DW = 2.02)				
<b>V.C (5%)</b>	-3.45	1.12	-2.89	0.50	-1.95

De los resultados de este cuadro se infiere que es posible rechazar, para todos los países, la hipótesis de dos raíces unidad en el PIB.

## **BIBLIOGRAFÍA.**

- Andrés, J.; Hernando, J. y Lopez-Salido, J.D. (1998): “ The long-run effects of disinflations”. Banco de España, Servicio de Estudios, DT nº 9825.
- Ballabriga, F. C. (1991): “Instrumentación de la metodología VAR”. Cuadernos Económicos del I.C.E, nº 48, pp. 85-97.
- Bergman, M. (1996): “International evidence on the sources of macroeconomics fluctuations”. *European Economic Review*, 40, pp. 1237-1258.
- Bernanke, B. (1986): “Alternative explanations of the money-income correlation”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, pp 49-100.
- Blanchard, O.J. y Watson, M. (1986): “Are business cycles all alike?” en Robert Gordon ed., *The American Bussines Cycle; Continuity and Change*, Chicago: NBER and University of Chicago Press, pp 123-156.
- Blanchard, O.J. (1989): “A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations”. *The American Economic Review*, 79, 5, pp 1146-1164.
- Blanchard, O.J. y Quah, D. (1989): “The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances”. *The American Economic Review*, 79 , 4, pp 655-673.
- Campbell, J.Y. y Shiller, R. J. (1988): “Interpreting cointegrated models”. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 505-522.
- Cooley, T. F. y Leroy, S. F. (1985): “A theoretical macroeconomics: A critique”. *Journal of Monetary Economics*, 16, pp 283-308.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979): “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”. *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): “ Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”. *Econometrica*, 49, 4, pp 1057-1072.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987): “Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing”. *Econometrica*, 55, 2, pp. 251-276.

- Evans, C. L. (1992): "Productivity shocks and real business cycles". *Journal of Monetary Economics*, 29, pp. 191-208.
- Funke, M. (1997): "How important are demand and supply shocks in explaining German business cycles?: New evidence on an old debate". *Economic Modelling*, 14, pp.11-37.
- Galí, J. (1992): "How well does the IS-LM model fit postwar US data". *The Quarterly Journal of Economics*, 107, pp 709-738.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models". *Econometrica* 59, pp. 1551-1580.
- Karras, G. (1993): "Sources of U.S. macroeconomic fluctuations:1973-1989". *Journal of Macroeconomics*, 15, 1, pp 47-68.
- Karras, G. y Song, F. (1996): "Sources of business-cycle volatility: An exploratory study on a sample of OCDE countries". *Journal of Macroeconomics*, 18, pp.623-638.
- King, R. G.; Plosser, C. I.; Stock, J. H., y Watson, M. W. (1991): "Stochastic trends and economics fluctuations". *American Economic Review*, 81, pp 819-840.
- Liu, T. C. (1960): "Underidentification, structural estimation and forecasting". *Econometrica*, 28, pp 855-865.
- Lütkepohl, H. y Reimers, H. E. (1992): "Impulse response analysis of co-integrated systems". *Journal of Economics Dynamics and Control*, 16, pp. 53-78.
- Lundvik, P. (1991): "Business cycles in a small open economy: Sweden 1871-1987". Mimeo, Institute for International Economic Studies, Stockholm University, Sweden.

- Mellander, E.; Vredin, A. y Warne, A. (1992): "Stochastic trends and economic fluctuations in a small open economy". *Journal of Applied Econometrics*, 7, pp. 369-394.
- Shapiro, M. y Watson, M. (1988): "Sources of business cycle fluctuations" en Stanley Fischer ed., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press, pp 111-148.
- Sims, C.A. (1980): "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, 48, pp 1-48.
- Sims, C.A. (1986): "Are forecasting models usable for policy analysis?". *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis. Winter, pp. 2-16.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1988): "Testing for common trends". *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp. 1097-1107.
- Stockman, A. (1988): "Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven countries". *Journal of Monetary Economics*, 21, pp.387-409.
- Warne, A. (1993): "A common trends model: Identification, estimation and asymptotics". Seminar paper n° 555. Institute for International Economic Studies, University of Stockholm.
- Wold, H. (1938): *A study in the analysis of stationary time-series*. Uppsala: Almqvist and Wiksells.

## Capítulo 4

*Fuentes de variabilidad en la economía  
española.*

## 1. Introducción

El objetivo de este capítulo es contrastar si las fluctuaciones observadas en las variables macroeconómicas de la economía española se ajustan o apoyan la visión tradicional de las fluctuaciones económicas. Se entenderá por visión tradicional aquella asociada generalmente a la visión keynesiana de la economía, la cual, separa claramente entre el ciclo económico y la tendencia a largo plazo. La tendencia es explicada por factores más o menos exógenos que son objeto de estudio de la teoría del crecimiento. El ciclo viene explicado principalmente por *shocks* por el lado de la demanda con efectos transitorios en la economía, por lo que ésta tiende a regresar a su senda de crecimiento a largo plazo. Dicha senda viene determinada por factores de oferta que se suponen independientes del fenómeno del ciclo económico.

Esta visión de las fluctuaciones económicas ha sido cuestionada a nivel teórico por los modelos reales del ciclo económico, y también desde el punto de vista de las propiedades estadísticas de las series macroeconómicas: Nelson y Plosser (1982) encuentran evidencia empírica (para la economía estadounidense) a favor de que la mayoría de las series macroeconómicas, y en concreto el producto real son no estacionarias y se modelizan mejor conteniendo tendencias estocásticas que con tendencias deterministas. El hecho de que el producto real posea una raíz unitaria en su polinomio autorregresivo en niveles implica que *shocks* aleatorios de naturaleza transitoria tienen efectos permanentes, alterándose de este modo la tendencia de crecimiento a largo plazo de la economía y cuestionando, por tanto, la distinción tradicional entre ciclo y tendencia.

La aportación de Nelson y Plosser generó la aparición de gran cantidad de trabajos que intentaban contrastar el grado de persistencia de las innovaciones en el producto real. Para el caso español puede verse el trabajo de Goerlich (1992a) en el que se concluye que existe un elevado grado de persistencia en el PIB. Este resultado, obtenido por numerosos autores y para distintos países, fue en un primer momento interpretado como evidencia a favor de los modelos reales del

ciclo económico y, por consiguiente, en contra de la visión tradicional de las fluctuaciones económicas. Sin embargo, actualmente se reconoce que el hecho de que una parte importante de la varianza de la producción aparezca como permanente no indica necesariamente cuál es el origen de las fluctuaciones económicas [Bean(1990)]. Además, aunque se admita que las fluctuaciones tengan un origen real, los mecanismos de transmisión pueden diferir de los resaltados por los RBC [ Goerlich (1992a) ].

Si el objetivo es determinar empíricamente cuál es el origen y cuáles los mecanismos de transmisión de los ciclos económicos, una forma de abordarlo es la utilización de modelos multivariantes, como los modelos vectoriales autorregresivos estructurales (modelos VAR estructurales). Esta vía de investigación fue iniciada por Blanchard y Quah (1989), quienes llegan a la conclusión de que, a pesar de que los *shocks* de oferta juegan un papel muy importante en las fluctuaciones económicas, los *shocks* de demanda también explican una parte significativa de las fluctuaciones del producto real en el corto plazo, con lo que al menos la visión tradicional de las fluctuaciones no es rechazada por los datos.

Esta línea de investigación ha sido seguida en distintos trabajos como los de Blanchard (1989), Shapiro y Watson (1988), King y otros (1991), Galí (1992), Karras (1993) y Karras (1994) entre otros. Para la economía española también se han realizado trabajos utilizando esta metodología, como el de Jimeno y Campillo (1993) y Andrés y otros (1999) . Estos trabajos tienen en común la utilización de modelos VAR para identificar las fuentes de variación de la economía. Se diferencian en el número y tipo de *shocks* considerados, en las variables introducidas y en los supuestos o restricciones que permiten distinguir o identificar las distintas perturbaciones.

La estrategia de modelización utilizada por Blanchard y Quah (1989) es especialmente apropiada para el objetivo perseguido en este capítulo, pues, las restricciones utilizadas para identificar el modelo son lo suficientemente poco

restrictivas para que los datos decidan en favor de una u otra visión del ciclo económico.

Uno de los principales resultados obtenidos por esta clase de literatura consiste en que buena parte de las fluctuaciones en la producción es explicada por *shocks* permanentes, identificados como *shocks* de oferta, hecho que pone en tela de juicio la visión tradicional sobre los ciclos económicos. En el capítulo tercero de la tesis también se evidenció este mismo resultado para un conjunto de nueve países. Sin embargo, es posible, que a pesar de la importancia cuantitativa de los *shocks* de oferta, los mecanismos de transmisión resaltados por la visión tradicional de las fluctuaciones sigan estando presentes.

Siguiendo esta línea de investigación, el objetivo de este trabajo será determinar si las fluctuaciones económicas observadas para la economía española en el periodo 1977-1994 se ajustan a las predicciones teóricas dadas por la visión tradicional de los ciclos económicos. En este trabajo se entiende que la visión tradicional viene dada por el modelo IS-LM ampliado con curva de Phillips. Para la consecución de este objetivo se partirá del artículo de Galí (1992), en el que se proponen una serie de restricciones que permiten identificar cuatro *shocks* o fuentes de variabilidad de la economía, y estimar cuáles son los efectos de cada *shock* sobre las distintas variables del modelo.

Concretamente, se estimará un modelo VAR con cuatro variables (producción real, tipo de interés, precios y oferta monetaria) conducido por cuatro perturbaciones o fuerzas exógenas (interpretadas como *shocks* de oferta, *shock* en la IS, *shock* monetario y *shock* en la demanda de dinero) que, junto a los mecanismos de propagación internos operantes en la economía, darán lugar a los movimientos observados en las variables macroeconómicas. A continuación, se cuantificará la aportación de cada *shock* a la variabilidad de las cuatro variables del modelo, y se obtendrá la respuesta estimada de las variables para los distintos *shocks*, para así poder compararlas con las predicciones teóricas del modelo IS-LM.

## 2. Modelo Teórico

En este trabajo se considera que la estructura básica de la economía es captada por el modelo IS-LM mediante tres condiciones de equilibrio; una para el mercado de bienes o IS, otra para el mercado de activos o LM y la tercera que incorpora una restricción de neutralidad a largo plazo y que describe el ajuste de los precios; por lo tanto, las características básicas de la economía van a venir dadas por las siguientes ecuaciones:

$$Y_t = \alpha + \varepsilon_t^s - \beta(I_t - E\Delta p_{t+1}) + \varepsilon_t^{is}$$

$$M_t - P_t = \delta Y_t - \phi I_t + \varepsilon_t^{md}$$

$$\Delta M_t = \varepsilon_t^{ms}$$

$$\Delta P_t = \Delta P_{t-1} + f(Y_t - (Y_p + \varepsilon_t^s))$$

donde  $I$  es el tipo de interés nominal,  $Y$  es el logaritmo del producto real,  $P$  es el logaritmo del nivel de precios y  $M$  es el logaritmo de la cantidad de dinero en la economía. Por lo tanto,  $(I_t - E\Delta p_{t+1})$  será el tipo de interés real anticipado por los agentes económicos o tipo de interés *ex-ante*, que será sustituido en el análisis empírico por el tipo de interés *ex-post*.

Además de las tres condiciones de equilibrio, el modelo incorpora una cuarta ecuación y cuatro variables adicionales ( $\varepsilon_t^{is}$ ,  $\varepsilon_t^s$ ,  $\varepsilon_t^{ms}$  y  $\varepsilon_t^{md}$ ) que pueden interpretarse como perturbaciones exógenas. Estas últimas determinarán, junto a los mecanismos internos operantes en la economía, la evolución de las cuatro variables macroeconómicas del sistema ( $Y, M, P, I$ ). Concretamente,  $\varepsilon_t^{is}$  será un *shock* en el mercado de bienes,  $\varepsilon_t^{ms}$  un *shock* en la oferta monetaria, mientras que  $\varepsilon_t^{md}$  lo será en la demanda de saldos reales, por último,  $\varepsilon_t^s$  recogerá *shocks* en la oferta tales como *shocks* tecnológicos o variaciones en la oferta de trabajo.

La ecuación que hace referencia a la tasa de crecimiento de los saldos nominales puede verse como la regla monetaria seguida por las autoridades monetarias; esta última ecuación podría también depender positivamente del tipo de interés nominal, incorporando de esta forma la endogeneidad de la oferta monetaria.

Este modelo se enmarca en el enfoque predominante en el campo de las fluctuaciones económicas, al que se ha dado el nombre de mecanismo impulso-propagación, según el cual, la dinámica de las variables macroeconómicas son el resultado de pequeños *shocks* ruido blanco que afectan a la economía a través de un complejo sistema de propagación dinámica. Este marco general, introducido originariamente por Frisch (1933) y Slutsky (1937), supone la existencia de unos *shocks* (impulsos o fuerzas conductoras) cuyos efectos dependen de la estructura de la economía, pues ésta determinará el modo en que se transmiten los efectos de estos *shocks* a toda o sólo una parte de la economía, así como el periodo de permanencia de esos efectos en el tiempo.

La mayoría de las teorías y modelos macroeconómicos participan de este enfoque general, si bien difieren en cuanto al origen de las perturbaciones y en cuanto a las características del mecanismo transmisor de los efectos de éstas. Por ejemplo, las teorías reales del ciclo económico dan prioridad a los *shocks* tecnológicos como impulsos más importantes y la sustitución intertemporal del trabajo como el principal componente del mecanismo transmisor, mientras que las teorías nekeynesianas siguen apuntando a los *shocks* de demanda agregada y a los *shocks* nominales como los principales impulsos y a las rigideces de precios y salarios como la causa principal de los efectos reales de estos *shocks*.

En este trabajo se someterá al sistema macroeconómico formado por producción, precios, cantidad de dinero y tipos de interés a distintos *shocks* tanto de oferta como de demanda y se analizará si la respuesta estimada del sistema ante las distintas perturbaciones se ajusta a la respuesta teórica que predice el modelo IS-LM.

Las principales predicciones teóricas del modelo IS-LM que se contrastan son las siguientes. En primer lugar si las variaciones en la demanda agregada de la economía tienen efectos a corto plazo sobre las variables reales (debido al lento ajuste de las variables nominales). En segundo lugar si las perturbaciones monetarias se transmiten al sector real a través de variaciones en el tipo de interés real. Y por último, si producción y precios varían en el mismo sentido ante perturbaciones de demanda y en direcciones opuestas ante perturbaciones de oferta.

El objetivo perseguido es pues comprobar la validez empírica de estas predicciones teóricas mediante su comparación con las respuestas estimadas obtenidas mediante la construcción de un modelo VAR para  $I$ ,  $Y$ ,  $P$  y  $M$ . Adicionalmente, se cuantificará la aportación de cada *shock* en la explicación de la variabilidad de las distintas variables

### 3. Modelo econométrico

Como se señaló se va a modelizar el comportamiento conjunto de la producción real, oferta monetaria, precios y tipo de interés mediante un modelo VAR estructural.

#### 3.1) Identificación:

Se supondrá que el vector de variables sigue un proceso vectorial estocástico estacionario y, que cada elemento del vector de variables puede expresarse como una combinación lineal de los valores presentes y retardados de las cuatro perturbaciones estructurales. Estas perturbaciones, que son la fuente primaria de variación del sistema, son interpretables y ortogonales (tanto serial como contemporáneamente).

Formalmente, el vector de variables de interés tiene una representación vectorial en medias móviles

$$[1] \quad X_t = C(L)\varepsilon_t \quad , \quad E(\varepsilon_t\varepsilon_t') = I_N$$

donde  $X_t$  es un vector de  $N$  variables,  $C(L)$  es un polinomio en el operador de retardos<sup>46</sup> y  $\varepsilon_t$  es el vector de perturbaciones o *shocks* estructurales. Este vector recoge un *shock* de oferta, un *shock* en el mercado de bienes, una perturbación monetaria y, por último, un *shock* en la demanda de saldos reales; es decir, los mismos *shocks* que se introdujeron en el modelo teórico.

Nuestro objetivo es la obtención de estimaciones de las matrices  $C_i$  que nos darán la respuesta de cada variable ante las distintas perturbaciones estructurales;  $C_0$  proporcionará los efectos contemporáneos de los *shocks* y los distintos  $C_i$  con  $i > 0$  los efectos retardados de estos. Los efectos en el largo plazo vendrán dados por  $C(1)$  donde:

---

<sup>46</sup>  $C(L) = C_0 + C_1 L + C_2 L^2 + \dots$

$$C(1) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i$$

Sin embargo, el modelo [1] no es directamente estimable. Para conseguirlo, será necesario partir de la estimación de una forma reducida (el modelo VAR) e imponer las restricciones necesarias para identificar el modelo estructural.

Si el vector de variables  $X_t$  es estacionario va a admitir la descomposición de Wold, con lo que, (si obviamos la parte determinista la descomposición), va a tener una representación en medias móviles como:

$$[2] \quad X_t = B(L)v_t \quad ,$$

siendo  $B(L) = \sum_{i=0}^{\infty} B_i L^i$  , con  $B_0 = I$ , y siendo  $B(L)$  invertible. Sea  $F(L)$  el inverso de  $B(L)$  entonces, la representación VAR de  $X_t$  vendrá dada por:

$$[3] \quad F(L) X_t = v_t \quad E(v_t v_t') = \Omega \quad ,$$

donde  $F_0 = I$  por lo que, de hecho, [3] es la forma reducida del modelo estructural ; siendo  $v_t$  es el vector de innovaciones o de errores de predicción.

Comparando las ecuaciones [1] y [2] tenemos que:

$$[4] \quad v_t = C_0 \varepsilon_t$$

esto indica que las innovaciones de la representación VAR están relacionadas con los verdaderos *shocks* estructurales por medio de la matriz  $C_0$ . Además, se tiene que  $C(L) = B(L)C_0$ . Premultiplicando ambos lados de [3] por  $C_0^{-1}$  , obtenemos la representación autorregresiva de  $X_t$  en función de los *shocks* estructurales:

$$[5] \quad D(L) X_t = \varepsilon_t$$

que es de hecho una forma estructural para el vector de variables.

Las matrices  $C_i$  no son directamente estimables, pero podemos obtenerlas siguiendo estos pasos: primero, de la estimación minimocuadrática de [3] se consiguen estimaciones consistentes de las matrices  $F_i$ , además de una estimación de su matriz de varianzas y covarianzas  $\Omega$ . El segundo paso será la obtención de la representación en medias móviles del VAR estimado, consiguiéndose mediante la inversión del operador autorregresivo  $F(L)$ . El tercer paso consiste en relacionar el modelo estructural [1] con la forma reducida. Esta conexión nos la da la ecuación [4]; pero, se necesita introducir las suficientes restricciones en la matriz  $C_0$  para identificar el vector de perturbaciones estructurales. Una vez se ha obtenido la matriz  $C_0$  la obtención de las restantes matrices  $C_i$  se llevará a cabo siguiendo la relación  $C_i = B_i C_0$ .

Para poder identificar exactamente los 16 elementos de  $C_0$  serán necesarias el mismo número de restricciones sobre éstos. Serán restricciones coherentes con el modelo teórico subyacente. Concretamente, se van a utilizar los siguientes supuestos o restricciones de identificación: en primer lugar, se utilizará el supuesto de que los *shocks* estructurales recogidos en  $\varepsilon_t$  son ortogonales entre sí, con lo que la matriz de varianzas y covarianzas de [1] será diagonal. Si además llevamos a cabo una normalización, esta matriz será la matriz identidad ( $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I_N$ ), con lo que a partir de [4] tenemos :

$$[6] \quad C_0 C_0' = \Omega.$$

A partir de los residuos minimocuadráticos de la estimación de [3] se puede obtener una estimación de  $\Omega$ , entonces de [6] se obtienen 10 restricciones no lineales sobre los elementos de  $C_0$ .

Se necesitan seis restricciones adicionales sobre los elementos de  $C_0$ . Estas restricciones estarán basadas en la teoría económica, en este sentido, el modelo obtenido es estructural. Por tanto, en segundo lugar se supondrá que las

perturbaciones de demanda no tienen efecto a largo plazo sobre el nivel del producto real. Esta restricción teórica nos permitirá distinguir entre los *shocks* de oferta y los de demanda, proporcionando tres restricciones adicionales sobre los elementos de  $C_0$  (puesto que hay tres *shocks* de demanda). La forma exacta que adoptarán estas restricciones se especificará cuando tengamos la forma concreta del vector de variables que se va a utilizar en el análisis empírico.

En tercer lugar, para distinguir entre el *shock* en el mercado de bienes de los dos *shocks* en los mercados monetarios, se restringirá a estos dos últimos a no tener efecto contemporáneo en el producto real (esta restricción se basa en la idea de que las variaciones en las magnitudes monetarias afectan a la demanda de bienes y a la producción a través de cambios en el tipo de interés real). Dado que se utilizarán datos trimestrales, la restricción anterior implica que la producción no responde dentro del trimestre a los *shocks* monetarios. Esta nueva restricción teórica proporcionará dos nuevas restricciones en los elementos de  $C_0$ , dado que existen dos perturbaciones monetarias.

Por último, utilizaremos una restricción de homogeneidad (contemporánea) de la demanda de saldos reales: la demanda de saldos reales no responderá a variaciones contemporáneas en los precios dados el tipo de interés nominal y el producto real.

Por supuesto, estas restricciones son criticables, pero el hacerlas explícitas puede dar una idea de las posibles limitaciones del análisis. En primer lugar, el supuesto de ortogonalidad de los *shocks* estructurales, es necesario para que la función de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza del error de predicción (que son los principales instrumentos que se utilizan en la metodología VAR) tengan sentido. Si las perturbaciones se presentasen en la economía conjuntamente, es decir, estuviesen correlacionadas, de nada serviría obtener la respuesta de una variable ante una perturbación aislada (a menos que conociésemos la estructura de correlación de las perturbaciones).

En segundo lugar, la restricción de neutralidad a largo plazo de las perturbaciones de demanda en el producto real fue introducida por primera vez

en un modelo VAR en Blanchard y Quah (1989), habiendo sido también utilizada en Shapiro y Watson (1988), Galí (1992), Bean (1992) y Karras (1994). Todos ellos reconocen que es posible que *shocks* de demanda puedan afectar en el largo plazo al nivel del producto real (sobre todo en un contexto de crecimiento endógeno), pero es de esperar que estos efectos, si existen, sean pequeños en relación a los efectos de los *shocks* de oferta.

Las restantes restricciones han sido utilizadas en Galí (1992) y aunque son criticables, nos proveen de un marco explícito suficientemente poco restrictivo en el cual realizar el análisis empírico que se pretende. Adicionalmente, suponer la ortogonalidad de los *shocks* estructurales no restringe tampoco las respuestas de las variables ni siquiera en el corto plazo, pues los impactos iniciales vendrán dados por la matriz  $C_0$  que puede diferir de la matriz identidad y, por tanto, los canales por los que las perturbaciones afectan a la economía no están sujetos a restricciones.

Por último, apuntar que la identificación de modelos VAR estructurales no es tan sencilla como esta sección deja traslucir. El punto central es que los métodos VAR recuperan y manipulan la llamada representación fundamental del proceso estocástico multivariante correspondiente a la descomposición de Wold. Sin embargo, otras representaciones “no fundamentales” del mismo proceso, en las que el vector de perturbaciones no puede ser expresado en función de valores corrientes y pasados de las variables observables pueden ser relevantes. Dichas representaciones no son consideradas en el presente trabajo.

### 3.2) Análisis de los datos (Ordenes de integración):

Los datos utilizados en el análisis empírico serán:

PIB (logaritmo del PIB real, base =1986)

I3 (tipo de interés interbancario a 3 meses)

M (logaritmo de M1)

P (logaritmo del deflactor implícito del PIB)

La periodicidad es trimestral y el periodo muestral abarca de 1977:1 a 1994:1.

Los datos del PIB real procede de la serie trimestralizada publicada por el INE, mientras que los de M1 y el tipo de interés interbancario son ofrecidos por el Banco de España (son series mensuales, por lo que se ha tomado como dato representativo del trimestre el dato del primer mes de cada trimestre).

La serie del PIB y por tanto del deflactor implícito ya han sido desestacionalizadas por el INE (véase INE (1993)). M1 ha sido corregida por estacionalidad mediante el procedimiento X-11. En cuanto al tipo de interés se optó por mantener la serie original, debido a que es poco probable que tenga un patrón estacional.

Como para la estimación del modelo se ha de suponer la estacionariedad del vector de variables, se llevará a cabo un análisis del orden de integrabilidad de las distintas series, mediante los contrastes de Dickey y Fuller (DF) y Dickey y Fuller aumentado (DFA), y se seguirá la estrategia secuencial propuesta por Perron (1988) y que se describe en el apéndice 1 del anexo. Los resultados se mostrarán en los cuadros 1 y 2.

Analizando los resultados del cuadro 1, se acepta que el orden de integración del PIB es dos, mientras que es posible rechazar la hipótesis de dos raíces para las restantes variables. El hecho de que el PIB sea I(2) resulta en que el método de Johansen (1988) no sea aplicable, ésta es la razón por la que en este

trabajo, a diferencia del capítulo anterior, no se estima un modelo VECM, sino que, se sigue la estrategia más estándar de estimar un VAR en diferencias.

Cuadro 1

	$t(\rho_c - 1)$	$\Phi_3$	$t(\rho_b - 1)$	$\Phi_1$	$t(\rho_a - 1)$
$\Delta$ PIB	-2.36 (p = 2) (DW=1.98)	2.80	-2.27 (p = 2) (DW=1.96)	2.60	-1.38 (p = 2) (DW=1.93)
$\Delta$ M	-3.07 (p = 1) (DW=2.01)	4.67	-3.03 (p = 1) (DW=2.01)		
$\Delta$ I3	-8.57 (p = 0) (DW=2.06)				
$\Delta$ DEF	-4.99 (p = 1) (DW=2.05)				
V.C (5%)	-3.45	1.12	-2.89	0.50	-1.95

Cuadro 2

	$T(\rho_c - 1)$	$\Phi_3$	$t(\rho_b - 1)$	$\Phi_1$	$t(\rho_a - 1)$
M	-2.40 (p = 2) (DW=2.08)	2.93	-0.53 (p = 2) (DW=2.01)	3.43	2.22 (p = 3) (DW=2.22)
I3	-3.49 (p = 4) (DW=2.03)	6.63	-2.13 (p = 4) (DW=1.93)	2.35	-0.65 (p = 4) (DW= 1.95)
DEF	-2.59 (p = 3) (DW=1.98)	10.53	-2.77 / -3.49 (p = 8)/(p = 5) (DW=1.99)	7.61 (p=4)	1.53 (p = 3) (DW=2.09)
V.C(5%)	-3.45	1.12	-2.89	0.50	-1.95

En el cuadro 2, se muestran los resultados al contrastar de la hipótesis de una raíz frente a ninguna. Es posible aceptar para las tres variables que su orden de integración debe ser uno. En el caso del logaritmo del deflactor, si se aplicase estrictamente la estrategia descrita en el apéndice 1, nos llevaría a rechazar la hipótesis nula a pesar de que su análisis gráfico (presenta tendencia) y su función de autocorrelación (con un lento decaimiento) son característicos de un proceso no estacionario. Dado el valor de su estadístico  $\Phi_3$  rechazaríamos la hipótesis conjunta, con lo que la tendencia sería significativa y, en ese caso, la tabla apropiada según West (1988) para el estadístico  $\tau_t$  sería la normal estándar. La utilización de esta tabla llevaría a rechazar la hipótesis de existencia de una raíz unitaria. Sin embargo, en Goerlich (1992b), donde se extiende el trabajo de Hylleberg y Mizon (1989), se muestra que la normalidad asintótica de  $\tau_t$  no se sigue en muestras pequeñas (sobre todo si el coeficiente de la tendencia es pequeño, como es el caso) y que su distribución está más cerca de las tabuladas por Dickey y Fuller que de la Normal, con lo que se aceptaría la hipótesis de una raíz unitaria. El resultado del estadístico  $\tau_{\mu}$  (para  $p=4$ ) puede interpretarse como un caso de error tipo 1 (dada la baja potencia de estos contrastes) pues la hipótesis nula claramente se acepta con  $\tau_t$  y  $\tau$ . Esto, junto a que el valor estimado para  $\rho$  esté cercano a uno y los perfiles del gráfico y de la función de autocorrelación hacen que se acepte también la hipótesis de una raíz unitaria en el logaritmo del deflactor.

Por lo tanto, se concluiría que todas las variables son  $I(1)$  excepto el logaritmo del PIB que sería  $I(2)$ . Sin embargo, autores como Perron (1988) y Rappoport y Reichlin (1989) critican el hecho de que los *tests* de Dickey y Fuller contrasten la hipótesis de existencia de una raíz unitaria frente a la alternativa de que la serie analizada es estacionaria con tendencia o media constantes, y proponen que se consideren hipótesis alternativas en las que la tendencia o la media pueden sufrir cambios en ciertos periodos. Adicionalmente, en estudios sobre el orden de integración del PIB para el caso español (véase Andrés y otros (1990)) se acepta que el PIB es  $I(1)$  con tendencias segmentadas en la media. Por

lo tanto, en este trabajo también se analizó esta posibilidad; a la vista de los gráficos del PIB (véase el apéndice 2 del anexo) se considera que la serie apunta un cambio de régimen determinista en los trimestres 1985:1 y 1991:3; realizándose por tanto los *tests* de DF y DFA para contrastar la existencia de dos raíces frente a una raíz unitaria y de una raíz frente a ninguna, cuando el PIB presenta tendencias segmentadas.

La forma correcta de realizar los *tests* DF y DFA en presencia de tendencias segmentadas puede verse en Andrés y otros (1990).

En el caso de dos raíces frente a una, el resultado para el *test* de DFA con tres retardos permite rechazar la hipótesis de dos raíces puesto que el coeficiente del incremento del logaritmo del PIB retardado es de -0.53 con un t-ratio de -4.07.

El *test* de DFA con un retardo para contrastar una raíz unitaria frente a ninguna reporta un t-ratio para el logaritmo del PIB retardado de -2.36 con lo que no es posible rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria con dos tendencias segmentadas en media; por tanto se trata al PIB como integrable de orden uno con dos tendencias segmentadas en media.

### 3.3) Especificación del modelo econométrico:

Dada la evidencia empírica aportada en la sección anterior, se considerará al vector de variables  $X = \{ \Delta Pib, \Delta M, \Delta I3, \Delta P \}$  como estacionario y, por tanto, será el vector de variables que se utilizará en la estimación del VAR. Los elementos determinísticos de las variables serán sustraídos previamente pues carecen de interés en el cálculo de las funciones de impulso respuesta y de la descomposición de la varianza.

Un paso previo a la estimación es establecer un número apropiado de retardos a incluir en el VAR. Para ello se realizaron contrastes de razón de verosimilitud entre distintas especificaciones del orden del VAR y, en base a los resultados mostrados en el apéndice 3, se concluye que el orden apropiado para el VAR es cuatro.

Se realizaron contrastes de autocorrelación en los residuos del modelo, así como contrastes de normalidad. En ambos casos no se pudo rechazar la hipótesis nula con lo que el modelo no presenta problemas de autocorrelación y los residuos son estadísticamente normales. Para contrastar la normalidad se realizaron contrastes de Bera y Jarque para cada uno de los residuos. La presencia o no de autocorrelación se contrastó mediante el *test portmanteau* (véase Lütkepohl (1991) pp 150-152), los resultados se encuentran en el apéndice 4.

### 3.4) Introducción de las restricciones (obtención de la forma estructural):

Una vez estimado el operador autorregresivo  $F(L)$ , se invertirá para obtener el operador de medias móviles del modelo en forma reducida. Este último operador ( $B(L)$ ) está relacionado con  $C(L)$  a través de  $C(L) = B(L)C_0$ . Será necesario identificar la matriz  $C_0$  para obtener las restantes matrices del polinomio  $C(L)$ . Esto se conseguirá mediante las restricciones que ya se enumeraron.

En primer lugar, el supuesto de ortogonalidad entre las perturbaciones estructurales nos proporciona diez restricciones no lineales sobre los elementos de la matriz  $C_0$ ; puesto que a partir de (6) tenemos que  $C_0 C_0' = \Omega$ , y se obtiene un estimador consistente de la matriz de varianzas y covarianzas de la representación VAR a través de los residuos minimocuadráticos.

El segundo conjunto de restricciones se obtienen a partir del supuesto que nos permite distinguir entre perturbaciones de demanda y de oferta, concretamente, el supuesto de que las perturbaciones de demanda no afectan a la

producción en el largo plazo. Esta restricción teórica implica que los tres últimos elementos en la primera fila (es decir los efectos de las tres perturbaciones de demanda sobre la primera variable del vector  $X$  que será la producción) de la matriz  $C(1)$  son cero. Esto nos proporciona (dado que  $C(1) = B(1)C_0$ )<sup>47</sup> las siguientes restricciones:

$$B(1,1) * C_0(1,2) + B(2,2) * C_0(2,2) + B(1,3) * C_0(3,2) + B(1,4) * C_0(4,2) = 0$$

$$B(1,1) * C_0(1,3) + B(1,2) * C_0(2,3) + B(1,3) * C_0(3,3) + B(1,4) * C_0(4,3) = 0$$

$$B(1,1) * C_0(1,4) + B(1,2) * C_0(2,4) + B(1,3) * C_0(3,4) + B(1,4) * C_0(4,4) = 0$$

dónde  $C_0(i, j)$  es el elemento de la matriz  $C_0$  que ocupa la  $i$ -ésima fila y la  $j$ -ésima columna; y dónde  $B(i, j)$  es el elemento que ocupa la  $i$ -ésima fila y  $j$ -ésima columna de  $B(1)$ <sup>48</sup>.

El supuesto de que las perturbaciones monetarias no afectan contemporáneamente a la producción, permite distinguir entre perturbaciones de demanda monetarias y reales ; este supuesto teórico va a materializarse en dos restricciones sobre los elementos de  $C_0$ :

$$C_0(1,2) = 0 \quad \text{y} \quad C_0(1,3) = 0$$

Finalmente, la ultima restricción se deriva del supuesto sobre la homogeneidad contemporánea de la demanda de saldos reales. Este supuesto implica (dado que  $D_0v = \varepsilon$ ) que el elemento  $D_0(3,4)$  de la matriz que recoge los efectos sobre  $X_t$  (el vector de variables) de las innovaciones contemporáneas es nulo, como además  $D_0 = C_0^{-1}$  la última restricción sobre  $C_0$  tiene la siguiente expresión:

---

<sup>47</sup>  $B(1) = \sum_{i=0}^{\infty} B_i$

<sup>48</sup> La matriz  $B(1)$  se ha obtenido invirtiendo el operador autorregresivo estimado.

$$-C_0(1,1)C_0(2,2)C_0(3,4) + C_0(1,1)C_0(3,2)C_0(2,4) - C_0(1,4)C_0(2,1)C_0(3,2) + C_0(1,4)C_0(2,2)C_0(3,1) = 0$$

Estas dieciséis restricciones forman un sistema de ecuaciones no lineales sobre los dieciséis elementos de  $C_0$  que será resuelto mediante el programa NLSYS de GAUSS. Una vez obtenidos los elementos de la matriz  $C_0$  se obtuvieron las matrices  $C_i$  que nos dan la respuesta de las variables del modelo ante los distintos *shocks* del modelo.

Como es habitual en esta literatura, los resultados empíricos no se presentan en términos de los coeficientes estimados, sino que los resultados se muestran por medio de las “descomposiciones de la varianza” y las “funciones de impulso-respuesta”. La descomposición de la varianza distribuye entre las distintas perturbaciones del modelo la varianza del error de predicción (de cada una de las series) para distintos horizontes temporales, lo que puede interpretarse como la contribución de cada perturbación en la explicación de la variabilidad del sistema. Por su parte, las funciones de impulso-respuesta muestran gráficamente los efectos de cada uno de los *shocks* sobre las variables del modelo, lo que puede interpretarse como un ejercicio de simulación que indica el signo, magnitud y persistencia de la respuesta de las variables ante las distintas perturbaciones del sistema.

### 3.5) Resultados: descomposición de la varianza y funciones de impulso-respuesta.

En este apartado se presentan los resultados de la estimación por medio de las funciones de impulso-respuesta y la descomposición de la varianza. Las funciones de impulso-respuesta muestran la respuesta de las variables<sup>49</sup> del modelo ante *shocks* positivos de magnitud igual a una desviación estándar. En cuanto a las descomposiciones de la varianza se muestran en la tabla 3, en la que los resultados están expresados en porcentajes sobre el total de la varianza del error de predicción.

#### 3.5.1) Respuesta del sistema ante un *shock* de oferta:

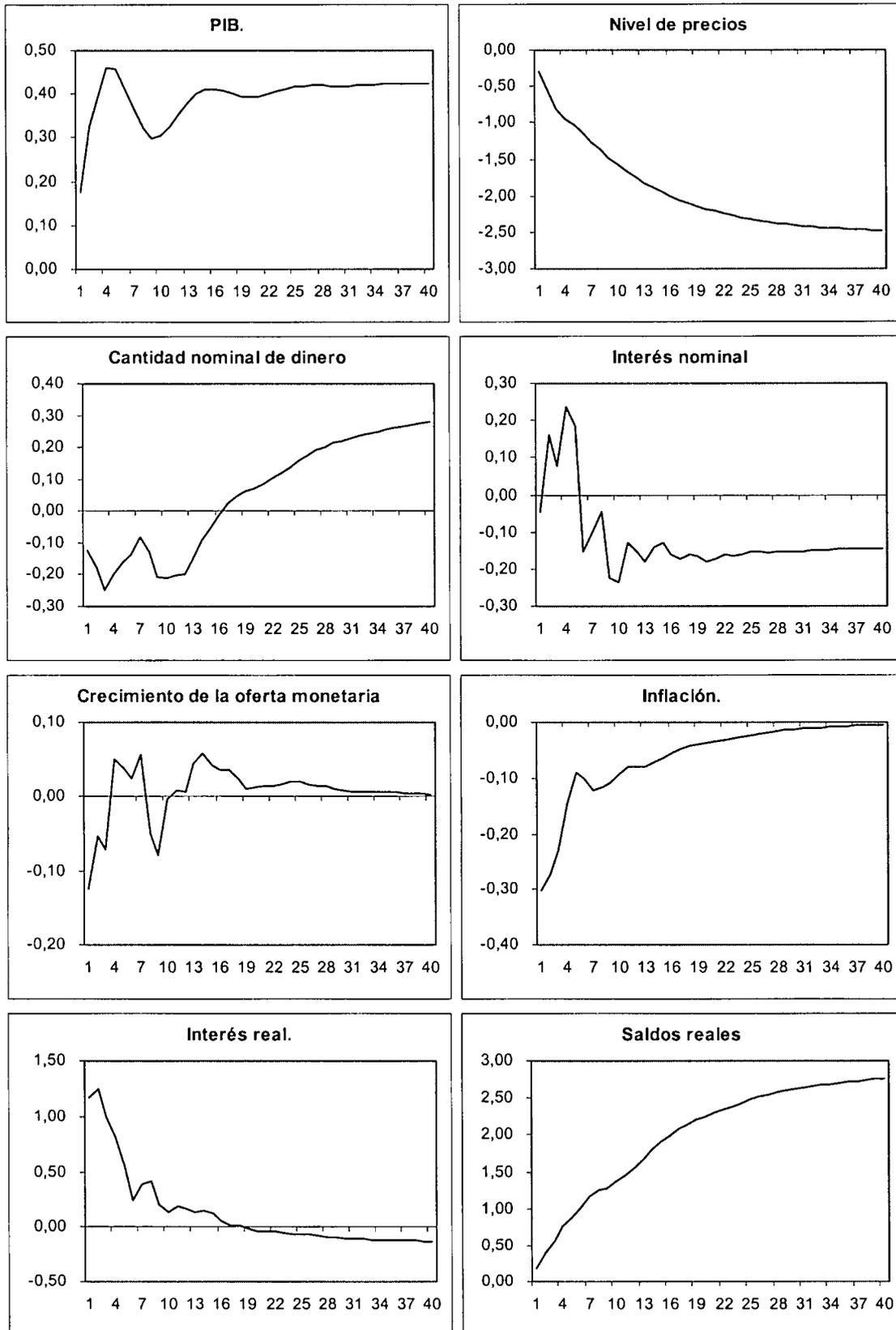
La respuesta esperada ante un *shock* de oferta positivo es un aumento en la producción debido a la mejora tecnológica o debido a un aumento en la oferta de trabajo, así como un descenso en los precios que estimularía la demanda agregada. El efecto sobre el tipo de interés no está determinado, pues se dan dos efectos opuestos sobre éste: por un lado aumenta la producción con lo que aumenta la demanda de saldos reales, y por otro lado, al darse un proceso deflacionario los saldos reales están aumentando; adicionalmente, dependerá de la actitud que tome la autoridad monetaria en cuanto a la oferta de saldos nominales.

Los ocho primeros gráficos muestran la respuesta de la economía ante un *shock* favorable de magnitud una desviación estándar. En primer lugar, se observa que el impacto inicial sobre el producto real es un incremento de 0,17 puntos (la mayor respuesta inicial del producto). Este efecto expansivo se

---

<sup>49</sup> Se muestran ocho gráficos para cada *shock*, cuando las variables que se utilizan en el VAR estimado son sólo cuatro ( $\Delta\text{PIB}$ ,  $\Delta\text{M}$ ,  $\Delta\text{I}$ ,  $\Delta\text{P}$ ). El resto de las variables se han obtenido bien acumulando las respuestas o bien por diferencia, como es el caso de los saldos reales ( $\Delta\text{S}_R = \Delta\text{M} - \Delta\text{P}$ ) y del tipo de interés real que se ha introducido en el modelo por medio de la ecuación de Fisher ( $\text{I}_R = \text{I}_N - \Delta\text{P}$ ).

**Gráfico 1: Respuesta del sistema ante un shock de oferta**



en el tiempo y alcanza un máximo en 0,46 pasados cuatro periodos tras el shock, produciéndose oscilaciones hasta que se estabiliza tras quince periodos en un nivel de 0,42. Por lo tanto, se produce un efecto permanente en el nivel del PIB, justamente lo que se espera de una perturbación de oferta.

En cuanto a la inflación, los gráficos también muestran un efecto deflacionario que se va diluyendo conforme pasan los periodos y aumenta la demanda agregada, retornando lentamente a su nivel de largo plazo dado que la tasa de crecimiento de la oferta monetaria también lo hace. El efecto inicial sobre la inflación del *shock* de oferta vuelve a ser el mayor de los cuatro *shocks*. Los precios muestran una clara senda descendente durante todo el proceso estabilizándose en un nivel 2,5 puntos más bajo.

El hecho de que ante las perturbaciones de oferta los precios disminuyan y ante los *shocks* de demanda aumenten, corrobora la idoneidad del supuesto clave en la identificación de las distintas perturbaciones, es decir, identificar las perturbaciones con efectos permanentes sobre el producto como *shocks* de oferta.

El comportamiento de las magnitudes monetarias muestra dos fases como se puede apreciar en el gráfico del nivel de M1. Hasta quince periodos tras el *shock* la cantidad de dinero se reduce, aumentando a continuación y estabilizándose en el largo plazo en un nivel más alto. Este comportamiento, puede interpretarse como un intento, por parte de la autoridad monetaria de continuar la expansión provocada por el *shock*.

En cuanto al tipo de interés nominal, tras un impacto inicial negativo, aumenta durante los cinco trimestres siguientes, volviendo a disminuir a partir de entonces y estabilizándose en un nivel de 0,15 puntos porcentuales más bajo. Sobre el tipo de interés se están produciendo los dos efectos antes mencionados, alcanza un máximo en el cuarto trimestre, justo cuando el PIB está en su nivel más alto, a partir de ahí, desciende debido al continuo aumento de los saldos reales y al descenso de la producción.

El tipo de interés real aumenta durante los diecisiete primeros trimestres, debido sobre todo al descenso de la inflación. Una vez que ésta retorna a su nivel inicial, el tipo de interés real desciende pues el tipo de interés nominal también lo hace.

Atendiendo a la descomposición de la varianza, los *shocks* de oferta explican en el muy corto plazo en torno al 66 % de la variabilidad en la producción, aumentando este porcentaje hasta el 73% para un horizonte temporal de un año. En el largo plazo, los *shocks* de oferta explican el 100% de la varianza del producto, si bien esto es un resultado del supuesto de neutralidad de las perturbaciones de demanda que se utilizó en la identificación del modelo. Este resultado, si bien puede ser acomodado por el modelo IS-LM está en contra de la visión tradicional de los ciclos, que atribuye fundamentalmente éstos a factores de demanda. Las perturbaciones de oferta, según se puede ver en el cuadro 3, también explican una parte importante de la variabilidad en los precios (en torno al 50%), siendo junto a los *shocks* en la IS los causantes de entre el 85% y el 90% de su variación. Este resultado concuerda con los obtenidos en el capítulo tercero, donde se puso de manifiesto la importancia de los *shocks* de oferta en el comportamiento de la inflación. Sin embargo, los *shocks* de oferta explican un porcentaje relativamente pequeño de la variabilidad de las restantes variables nominales.

### 3.5.2) *Shock* en la oferta monetaria ( $\epsilon^{ms}$ ):

La respuesta teórica del sistema ante un *shock* positivo en la oferta de dinero sería un aumento de la cantidad nominal de dinero, que provocaría un aumento en los saldos reales, un descenso en el tipo de interés estimulándose la demanda y, de esta forma, la producción y los precios.

Las respuestas estimadas obtenidas son las siguientes: la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero aumenta inicialmente en 1,22 para ir

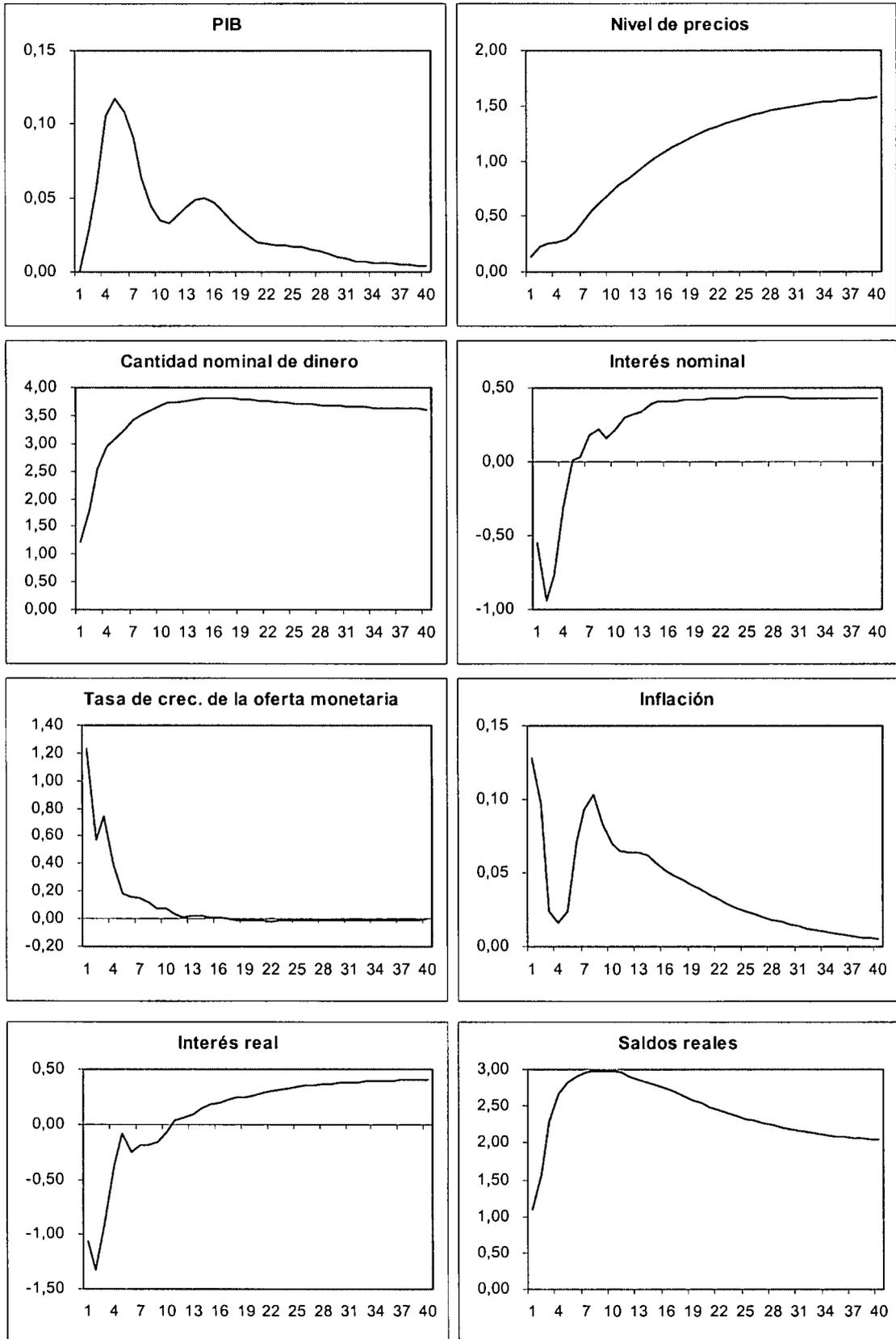
descendiendo paulatinamente hasta volver prácticamente el nivel inicial tras doce periodos (puede interpretarse como que la autoridad monetaria ha conseguido neutralizar el *shock* y volver a restablecer su objetivo monetario). Tanto el tipo de interés nominal como el real descienden (se impone el efecto liquidez), y esto hace aumentar tanto la producción como la inflación. El efecto sobre la producción alcanza un máximo en el quinto periodo, justo cuando el tipo de interés nominal aumenta en relación al nivel inicial (se imponen los efectos renta y riqueza). Las respuestas estimadas ponen de manifiesto la operatividad del tipo de interés como mecanismo transmisor de los *shocks* monetarios.

Los precios y la inflación aumentan, si bien en menor cuantía que las magnitudes monetarias, por lo tanto los saldos reales aumentan continuamente. En los últimos periodos los saldos reales empiezan a descender pero no llegan a volver a su nivel inicial, que es lo sería coherente con el modelo IS-LM (dado que el producto vuelve a su nivel inicial y el tipo de interés se estabiliza en un nivel más alto).

En cuanto a la contribución a explicar la varianza del error de predicción de cada variable, los *shocks* en la oferta de dinero explican en torno a un 3% de la variabilidad del output. Sin embargo, es la mayor fuente de explicación de la variabilidad de las magnitudes monetarias (en torno al 85%), y la segunda, tras el otro *shock* monetario en las fluctuaciones del tipo de interés; explicando entre los dos cerca del 90% de la varianza tanto de los tipos de interés como de las magnitudes monetarias.

Dada la escasa contribución de los dos *shocks* monetarios en la explicación de la variabilidad del PIB, esta economía se caracteriza por su sensibilidad a los *shocks* reales más que a *shocks* monetarios; si bien, a pesar de esto, la respuesta del PIB ante una perturbación en la oferta de dinero es más lenta que ante un *shock* en la IS (cinco trimestres frente a tres tarda en alcanzar el máximo efecto) pero es más persistente debido al más lento ajuste de los precios.

**Gráfico 2: Respuesta del sistema ante un shock en la oferta monetaria**



### 3.5.3) Respuesta del sistema ante un *shock* en la demanda de dinero ( $\epsilon^{md}$ ):

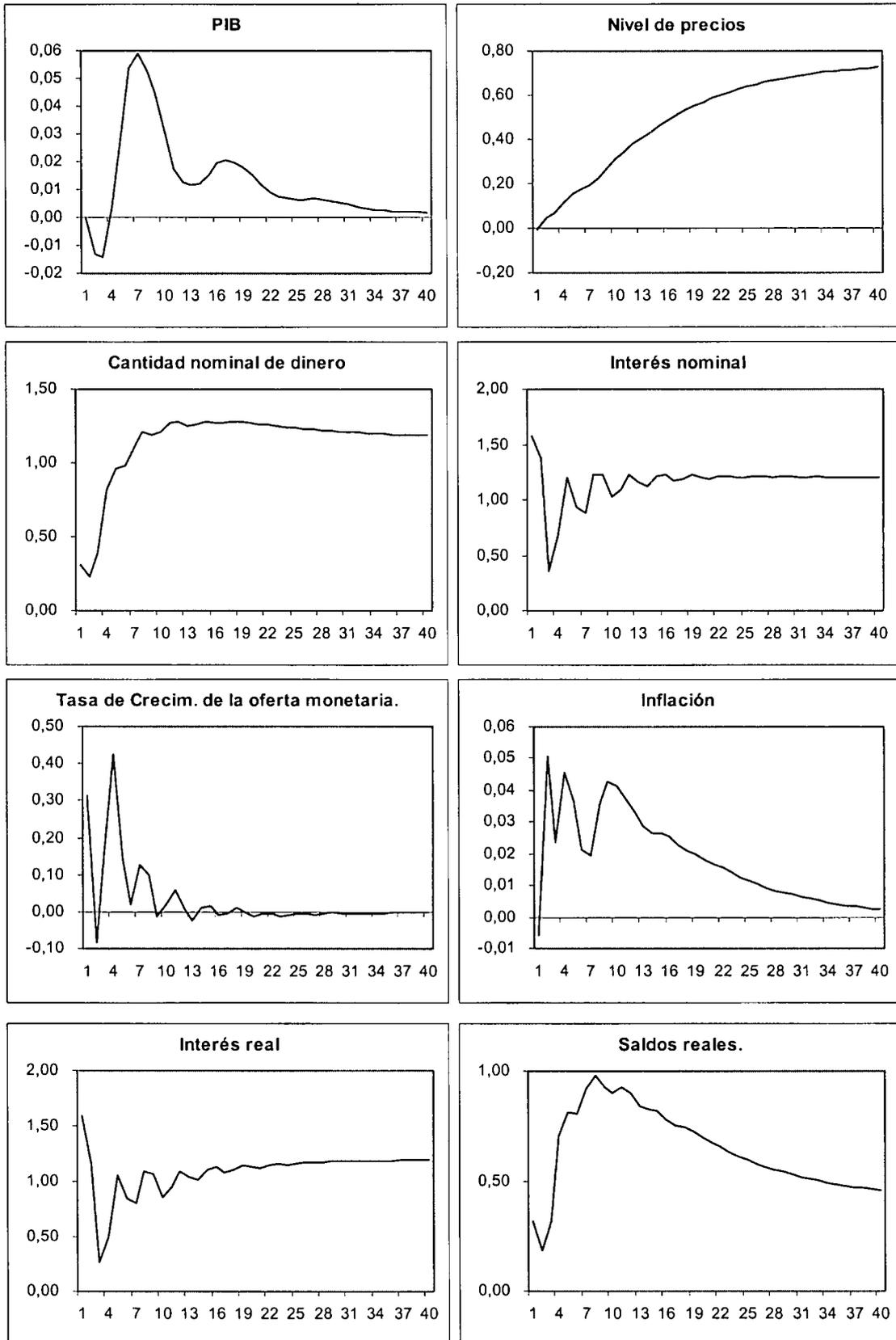
Un *shock* positivo en la demanda de saldos reales aumentaría el tipo de interés a corto plazo (dados los saldos reales), por lo tanto, desincentivaría la demanda y provocaría una recesión descendiendo de esta forma la inflación y los precios.

En las funciones de impulso-respuesta observamos que ante un *shock* en la demanda de dinero aumentan los tipos de interés (tanto el real como el nominal) y desciende la producción. En la inflación y los precios se produce un efecto inicial negativo pero prácticamente inapreciable, para aumentar luego y volver en el largo plazo a su nivel inicial (una vez que la tasa de crecimiento de la oferta monetaria también ha retornado a su nivel anterior al *shock*). Este incremento en los precios e inflación puede justificarse observando la reacción de la cantidad nominal de dinero, que en promedio, durante el periodo estimado la respuesta de la autoridad monetaria ha consistido acomodar los *shocks* en la demanda de dinero, lo que puede provocar expectativas inflacionistas.

El efecto recesivo sobre el PIB alcanza una cota de -0.059, es el *shock* con menores efectos sobre el producto. El efecto negativo sobre el PIB se revierte tras tres periodos, debido al incremento observado en la cantidad de dinero, alcanzando un máximo en el séptimo trimestre cuando los saldos reales alcanzan su mayor nivel.

Los saldos reales aumentan a pesar de la inflación, pues, la cantidad nominal de dinero aumenta en mayor cuantía. Es decir, se produce una acomodación del *shock* por parte del sector monetario de la economía. Esto puede explicar que los efectos de este *shock* (olvidándose de los tres primeros trimestres) sean muy similares, salvo escala, a los del *shock* en la oferta monetaria.

**Gráfico 3: Respuesta del sistema ante un shock en la demanda de saldos reales**



No debe olvidarse que los efectos de este *shock* en el PIB y los precios son los menores de los cuatro *shocks*, sólo explica una parte importante de la variabilidad de los tipos de interés, hecho que es coherente con la actitud de la autoridad monetaria en España en que se fijaba un objetivo monetario y por tanto el tipo de interés varía en función de la demanda de dinero.

#### 3.5.4) Respuesta ante un *shock* en la IS ( $\epsilon^{IS}$ ):

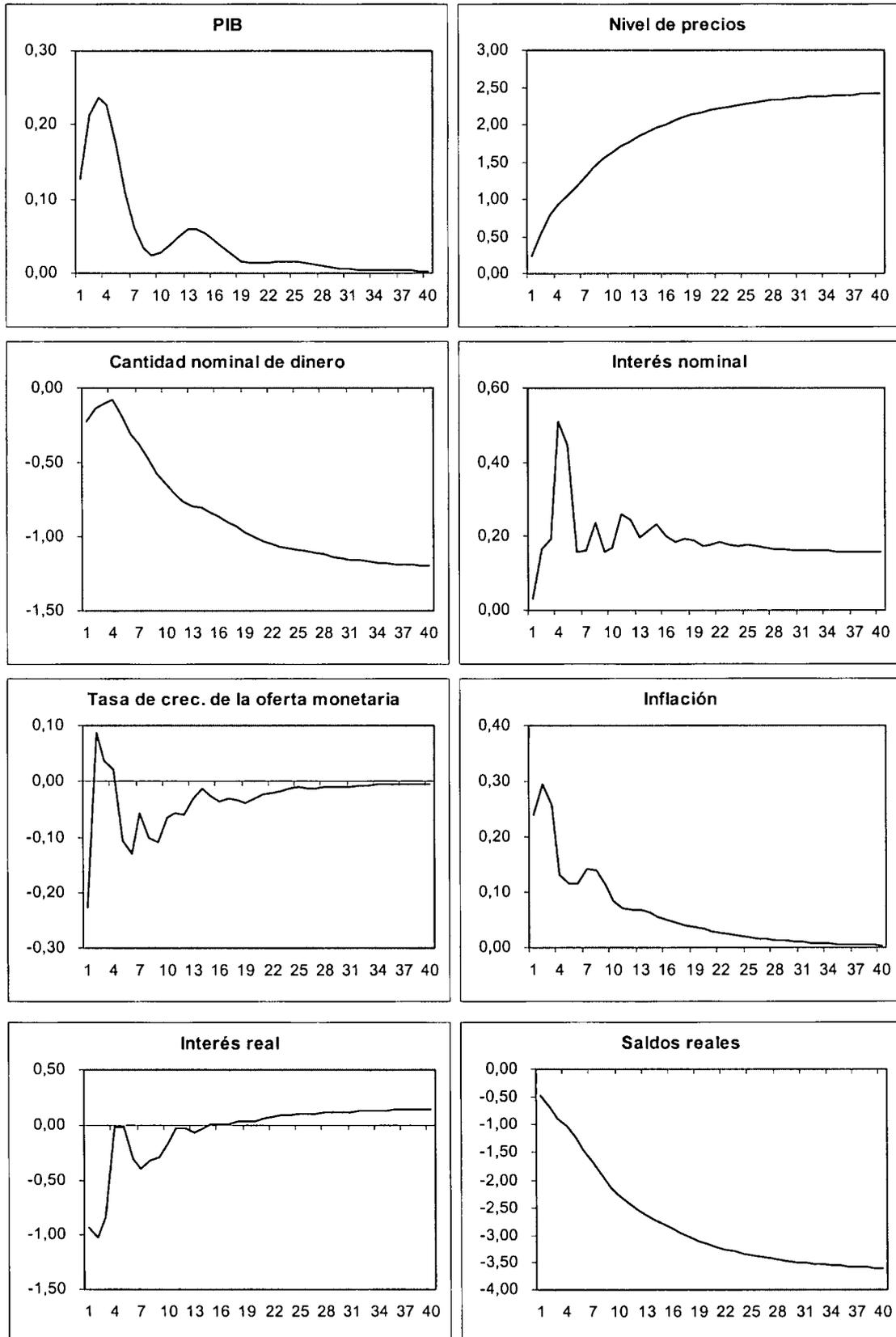
Un *shock* positivo en la IS implica un aumento de la demanda agregada, con el consiguiente aumento en el corto plazo de la producción, los precios y los tipos de interés.

Las funciones de impulso-respuesta, muestran que sí se produce un aumento de la producción y de la inflación, siguiendo ambos un comportamiento oscilante hasta anularse en el largo plazo. La respuesta de la oferta monetaria no es acomodante, con lo que se produce un alza en los tipos de interés tal como ocurre en un modelo IS-LM estándar.

La tasa de crecimiento de la cantidad de dinero sufre una reducción inicial de 0,22 y una relajación posterior, pero en conjunto, la cantidad nominal de dinero se reduce, siendo el único *shock* en que esto ocurre; por lo tanto, en promedio la política monetaria no ha acomodado las expansiones fiscales, aunque para afirmarlo con rotundidad habría que distinguir entre diversos *shocks* en la IS.

En cuanto al tipo nominal de interés, aumenta debido a la mayor presión de la demanda y la reducción de los saldos reales, estabilizándose tras veinte periodos en un nivel más alto cuando el PIB ha vuelto a su nivel inicial y los saldos reales se mantienen a un nivel menor. Por lo que respecta a la respuesta del tipo de interés real, hay que recordar que se obtiene no directamente de la

**Gráfico 4: Respuesta del sistema ante un shock en la IS**



estimación del modelo, sino que se calcula como diferencia entre el tipo nominal y la tasa de inflación; por tanto, cuando la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero y la inflación vuelvan a su nivel inicial, el tipo de interés real seguirá la misma senda que el nominal, diferenciándose sólo de éste mientras la tasa de inflación no vuelva al nivel anterior al *shock*.

**Cuadro 3: Descomposición de la varianza.**

	T	$\epsilon^s$	$\epsilon^{ms}$	$\epsilon^{md}$	$\epsilon^{is}$
<b>nivel PIB</b>	1	66.28	0	0	33.72
	4	73.01	2.07	0.52	24.40
	8	80.18	3.66	0.71	15.45
	16	87.42	2.75	0.51	9.32
	40	95.19	1.09	0.21	3.51
<b>Tasa de crecimiento de M1</b>	1	0.93	90.04	5.91	3.12
	4	0.89	86.32	10.68	2.11
	8	1.08	84.11	11.53	3.28
	16	1.53	82.91	11.48	4.08
	40	1.68	82.63	11.45	4.24
<b>Tipo de interés</b>	1	0.06	11.02	88.89	0.03
	4	1.23	26.13	68.13	4.51
	8	1.29	16.01	77.53	5.17
	16	1.62	11.53	82.73	4.07
	40	1.54	11.20	84.70	2.56
<b>Inflación</b>	1	55.40	9.86	0.02	34.72
	4	47.91	5.32	1.06	45.71
	8	44.63	8.02	1.37	45.98
	16	43.35	10.98	2.25	43.42
	40	42.80	12.19	2.53	42.48

	<b>T</b>	$\varepsilon^s$	$\varepsilon^{ms}$	$\varepsilon^{md}$	$\varepsilon^{is}$
<b>Interés real</b>	1	23.11	19.17	43.02	14.61
	4	30.1	25.01	27.76	17.11
	8	26.29	19.67	39.25	14.79
	16	18.7	14.04	56.56	10.61
	40	8.6	10.83	75.33	5.16
<b>Saldo reales</b>	1	2.43	77.01	6.50	14.06
	4	5.28	78.81	3.63	12.28
	8	8.05	69.20	5.33	17.42
	16	12.56	53.25	4.58	29.61
	40	23.10	30.83	2.29	43.77
<b>Nivel de Precios</b>	1	55.41	9.86	0.02	34.71
	4	49.12	4.99	0.48	45.41
	8	46.35	5.47	0.97	47.21
	16	43.77	9.41	1.92	44.90
	40	41.93	14.26	2.98	40.83
<b>Nivel de M</b>	1	0.93	90.02	5.94	3.11
	4	0.71	94.20	4.65	0.44
	8	0.39	91.14	7.98	0.49
	16	0.23	88.10	9.08	2.59
	40	0.25	84.85	9.12	5.78

El *shock* en la IS explica un 33% de la variabilidad del producto en el muy corto plazo, pasando a ser del 20% para un horizonte temporal de un año; también explica en torno al 40% de la variabilidad de la inflación. Por lo que respecta al resto de variables nominales, los *shocks* en la IS no explican un gran porcentaje de su variabilidad.

Una posible crítica a la metodología VAR, consiste en que los resultados obtenidos son sensibles a las restricciones usadas para identificar los distintos *shocks* estructurales. Evidentemente el hecho de utilizar restricciones para identificar los distintos *shocks*, es una forma de distribuir las correlaciones entre

las variables entre distintos *shocks*. Si estas restricciones varían, también lo harán los efectos de los distintos *shocks*. La actitud ante este problema, debe ser la de utilizar con cuidado las restricciones de identificación, estas restricciones deben estar basadas en la teoría económica o en evidencia empírica contrastada, y ser coherentes con el modelo estructural que se pretende recuperar.

En principio, nada parece indicar que las restricciones utilizadas en este trabajo sean incorrectas: son restricciones teóricas frecuentemente utilizadas, no demasiado controvertidas y coherentes con la visión keynesiana de la economía representada por el modelo IS-LM ampliado con curva de Phillips. Adicionalmente, las respuestas estimadas y representadas en las funciones de impulso-respuesta, están de acuerdo con los resultados teóricos esperados *a priori*, sobre los efectos que deben tener los distintos *shocks* identificados en el presente trabajo.

El hecho de identificar *shocks* con efectos permanentes sobre el producto como *shocks* de oferta, y *shocks* con sólo efectos transitorios sobre éste como de demanda, no está justificado si realmente las perturbaciones de demanda presentan efectos permanentes; sin embargo, ésta puede ser una buena aproximación si los efectos permanentes de los *shocks* de demanda son menos importantes que los de oferta. El hecho de que los *shocks* de oferta identificados de esta forma produzcan movimientos en precios y producto de sentido contrario y los *shocks* identificados como de demanda en el mismo sentido, hace pensar que esta forma de distinguir entre perturbaciones de demanda y de oferta es correcta.

Sin embargo, se probó a identificar los distintos *shocks* con otro conjunto de restricciones. Dado que hay un debate abierto sobre la conveniencia de utilizar restricciones de corto o de largo plazo, se identificó el modelo sustituyendo las tres restricciones de largo plazo por distintos conjuntos de tres restricciones de corto plazo. Concretamente, los principales resultados obtenidos utilizando el supuesto de que los *shocks* de demanda no tienen efectos contemporáneos en los

precios son los siguientes: en primer lugar, se observa una mayor contribución del *shock* en la IS en la variabilidad del PIB para el corto plazo. En segundo lugar, alguno de los *shocks* de demanda mueven en sentido opuesto los precios y la producción, y por último, se obtiene que en el largo plazo, los dos *shocks* que tienen efectos de sentido opuesto en precios y cantidades (lo que normalmente se entiende por *shock* de oferta) explican en torno al ochenta por ciento de la variabilidad del PIB.

Se probaron otras formas de identificación (todas ellas mediante restricciones de corto plazo) y los dos últimos resultados se mantienen. Este resultado, parece apuntar que los *shocks* de demanda pueden tener efectos permanentes en el producto, si bien de menor importancia que los de oferta. Por lo que se puede concluir que de entre las alternativas probadas, la forma más correcta de identificación es la desarrollada en el trabajo.

## 4. Conclusiones

En este trabajo se ha modelizado el conjunto de variables formado por el producto real, cantidad de dinero, tipos de interés y precios como un sistema macroeconómico afectado por cuatro tipos de perturbaciones exógenas, interpretadas como *shocks* de oferta, *shocks* en la oferta monetaria, en la demanda de dinero y en la IS.

Se ha contrastado si las fluctuaciones observadas en ese sistema macroeconómico simulaban o replicaban las predicciones teóricas dadas por la visión tradicional de los ciclos económicos, representada por el modelo IS-LM aumentado con la curva de Phillips. Para ello se utilizó la técnica de los VAR estructurales, que mediante la utilización de una serie de restricciones muy generales permite recuperar las respuestas de las variables del sistema ante las cuatro fuerzas conductoras de la economía.

Las conclusiones a las que se ha llegado tras el estudio del modelo estimado son: en primer lugar se observa que los *shocks* de demanda sí afectan a la producción producto en el corto plazo. Aunque la principal fuente de explicación de la variabilidad de ésta son los *shocks* de oferta, los de demanda explican en un horizonte temporal de un año el 25% de las fluctuaciones en el PIB. Este resultado es similar a los que se encuentran en Galí (1992) que obtiene un porcentaje del 20% , Shapiro y Watson (1988) un 28% y Karras (1993) 30% (todos ellos para la economía estadounidense). Este resultado puede ser acomodado por la visión tradicional de las fluctuaciones económicas, pero está en principio en su contra, pues ésta señala como causa principal de los ciclos económicos a factores por el lado de la demanda.

En segundo lugar se observa que, en general, las respuestas del sistema (captadas por las funciones de impulso-respuesta) se ajustan a las predicciones teóricas del modelo IS-LM con curva de Phillips. En concreto, los precios

aumentan ante perturbaciones de demanda y descienden ante *shocks* de oferta y, el mecanismo de transmisión de las perturbaciones monetarias a través de los tipos de interés también es mostrado por las funciones estimadas. Por lo que se puede decir, tal como hacen Blanchard y Quah (1989), que la visión tradicional de las fluctuaciones económicas no es rechazada por los datos.

El hecho de que la mayoría de estudios indiquen que el papel de las perturbaciones de oferta es cuantitativamente muy importante, unido al hecho de que, al mismo tiempo, las respuestas de las distintas variables del modelo se ajusten bastante bien a los mecanismos de transmisión indicados por el modelo IS-LM, hace pensar que, para modelizar adecuadamente el fenómeno de los ciclos económicos es necesario realizar una síntesis que recoja y combine aspectos de los dos enfoques predominantes en este área de conocimiento: el paradigma keynesiano y los modelo reales del ciclos.

**APÉNDICE 1: Estrategia para la determinación del orden de integrabilidad.**

Se irá contrastando la hipótesis nula de existencia de una raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad en distintos modelos de regresión hasta que sea posible rechazar, en alguno de ellos, la hipótesis nula<sup>50</sup>. Si esto no es posible, entonces se concluirá que la variable analizada tiene una raíz unitaria. En cada modelo de regresión se incluirán los suficientes retardos de la variable endógena para que los residuos de éste sean empíricamente blancos. Los pasos de esta estrategia de contrastación son:

1) Modelo de regresión:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + (\rho_c - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0: (\rho_c - 1) = 0$$

(el estadístico adecuado es  $\tau_t$ , en la tabla 8.5.2, bloque 3 en Fuller (1976))

2) Modelo de regresión:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + (\rho_c - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0: (\rho_c - 1) = \beta = 0$$

(el estadístico adecuado es  $\Phi_3$ , en la tabla VI de Dickey y Fuller (1981))

2.1) Modelo de regresión (si  $\beta \neq 0$ ):

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + (\rho_c - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0: (\rho_c - 1) = 0$$

(la tabla adecuada es la Normal estándar)

3) Modelo de regresión (si  $\beta = 0$ ):

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho_b - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0: (\rho_b - 1) = 0$$

(el estadístico adecuado es  $\tau_\mu$ , en la tabla 8.5.2, bloque 2 en Fuller (1976))

<sup>50</sup> En todos los pasos de esta estrategia se comparará el *t-ratio* del coeficiente de  $X_{t-1}$  con los estadísticos señalados en cada caso. En los pasos 2.1) y 3.1) se compararán los valores del estadístico F para la hipótesis conjunta con los de las tablas señaladas.

4) Modelo de regresión (si  $\beta = 0$ ):

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho_b - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0 : (\rho_b - 1) = \alpha = 0$$

( el estadístico adecuado es  $\Phi_1$  en las tabla IV en Dickey y Fuller (1981))

4.1) Modelo de regresión (si  $\alpha \neq 0$ ):

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho_b - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0 : (\rho_b - 1) = 0$$

(la tabla adecuada es la normal estándar)

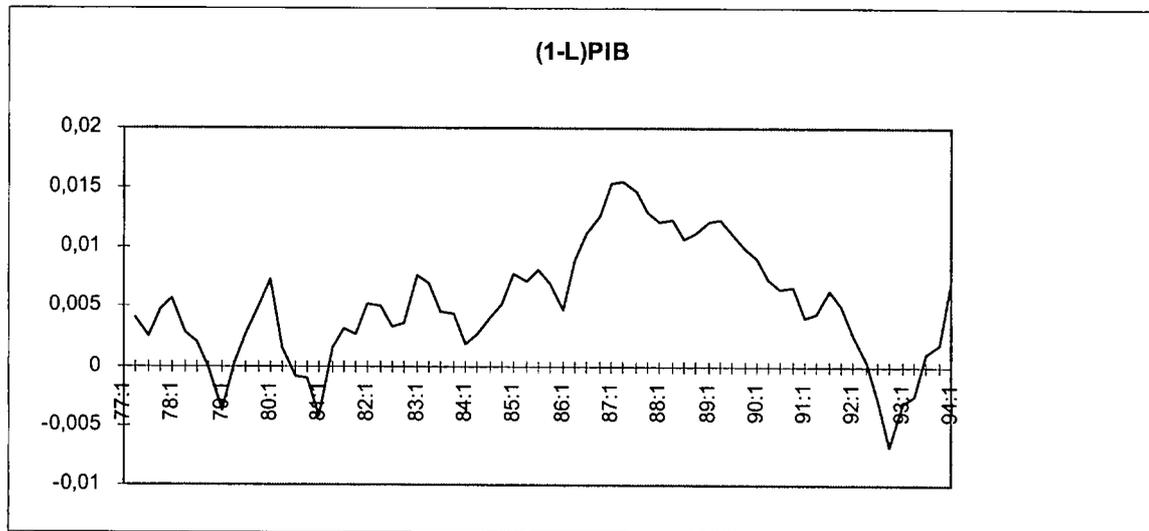
5) Modelo de regresión (si  $\beta = \alpha = 0$ ):

$$\Delta X_t = (\rho_a - 1)X_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta X_{t-j} \quad H_0 : (\rho_a - 1) = 0$$

(el estadístico adecuado es  $\tau$ , en la tabla 8.5.2, bloque 1 en Fuller (1976))

El paso 2.1) sólo se efectuaría si se aceptase la hipótesis nula en 1) pero se rechazase la hipótesis conjunta en 2), pues en ese caso la tendencia sería significativa y West (1988) demuestra que el estadístico  $\tau_t$  se distribuye asintóticamente como una Normal estándar. Lo mismo ocurre con el paso 4.1), que sólo se realizaría si se acepta la hipótesis nula en 3), pero se rechaza la hipótesis conjunta 4).

**APÉNDICE 2:**



**APÉNDICE 3: Ratio de razón de verosimilitud.**

El contraste se realizó del siguiente modo:

$(T - c) | \log |\Sigma_r| - |\Sigma_n| |$  se distribuye asintóticamente (bajo la hipótesis nula de que las restricciones son correctas) como una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de restricciones; siendo:

T : número de observaciones.

c: número de variables en cada ecuación del VAR no restringido( c es propuesto por Sims(1980) como factor de corrección en muestras pequeñas).

$\Sigma_r$  : matriz de covarianzas del VAR restringido.

$\Sigma_n$  : matriz de covarianzas del VAR no restringido.

Los resultados de los contrastes viene dados en la siguiente tabla:

	Valor del ratio	Nivel de significación
VAR(4) frente a VAR(8)	59.31	0.64
VAR(4) frente a VAR(7)	53.20	0.28
VAR(4) frente a VAR(6)	38.10	0.21
VAR(4) frente a VAR(5)	12.90	0.67

#### APÉNDICE 4: Contraste Portmanteau

Este contraste<sup>51</sup> se construye para contrastar la significatividad conjunta de las autocorrelaciones residuales hasta el retardo h; es decir:

$$H_0 : \mathbf{R}_h = (R_1, \dots, R_h) = 0 \quad \text{frente a} \quad H_1 : \mathbf{R}_h \neq 0$$

El estadístico  $P_h$  se distribuye como una chi-cuadrado con  $k^2(h-p)$  grados de libertad; siendo:

$$P_h = T \sum_{i=1}^h \text{tr}(\hat{C}_i \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_i \hat{C}_0^{-1})$$

T : número de observaciones.

k : número de variables en el modelo VAR

p : orden del modelo VAR

y, siendo  $C_i$  las matriz de autocovarianzas de orden i.

Se contrastó la existencia de autocorrelación hasta de orden diez, siendo los resultados favorables a la ausencia de autocorrelación, en concreto:

$$P_{10} = 111.36 \text{ con nivel de significación } 0.13$$

---

<sup>51</sup> Véase Lütkepohl(1991) pp.- 150

## BIBLIOGRAFIA

- Andrés, J.; Mestre, R. y Vallés, J. (1999): “Monetary policy and exchange rate dynamics in the Spanish economy”. *Spanish Economic Review*, 1, pp. 55-77.
- Andrés, J. ; Escribano, A.; Molinas, C., y Taguas, D. (1990): *La inversión en España: Econometría con restricciones de equilibrio*. Antoni Bosch e Instituto de Estudios Fiscales.
- Bean, C. R. (1990): “Endogenous growth and procyclical productivity”. *European Economic Review*, 34, pp 355-363.
- Bean, C. R. (1992): “Identifying the causes of British unemployment”. *European Unemployment Programme (Final Conference)*, W.P. n° 276.
- Blanchard, O.J. (1989): “A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations”. *The American Economic Review*, 79, 5, pp 1146-1164.
- Blanchard, O.J. y Quah, D. (1989): “The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances”. *The American Economic Review*, 79 , 4, pp 655-673.
- Blanchard, O.J., y Quah, D. (1993): “The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances: Reply”. *American Economic Review*, 83(June) , pp 653-658.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1979): “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”. *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- Dickey, D.A. y Fuller, W.A. (1981): “ Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”. *Econometrica*, 49, 4, pp 1057-1072.
- Galí, J. (1992): “ How well does the IS-LM model fit postwar US data”. *The Quarterly Journal of Economics*, 107, pp 709-738.

- Goerlich, F. J. (1992a): "Memoria y persistencia en series temporales económicas: el caso de la actividad económica agregada en España". *Revista Española de Economía*, 9, 1, pp 65-86.
- Goerlich, F. J. (1992b): "A note on the distribution of the least squares estimator of a random walk with a linear trend". *Economics Letters*, 38, pp 151-156.
- Frisch, R. (1933): "Propagation problems and impulse problems in dynamics economics", en *Economic Essays in Honor of Gustav Cassel*. Allen and Unwin, London.
- Fuller, W.A. (1976): *Introduction to statistical time series*. John Wiley and Sons. New York.
- Hylleberg, S. y Mizon, G.E. (1989): "A note on the distribution of the least squares estimator of a random walk with drift". *Economics Letters* 29, pp225-230.
- INE (1993): *Metodología de la CN trimestral. Series trimestrales 1970-1992*.
- Johansen, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Jimeno Serrano, J.F. y Campillo Pita, M. (1993): "La importancia de los shocks agregados y de los shocks microeconómicos en la economía española". *Revista Española de Economía*, 10, 2. Pgs 321-348.
- Karras, G. (1993): "Sources of U.S. macroeconomic fluctuations:1973-1989". *Journal of Macroeconomics*, 15, 1, pp 47-68.
- Karras, G. (1994): "Sources of business cycles in Europe: 1960-1980. Evidence from France, Germany and the United Kingdom". *European Economic Review* , 38, pp 819-840.
- King, R. G.; Plosser, C. I.; Stock, J. H., y Watson, M. W. (1991): " Stochastics trends and economics fluctuations". *American Economic Review*, 81, pp 819-840.
- Lippi, M., y Reichlin, L. (1993): "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances: Reply". *American Economic Review*, 83(June) , pp 644-652.

- Lütkepohl, H. (1991): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag, Berlín.
- Nelson, C.R. y Plosser, C.I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomics time series". *Journal of Monetary Economics*, 10, pp 139-162.
- Perron, P. (1988): "Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp 297-332.
- Rappoport, P. y Reichlin, L. (1989): "Segmented trends and nonstationary time series". *The Economic Journal*, 99, pp 168-177.
- Shapiro, M. y Watson, M. (1988): "Sources of business cycle fluctuations" en Stanley Fischer ed., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press, pp 111-148.
- Sims, C.A. (1980): "Macroeconomics and reality". *Econometrica*, 48, pp 1-48.
- Slutsky, E. (1937): "The Summation of Random causes as the source of cyclical processes". *Econometrica*, 5, pp 105-146.
- West, K. D. (1988): "Asymptotic normality, when regressors have a unit root". *Econometrica*, 56, pp. 1397-1418.

---

## ***CONCLUSIONES***

El objetivo central de esta tesis ha consistido en profundizar en el conocimiento de algunos aspectos del ciclo económico, corroborando algunos de los resultados básicos previamente obtenidos en la literatura y aportando resultados adicionales. Para ello se han empleado técnicas econométricas de series temporales, dando lugar a cuatro estudios empíricos cuyos resultados principales son presentados a continuación.

En el primer capítulo se caracterizaron empíricamente las propiedades cíclicas de las principales economías occidentales (grupo del G-7, más España y Suiza). Se amplió el criterio sobre la base del cual establecer las propiedades cíclicas, ya que los criterios habitualmente utilizados, pueden llegar a enmascarar similitudes en el comportamiento cíclico entre variables de distintos países.

Se utilizaron tres métodos de obtención del ciclo, para posteriormente analizar la robustez de los resultados al cambiar el método de filtrado, así como la estabilidad de los resultados en el tiempo.

La principal conclusión de este primer capítulo es la existencia de una gran similitud en las propiedades cíclicas de las economías analizadas. Este resultado indica que el ciclo económico es un fenómeno de carácter internacional, con características comunes en gran parte de las economías de mercado occidentales.

Las mayores semejanzas en las características cíclicas de las distintas economías se encontraron en el comportamiento de las variables reales. La única excepción al comportamiento uniforme de estas variables es el consumo público. El consumo privado, la formación bruta de capital, las exportaciones, importaciones, inventarios y producción industrial son procíclicas, mientras que las exportaciones netas son contracíclicas.

A diferencia de los componentes del gasto, las variables monetarias no presentan tantas semejanzas por países. La cantidad nominal de dinero, no es fuertemente procíclica y adelantada, tal como se esperaría si esta variable fuese una de las causas principales en la generación de las fluctuaciones. Mientras que los precios son contracíclicos y adelantados.

La observación de un comportamiento similar, por países, en las variables reales y los precios frente a un comportamiento dispar en el consumo público y la cantidad de dinero, favorece una interpretación de los ciclos causada fundamentalmente por *shocks* de oferta y, en todo caso, indica que los mecanismos de transmisión que operan en el ciclo económico son similares en todas las economías analizadas.

Las variables agrupadas bajo el epígrafe mercado de trabajo también presentan amplias similitudes. El empleo y la productividad son procíclicas, mientras que los salarios, al igual que los precios, son contracíclicos. En cambio, los salarios reales no tienen un comportamiento uniforme por países, indicando posibles diferencias en el funcionamiento o en la regulación de los mercados de trabajo nacionales.

Las variables representativas del sector exterior también tienen las mismas propiedades cíclicas. Las excepciones son el comportamiento diferenciado de las exportaciones en Japón y de los términos del intercambio en Canadá.

La aplicación de tres métodos de filtrado, se justifica en la aportación de Canova (1998), donde se concluye para los Estados Unidos que, distintos métodos de obtención del ciclo proporcionan resultados diferentes y, por tanto, distintas propiedades cíclicas. Los resultados del capítulo primero indican que, si bien al utilizar distintos filtros los resultados varían cuantitativamente, también es cierto que la mayoría de resultados se mantienen cualitativamente. Entendiéndose por cualitativamente el sentido de su asociación con el producto real, es decir, la catalogación de las variables como procíclica o contracíclica. Entre las variables que más diferencias presentan en sus propiedades cíclicas dependiendo del método de filtrado están los salarios y en menor medida los precios.

Los resultados de este capítulo también indican la existencia de un alto grado de estabilidad temporal en las propiedades cíclicas de las distintas variables. La propiedad de las variables que más inestabilidad presenta es la

volatilidad, detectándose una mayor volatilidad al principio de la muestra. Este resultado refuerza la impresión de que el conjunto de propiedades mostrado por las correlaciones cruzadas es resultado de las características intrínsecas del mecanismo de mercado, ya que las mismas propiedades cíclicas se obtienen para periodos de alta como de baja volatilidad.

Adicionalmente, no se encontraron pautas temporales comunes para todos los países, salvo para ciertas variables de países muy próximos como Canadá y Estados Unidos. Sin embargo, sí se encontraron pautas temporales comunes en las variables reales de un mismo país.

El segundo capítulo se dedicó a contrastar la posible existencia de ciclos comunes en Europa. El análisis se realizó para las series de producción per cápita de cinco países (España, Francia, Alemania, Reino Unido y los Estados Unidos). Se utilizaron técnicas multivariantes que permiten contrastar la presencia de ciclos comunes, a la vez que, se tiene en cuenta las posibles relaciones de cointegración.

Los resultados obtenidos en este capítulo, indican que los ciclos de los cinco países tienen componentes comunes, de forma que el ciclo de cada país puede expresarse como una combinación lineal de tres ciclos comunes. El primero de estos afecta de distinta forma a los países europeo-continentales, el segundo tiene un efecto simétrico en todos los países europeos y el último afecta en el mismo sentido a las cinco economías analizadas. De esta forma se les denominó ciclo europeo-continental, ciclo europeo y ciclo mundial respectivamente.

La principal conclusión de este segundo capítulo consiste en que los datos apoyan la existencia de un ciclo europeo del que parece estar más aislada la economía británica. Este hecho es mostrado tanto por las elevadas correlaciones entre los ciclos de los países europeos, como por los efectos asimétricos del segundo ciclo común sobre los países europeos, por un lado, y Estados Unidos por otro. Estos resultados, sugieren que, a pesar de que puedan existir periodos en los que haber renunciado a la gestión del tipo de cambio y de la política

monetaria pueda tener costes para las economías nacionales, las economías europeas parten de una buena situación, en cuanto a la sincronía de sus ciclos, para acometer sin demasiados costes la creación de una moneda única.

En este capítulo también se efectuó un análisis de regresión para determinar qué factores podían explicar los tres ciclos comunes encontrados. Los resultados indicaron que los dos primeros estaban relacionados con variables europeas, aunque, ninguna de ellas presentaba un gran poder explicativo, mientras que, el tercer ciclo común, o ciclo mundial, está muy relacionado con variables económicas estadounidenses, pudiendo indicar el liderazgo económico de este país. La variable con mayor poder explicativo sobre este tercer ciclo común resultó ser el precio del petróleo.

El objetivo del capítulo tercero consistió en determinar la fuente principal de variabilidad macroeconómica, es decir, determinar si los ciclos son fundamentalmente causados por perturbaciones de oferta o de demanda. El análisis se realizó con los mismos países analizados en el capítulo primero. Los resultados mostraron la existencia de una relación de largo plazo entre el PIB y la inflación para cada uno de los países, esto posibilitó la identificación de dos tipos de *shocks*, uno permanente y otro transitorio. Las respuestas del modelo son consistentes con la interpretación del primero como una perturbación de oferta y del segundo como de demanda.

Los resultados pusieron de manifiesto que los *shocks* de oferta constituyen la fuente principal de variabilidad para el PIB, incluso en el corto plazo, favoreciendo, de nuevo, una interpretación real de las fluctuaciones.

Los resultados también evidenciaron un importante efecto de los *shocks* de oferta en el comportamiento de la inflación. Este último resultado hizo plantearnos la necesidad de ampliar el modelo con una variable monetaria, con el propósito de identificar un nuevo *shock* de naturaleza monetaria que, según las teorías estándar, debería ser el causante de la inflación en el largo plazo. Las especificidades de las magnitudes monetarias en cada país dificultaron esta tarea. Sin embargo, en Estados Unidos, al ampliar el sistema con una tercera variable

posibilitó la identificación de un nuevo tipo de *shock*, un *shock* monetario, que no presentó efectos importantes sobre el PIB, pero sí sobre la inflación, siendo el principal responsable del comportamiento de esta variable en el largo plazo. Sin embargo, los resultados continuaron evidenciando que la perturbación de oferta presenta efectos importantes en la inflación, indicando que, posiblemente, el comportamiento de esta variable no sea exclusivamente un fenómeno monetario.

En el capítulo cuarto se trató de determinar si, a pesar de los resultados del capítulo anterior que indican que los ciclos son fundamentalmente causados por *shocks* de oferta, las fluctuaciones observadas en la economía española se ajustan a la visión tradicional de las fluctuaciones económicas, representada por el paradigma keynesiano. Para ello se estimó un modelo vectorial autorregresivo con cuatro variables (producción, precios, cantidad nominal de dinero y tipos de interés) que permitió identificar cuatro tipos de perturbaciones, una de oferta y tres de demanda, entre las que se encuentra una perturbación monetaria, un *shock* en la demanda de saldos reales y un *shock* en la IS.

Los resultados muestran, al igual que en el capítulo anterior, que las perturbaciones de oferta son la principal fuente de variabilidad, incluso en el corto plazo. Ahora bien, también se evidenció una gran similitud entre las respuestas de las variables a los distintos *shocks* y las predicciones de uno de los modelos representativos de la economía keynesiana, como es el modelo IS-LM ampliado con curva de Phillips. Por lo tanto, estos resultados sugieren que, a pesar de la gran importancia cuantitativa de los *shocks* de oferta, los mecanismos económicos resaltados por los modelos keynesianos siguen siendo válidos y no deben olvidarse.

Recapitulando, de esta tesis emanan dos resultados o conclusiones principales:

- 1) Los ciclos económicos son un fenómeno común a las economías de mercado occidentales.
- 2) El origen de las fluctuaciones económicas es fundamentalmente de oferta. Este hecho favorece la visión de las fluctuaciones propugnada

por los modelos reales del ciclo. Sin embargo, no hay que marginar otro tipo de factores y mecanismos económicos que pueden seguir siendo válidos.

Estas dos conclusiones indican que está justificado tratar de buscar una explicación unificada al ciclo económico y apoyan las ideas apuntadas en Goodfriend y King (1997), donde se señala que la modelización en el área de los ciclos económicos debe y está moviéndose hacia lo que estos autores llaman Nueva Síntesis Neoclásica que, tal como hizo la Síntesis Neoclásica original, combina elementos clásicos y keynesianos.

### **Referencias Bibliográficas**

- Canova, F. (1998): "Detrending and business cycle facts". *Journal of Monetary Economics*, 41, pp 475-512.
- Goodfriend, M. y King, R.G. (1997): "The new Neoclassical Synthesis and the role of monetary policy". *NBER Macroeconomics Annual 1997*, pp. 231-283.