

SHOCKS AGREGADOS VERSUS SHOCKS SECTORIALES: UN ANÁLISIS FACTORIAL*

Francisco J. Goerlich**

WP-EC 97-05

* El autor agradece la financiación recibida de la DGICYT, proyecto PB94-1523, y del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (I.V.I.E), dentro de la línea de investigación patrocinada por el IMPIVA. Datos, programas y resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos están disponibles si se solicitan al autor.

** Universitat de València. Departamento de Análisis Económico. Campus de los Naranjos. Avda. de los Naranjos, s/n (Ed. Departamental Oriental) 46011 Valencia. Tel: (34-6) 382.82.46 / Fax:(34-6) 382.82.49 / E-mail: Francisco.J.Goerlich@uv.es.

Editor: **Instituto Valenciano de
Investigaciones Económicas, S.A.**
Primera Edición Junio 1997.
ISBN: 84-482-1511-7
Depósito Legal: V-2224-1997
Impreso por Copisteria Sanchis, S.L.,
Quart, 121-bajo, 46008-Valencia.
Impreso en España.

SHOCKS AGREGADOS VERSUS SHOCKS SECTORIALES: UN ANÁLISIS FACTORIAL

Francisco J. Goerlich

RESUMEN

Este trabajo trata de determinar que proporción de la varianza de diversas series de actividad económica es debida a factores específicamente sectoriales y que proporción puede ser atribuída a un componente agregado, a partir de datos sectoriales de Valor Añadido Bruto (VAB) e Índice de Producción Industrial (IPI) y modelos factoriales dinámicos de factor común no observable. Los resultados difieren ligeramente según utilicemos los datos de VAB o del IPI. Así para el Índice de Producción Industrial los efectos sectoriales de los *shocks* sectoriales suelen dominar a los efectos sectoriales de los *shocks* agregados en el corto plazo, mientras que a largo plazo los *shocks* agregados muestran un efecto más permanente sobre el nivel de actividad económica. Por su parte, para los datos de Valor Añadido Bruto los *shocks* agregados explican una mayor variabilidad en la actividad económica sectorial en la mayoría de sectores, mostrando así una mayor importancia. Para ambos grupos de series el efecto agregado de los *shocks* sectoriales es, sin embargo, reducido.

PALABRAS CLAVE: Análisis factorial, *shocks* sectoriales, *shocks* agregados, Valor Añadido Bruto, Índice de Producción Industrial.

ABSTRACT

This paper aims at disentangling the sectoral and aggregate affects of both aggregate and sector-specific shocks by means of static and dynamic factor analytical models. We use two data sets, Gross Value Added and the Industrial Production Index, and the results differ slightly. For the Industrial Production Index sectoral shocks have greater sectoral effects than aggregate shocks in the short run, however in the longer run aggregate shocks have a more permanent effect on the level of economic activity. On the other hand, aggregate shocks explain a greater variability of the sectoral Gross Value Added data. In both cases the aggregate effect of sectoral shocks is, however, fairly small.

KEY WORDS: Factory analysis, sectoral shocks, aggregate shocks, Gross Value Added, Industrial Production Index.

1. INTRODUCCIÓN

La mayor parte de la literatura teórica que sobre los ciclos económicos se ha desarrollado en los últimos veinte años lo ha hecho fundamentalmente desde una óptica agregada. Fluctuaciones en el nivel de actividad económica eran consecuencia de, (i) *shocks* nominales transmitidos al resto del sistema económico por imperfecciones en la información (Lucas (1972, 1973)) o inercia en los salarios (Fischer (1977)) y/o precios nominales (Blanchard y Kiyotaki (1987)), o bien, (ii) *shocks* reales transmitidos vía mecanismos de sustitución intertemporal (Kydland y Prescott (1982)).

Puesto que la importancia relativa de estos *shocks* es en la práctica una cuestión empírica un importante número de trabajos se ha dirigido en los últimos años hacia la cuantificación de los mismos. Mediante la identificación de *shocks* nominales con demanda agregada y *shocks* reales con el lado de oferta de la economía se pretendía determinar la capacidad explicativa de los diversos modelos del ciclo económico. (Shapiro (1987), Shapiro y Watson (1988), Blanchard (1989), Blanchard y Quah (1989), King, Plosser, Stock y Watson (1991), Galí (1992), Goerlich (1994a)).

De esta forma, aunque la covariación positiva entre diversas medidas sectoriales de actividad económica es uno de los hechos estilizados del ciclo económico, reconocido como tal ya desde los pioneros estudios de Burns y Mitchell (1947), la tradición dominante en macroeconomía ha sido interpretar esta covariación como evidencia de un *shock* agregado común.

Sin embargo, en un importante trabajo, y utilizando una versión multisectorial de un modelo real del ciclo, Long y Plosser (1983) mostraron como la mencionada covariación puede ser obtenida a partir de *shocks* sectoriales independientes, lo que sugería la posibilidad de que dichos *shocks* fueran realmente importantes en la explicación de las fluctuaciones económicas a nivel agregado. En concreto Long y Plosser (1983) demostraron como la distribución conjunta incondicional de las tasas de crecimiento del *output* en un modelo multisectorial caracterizado por *shocks* sectoriales independientes puede ser muy similar a la distribución incondicional obtenida a partir de un modelo en el que el único impulso del sistema está constituido por un *shock* de carácter agregado.

El objetivo fundamental de este trabajo es explotar la correlación cruzada entre las series de *output* sectorial y tratar de determinar en que medida la covariación observada puede ser caracterizada como resultado de un único *shock* agregado o por el contrario de una multiplicidad de *shocks* sectoriales independientes.

Algunos autores (Stockman (1986, 1988), Waldmann (1991), Costello (1993)) han utilizado descomposiciones similares a las realizadas en este trabajo para cuantificar la importancia relativa de los *shocks* de oferta y demanda bajo el supuesto identificador de que los *shocks* de oferta son sector-específico y que los *shocks* de demanda afectan al agregado de la economía. Este supuesto, sin embargo, carece de fundamento por lo que no será realizado; resulta evidente que *shocks* de oferta como la crisis del petróleo de los años 70 afectan a todos los sectores de la economía y al mismo tiempo políticas industriales y de demanda son capaces de afectar de forma diferencial a unos sectores más que a otros. Los resultados de este trabajo no serán pues interpretados en términos de *shocks* de oferta o demanda, sino tan sólo de *shocks* sectoriales o agregados.¹ Por otra parte, tanto los *shocks* sectoriales como los agregados podrán tener un efecto a largo plazo sobre el nivel de actividad económica, lo que refuerza la idea de que ambos tipos de *shocks* tienen tanto un componente de oferta como de demanda.

En términos generales las **conclusiones** tienden a mostrar que los efectos sectoriales de los *shocks* sectoriales suelen dominar a los efectos sectoriales de los *shocks* agregados en el corto plazo, mientras que a medio y largo plazo los *shocks* agregados muestran un efecto más permanente sobre el nivel de actividad económica. Los diversos sectores muestran, sin embargo, comportamientos heterogéneos. Por otra parte el efecto agregado de los *shocks* específicos a cada sector se muestra reducido, tanto en el corto como en el largo plazo.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. La sección 2 describe los datos e ilustra la mencionada covariación en la actividad económica sectorial. Las secciones 3 y 4 efectúan un análisis factorial estático y dinámico respectivamente y finalmente la sección 5 concluye.

¹ Para un estudio relativo a la importancia de los *shocks* de oferta o demanda en el caso de la economía española puede verse Goerlich (1994a).

2. LOS DATOS Y SU COMPORTAMIENTO ESTADÍSTICO

En la aplicación que sigue a continuación se utilizan series representativas del nivel de actividad económica procedentes de dos fuentes diferentes.

(i) Por una parte se utilizan las series de **Valor Añadido Bruto (VAB)** en términos reales (**base 1980**)² de la base de datos sectorial elaborada por García, Goerlich y Orts (1994), que incluye macromagnitudes básicas a nivel de los 14 sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25³ para la economía española y el periodo 1964 - 1989. Estos datos están elaborados mediante agregación de la Encuesta Industrial del INE para el periodo 1978 - 1989 y a partir de las series proporcionadas por Gandoy (1988) para el periodo 1964 - 1981. Detalles sobre el proceso de construcción de las variables utilizadas se encuentran en el trabajo mencionado, si bien es necesario puntualizar que los datos de la Encuesta Industrial se respetaron en su totalidad cuando estuvieron disponibles.

(ii) Por otra parte también se utilizan datos desagregados del **Índice de Producción Industrial (IPI)** del INE (**base 1990**) para el periodo 1975:1 - 1992:12. El total de 26 sectores disponibles fueron agregados, utilizando las propias ponderaciones del IPI, a los 14 sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25 al objeto de facilitar la comparación de resultados.⁴ Los datos originales fueron obtenidos del Boletín Estadístico del Banco de España en soporte magnético de Diciembre de 1993.

Para ilustrar la covariación positiva entre la actividad económica sectorial mencionada en la sección anterior se calculó la matriz de correlaciones entre las

² Las magnitudes nominales fueron convertidas a reales mediante los **Índices de Precios Industriales** del INE.

³ El apéndice ofrece las equivalencias entre los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25, la Encuesta Industrial y la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (1974).

⁴ El apéndice ofrece la relación de sectores industriales del Índice de Producción Industrial, sus equivalencias con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (1974) y la ponderación de cada sector dentro del índice general.

tasas de variación del VAB sectorial.⁵ Dicha matriz puede observarse en el Cuadro 1. El hecho más destacable es que, con muy pocas excepciones, todos los coeficientes de correlación cruzada son positivos y muchos de ellos significativamente diferentes de cero. A nivel más formal un test de multiplicadores de Lagrange (Breusch y Pagan (1980)) de la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones es diagonal resulta altamente significativo. Idénticos resultados se obtuvieron a partir de los datos del Índice de Producción Industrial.

3. ANÁLISIS FACTORIAL ESTÁTICO

Un método natural para el análisis de la importancia relativa de los *shocks* agregados *versus* sectoriales es el denominado **análisis factorial**.⁶ De hecho, y aunque el análisis factorial llevado a cabo en esta sección no es el más adecuado en un contexto de series temporales, aplicaciones similares a las que aquí se presentan han sido realizadas por Long y Plosser (1987), Cooper y Haltiwanger (1990) o Romer (1991).

El análisis factorial con un factor común es un procedimiento estadístico que descompone un conjunto de variables aleatorias en un factor común único no observable y perturbaciones específicas a cada variable. En términos de nuestro problema buscamos descomponer las desviaciones de la tasa anual de crecimiento del *output* sectorial respecto a su media en aquella parte que es debida al factor común (c_t) y aquella que es debida a perturbaciones específicas (u_{it}). Podemos escribir, por tanto,

$$\Delta y_t = \beta + \gamma c_t + u_t \quad (1)$$

⁵ Un análisis más detallado sobre dicha covariación puede encontrarse en Goerlich (1994a).

⁶ Una introducción sencilla a ésta y otras técnicas de reducción de datos puede encontrarse en Srivastava y Carter (1983). Un tratamiento más formal puede verse en Harman (1976) o Magnus y Neudecker (1988).

CUADRO 1: Matriz de correlaciones de las tasas de variación del VAB sectorial, 1965 - 1989.

Sectores	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	1,00	0,05	0,22	0,42	0,01	0,24	0,12	0,14	0,10	-0,18	-0,01	0,34	0,23	0,32
2	0,05	1,00	0,70	0,41	0,74	0,37	0,13	0,71	0,70	-0,01	0,67	0,43	0,81	0,47
3	0,22	0,70	1,00	0,62	0,71	0,37	0,21	0,61	0,50	0,15	0,67	0,60	0,83	0,72
4	0,42	0,41	0,62	1,00	0,51	0,43	0,16	0,51	0,53	0,33	0,42	0,47	0,56	0,60
5	0,01	0,74	0,71	0,51	1,00	0,42	0,14	0,53	0,61	0,33	0,61	0,45	0,69	0,61
6	0,24	0,37	0,37	0,43	0,42	1,00	0,16	0,44	0,33	0,08	0,27	0,19	0,45	0,18
7	0,12	0,13	0,21	0,16	0,14	0,16	1,00	0,29	0,05	-0,42	-0,09	-0,12	0,11	0,34
8	0,14	0,71	0,61	0,51	0,53	0,44	0,29	1,00	0,56	0,00	0,43	0,29	0,55	0,56
9	0,10	0,70	0,50	0,53	0,61	0,33	0,05	0,56	1,00	0,14	0,49	0,54	0,70	0,37
10	-0,18	-0,01	0,15	0,33	0,33	0,08	-0,42	0,00	0,14	1,00	0,33	0,36	0,01	0,15
11	-0,01	0,67	0,67	0,42	0,61	0,27	-0,09	0,43	0,49	0,33	1,00	0,43	0,65	0,35
12	0,34	0,43	0,60	0,47	0,45	0,19	-0,12	0,29	0,54	0,36	0,43	1,00	0,61	0,57
13	0,23	0,81	0,83	0,56	0,69	0,45	0,11	0,55	0,70	0,01	0,65	0,61	1,00	0,46
14	0,32	0,47	0,72	0,60	0,61	0,18	0,34	0,56	0,37	0,15	0,35	0,57	0,46	1,00

Contraste de la hipótesis de que la matriz de correlaciones es diagonal (Breusch y Pagan (1980))

Chi-cuadrado 455,68

grados de libertad 91

Nivel de significación 0,0000

Error estandar aproximado para los coeficientes de correlación 0.2

donde $\Delta y_t = (\Delta y_{1t}, \dots, \Delta y_{Nt})'$ es el vector de tasas de crecimiento del *output* de los distintos sectores considerados en el periodo t ,⁷ $t = 1, \dots, T$; $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_N)'$ es el vector de medias de crecimiento anual del *output* sectorial, c_t y $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Nt})'$ tienen esperanza cero y se suponen incorrelacionados tanto contemporánea como intertemporalmente, $\text{Cov}(c_t, u_{is}) = 0 \quad \forall i, t, s$; $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_N)'$ es el vector de parámetros de ciclicidad que miden la respuesta del sector i al *shock* agregado c_t que también se supone carece de correlación serial, $\text{Cov}(c_t, c_s) = 0 \quad \forall t \neq s$; y finalmente las perturbaciones específicas se suponen incorrelacionadas intertemporalmente y entre sectores, $\text{Cov}(u_{it}, u_{js}) = 0 \quad \forall i \neq j \text{ o } \forall t \neq s$ y $\text{Var}(u_{it}) = \sigma_i^2$.

El predominio de un factor agregado en la explicación de la variabilidad de las series de *output* sectorial sería consistente con modelos de las fluctuaciones económicas en los que todas las industrias evolucionan conjuntamente debido a un *shock* agregado, ya sea de demanda o de oferta; sin embargo también sería consistente con modelos en los que los *shocks* sectoriales estuvieran altamente correlacionados⁸ o se transmitieran rápidamente al sistema vía, por ejemplo, relaciones *input-output*. El predominio de factores específicos es consistente con modelos en los que los *shocks* afectan a los diversos sectores de la economía en diferentes momentos del tiempo y las interrelaciones entre los sectores son débiles u ocurren con considerables desfases temporales.

En la práctica la descomposición mostrada en (1) se efectúa estandarizando las variables Δy_i y normalizando la varianza de c_t a uno, para a continuación utilizar la covariación entre las series e inferir de esta forma la importancia relativa del factor común. Computacionalmente el procedimiento parametriza la matriz de correlaciones entre las variables Δy_i en términos de los parámetros γ_i y de las varianzas σ_i^2 y estima dichos parámetros de forma que se minimice la discrepancia entre las correlaciones muestrales y las estimadas.⁹ Obsérvese que bajo los supuestos adoptados y la normalización utilizada

⁷ Aproximadas en la práctica mediante diferencias logarítmicas. En el caso del Índice de Producción Industrial se utilizaron diferencias de orden 12.

⁸ A medida que la correlación entre *shocks* sectoriales aumenta resulta estadísticamente más difícil distinguir entre estos y un *shock* de carácter agregado. En el caso límite en el que la correlación fuera perfecta ambos tipos de *shocks* serían observacionalmente equivalentes.

⁹ Los cálculos de esta sección fueron realizados con el procedimiento PRIN de TSP versión 4.2A, que realiza un análisis factorial de componentes principales.

$$\Sigma_{Dy} = \gamma\gamma' + \Sigma_u$$

siendo Σ_{Dy} la matriz de covarianzas de las variables Δy_i ¹⁰ y Σ_u la matriz diagonal de covarianzas de u_i .

De esta forma el modelo factorial atribuye toda la correlación existente entre las variables al factor común, que de aquí en adelante interpretaremos como el *shock* agregado. Resulta obvio que este método de asignación maximiza la contribución de los *shocks* agregados puesto que parte de la variabilidad observada en las series de *output* podría estar causada por *shocks* de carácter sectorial con cierto grado de correlación o bien por la rápida difusión entre sectores de *shocks* específicos, de esta forma los resultados que se ofrecen a continuación muestran una cota superior a la importancia de los *shocks* agregados.¹¹ Esta puntualización hace pensar que la descomposición (1) será más apropiada cuanto mayor sea la frecuencia de los datos utilizados; como se señala en el apartado 2 empleamos datos tanto con frecuencia anual como mensual.

Debido a la normalización adoptada, el cuadrado de las estimaciones de γ_i en el modelo (1) proporciona una estimación de la fracción de la varianza de Δy_i que es explicada por el factor común no observable, obtenemos de esta forma una estimación de la importancia relativa de los *shocks* de carácter agregado. Por otra parte el signo estimado de γ_i proporciona información adicional sobre el carácter procíclico/anticíclico de la actividad económica sectorial, al mostrar la dirección en que el *output* de un determinado sector se mueve en relación al factor común, así un signo positivo indica que el sector tiende a moverse en la misma dirección que

¹⁰ Matriz de correlaciones una vez las variables Δy_i han sido estandarizadas.

¹¹ Por otra parte el modelo estima de forma residual las varianzas de los *shocks* sectoriales, σ_i^2 ; de esta forma el modelo identifica la totalidad de la variabilidad observada en las series analizadas. El procedimiento contrasta con otros métodos estadísticos de descomposición, que permiten que parte de la variabilidad observada en las series objeto de estudio permanezca no identificada, como por ejemplo el análisis de varianza de Stockman (1986, 1988), Costello (1993), Goerlich (1994b) o Marimon y Zilibotti (1996).

el *shock* agregado, mientras que un signo negativo indica lo contrario.¹²

El modelo (1) nos permite analizar los efectos sectoriales de *shocks* agregados y/o sectoriales, pero analizar los efectos agregados de estos *shocks* requiere un proceso de agregación. Sea ω_i la participación del *output* del sector i en el *output* agregado,¹³ entonces la tasa de crecimiento del *output* agregado puede expresarse como

$$\omega' \Delta y_t = \omega' \beta + \omega' \gamma c_t + \omega' u_t \quad (2)$$

donde $\omega = (\omega_1, \dots, \omega_N)'$ y obviamente $\sum_{i=1}^N \omega_i = 1$. Los resultados agregados que se ofrecen en el trabajo se obtienen a partir del modelo (2). Obsérvese que en este caso el cuadrado de $\omega' \gamma$ no proporciona una estimación de la fracción de la varianza de la tasa de crecimiento del *output* agregado que es explicada por el factor común no observable, ya que $\text{Var}(\omega' \Delta y_t) = \omega' \text{Var}(\Delta y_t) \omega < 1$, a menos que las tasas de crecimiento de todos los sectores estén perfectamente correlacionadas de forma positiva.

Los resultados de estimar la ecuación (1) se ofrecen en el Cuadro 2 para las series de Valor Añadido Bruto e Índice de Producción Industrial.

Inspección de dicho cuadro revela las siguientes conclusiones. Para las series de Valor Añadido Bruto la proporción de la varianza sectorial explicada por el *shock* agregado es superior al 50% en nueve de los catorce sectores analizados; para tan sólo tres sectores, Energía, Máquinas de oficina (que incluye ordenadores) y Alimentación, la proporción de la varianza explicada por el factor común es inferior al 10%. Desde una visión de conjunto los resultados son radicalmente

¹² Debe observarse que $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_N)'$ sólo está identificado hasta una transformación ortogonal y por tanto hasta un cambio de signo. Puesto que el procedimiento computacional es tal que el coeficiente de correlación entre $c = (c_1, \dots, c_T)'$ y Δy_i es igual a la estimación de γ_i (lo que implica que alterar el signo en γ supone alterarlo en c) y que los sectores analizados experimentan un comportamiento mayoritariamente procíclico, el signo de γ es elegido de forma que el mayor número de elementos de dicho vector sean positivos. Esta arbitraria normalización no afecta a la interpretación de los resultados puesto que como se desprende del análisis que sigue a continuación todos los elementos de γ presentaron el mismo signo.

¹³ En la aplicación práctica ω_i son las participaciones medias de cada sector dentro del agregado para el periodo de análisis considerado. El apéndice ofrece dichas participaciones.

CUADRO 2: Análisis Factorial Estático

Sectores industriales	VAB		IPI	
	Coefficiente asociado al factor común	% de la varianza explicada por el factor común	Coefficiente asociado al factor común	% de la varianza explicada por el factor común
NACE-CLIO R25				
1 Energía	0,27	7,38%	0,38	14,57%
2 Minerales metálicos y siderometalurgia	0,84	70,51%	0,41	16,44%
3 Minerales y productos no metálicos	0,89	79,21%	0,72	52,46%
4 Químico	0,74	54,14%	0,70	49,60%
5 Productos metálicos	0,83	68,89%	0,78	60,90%
6 Maquinaria	0,51	26,25%	0,54	28,69%
7 Máquinas de oficina y otros	0,18	3,25%	0,24	5,65%
8 Material eléctrico	0,74	54,79%	0,47	21,67%
9 Material de transporte	0,76	57,36%	0,34	11,42%
10 Alimentación	0,23	5,18%	0,59	34,83%
11 Textil, vestido y calzado	0,72	51,74%	0,47	22,19%
12 Papel y derivados	0,68	45,66%	0,34	11,77%
13 Caucho y plásticos	0,88	77,62%	0,59	34,49%
14 Madera, corcho y otras manufacturas	0,72	51,99%	0,48	23,25%
Suma ponderada: Agregado	0,62	94,07%	0,52	91,72%

diferentes, el *shock* agregado explica casi el 95% de la variabilidad en el VAB industrial, lo que muestra la escasa importancia a nivel agregado de los *shocks* específicos a cada sector; no obstante el comportamiento de los sectores se muestra bastante heterogéneo en cuanto a la importancia del *shock* agregado, si bien todos sectores exhiben un comportamiento procíclico, confirmando de esta forma la intuición que se derivaba de las correlaciones cruzadas expuestas en el Cuadro 1.¹⁴

Por su parte, los datos del Índice de Producción Industrial muestran una menor importancia sectorial del *shock* de carácter agregado, lo que es consistente con la mayor frecuencia de estos datos. Solamente en tres sectores, Minerales y productos no metálicos, Químico y Productos metálicos, la varianza sectorial explicada por el *shock* agregado es igual o superior al 50%; aunque sólo en un sector, Máquinas de oficina, la proporción de la varianza explicada por el factor común es inferior al 10%. A nivel agregado los resultados son prácticamente idénticos, ya que un 92% de la variabilidad en el IPI es explicada por el *shock* agregado, lo que muestra de nuevo la escasa importancia agregada de los *shocks* específicos a cada sector, que no obstante parecen dominar la variabilidad sectorial del IPI con la periodicidad analizada. Por otra parte, el signo en la estimación del parámetro γ_i confirma el comportamiento procíclico de la actividad económica sectorial y ello con carácter absolutamente general.

Resulta interesante descubrir algunos patrones de comportamiento, a nivel de sector, al comparar los resultados para las series de Valor Añadido Bruto e Índice de Producción Industrial, lo que permite obtener algunas conclusiones. En ambos casos, para los sectores Minerales y productos no metálicos y Productos metálicos el *shock* agregado explica más de la mitad de la varianza del *output*, por lo que para estos sectores dicho *shock* parece ser definitivamente importante, la misma conclusión es válida para el sector Químico. La importancia de los *shocks* específicamente sectoriales parece más difícil de determinar, lo que se debe, entre otras cosas, a la diferente periodicidad de las series analizadas; en concreto para los sectores Energía y Máquinas de oficina dichos *shocks* parecen dominar la variabilidad de la producción aún dentro de un horizonte temporal anual. Para el conjunto de sectores, con excepciones en Energía, Maquinaria, Máquinas de oficina y

¹⁴ La importancia del *shock* agregado parece ser ligeramente mayor si utilizamos las series de Producción Bruta ofrecidas en Goerlich (1995); en este caso la proporción de la varianza sectorial explicada por el factor común es inferior al 10% tan sólo en el sector de Máquinas de oficina, y desde una visión de conjunto el *shock* agregado explica un 95.91% de la varianza de la Producción Bruta agregada

Alimentación, el porcentaje de variabilidad explicada por el factor común es sustancialmente mayor con los datos anuales de Valor Añadido Bruto que con los datos mensuales del Índice de Producción Industrial, lo que pone de manifiesto la rápida difusión de los *shocks* sectoriales, y por tanto la existencia de importantes relaciones dinámicas que no son captadas por el modelo (1). Los sectores Energía y Alimentación muestran un comportamiento atípico, ya que el *shock* agregado presenta una mayor importancia para los datos mensuales que para los anuales; en principio este resultado podría ser consistente con una situación en la que un sector presentara relaciones intersectoriales especialmente intensas con sectores en los que predominaran los *shocks* específicos, de forma que los efectos de dichos *shocks* terminaran reduciendo la importancia del factor común en un horizonte más dilatado de tiempo, vía transmisión intersectorial; sin embargo este es un argumento difícil de sostener dados los resultados del Cuadro 2.¹⁵

Los resultados presentados no difieren sustancialmente de los ofrecidos por Goerlich (1994b), quien mediante un ejercicio de análisis de varianza, y utilizando estos mismos datos, atribuye una mayor importancia relativa a los *shocks* de carácter agregado.¹⁶ Es de destacar, no obstante, que los métodos utilizados en el citado trabajo, sólo son capaces de identificar, en el mejor de los casos, alrededor de un 50% de la variabilidad observada en las series analizadas.

Por otra parte nuestras conclusiones parecen ser, en líneas generales, consistentes con las obtenidas por Jimeno y Campillo (1993) a partir de métodos de vectores autoregresivos (VAR), en el sentido de mostrar la importancia, al menos a corto plazo, de los *shocks* específicos a cada sector en la explicación de las fluctuaciones en la actividad económica sectorial, al mismo tiempo que la escasa significación de dichos *shocks* a nivel agregado.

¹⁵ A efectos de comparabilidad deben tenerse presente dos problemas; primero, que las variables objeto de análisis son distintas, y segundo, que el periodo temporal es diferente.

¹⁶ En concreto, Goerlich (1994b) atribuye un 87.95% de la variabilidad observada en las series de Valor Añadido Bruto a factores agregados y el 12.05% restante a factores específicos; no obstante, sus métodos sólo identifican un 44% de la varianza en las series.

Para los datos del Índice de Producción Industrial el modelo posee una capacidad explicativa considerablemente menor, tan sólo de un 9%; si bien, en términos relativos los factores agregados explican un 70.13% de la variabilidad identificada mientras que el 29.87% restante es atribuido a factores específicos.

El análisis estático de esta sección no es, sin embargo, muy adecuado en un contexto de series temporales donde las relaciones dinámicas entre variables son potencialmente importantes, por lo que estas conclusiones preliminares deberán ser confirmadas mediante el análisis dinámico de la sección siguiente.

4. ANÁLISIS FACTORIAL DINÁMICO

En un contexto de series temporales parece más razonable permitir cierto grado de autocorrelación tanto en el *shock* agregado (c_t) como en el vector de *shocks* sectoriales (u_t), lo que proporciona la siguiente generalización dinámica del modelo (1)

$$\Delta y_t = \beta + \gamma c_t + u_t \quad (3)$$

$$\phi(L).c_t = \eta_t \quad (4)$$

$$D(L).u_t = \varepsilon_t \quad (5)$$

donde L es el operador de retardos, $\phi(L)$ es un polinomio (escalar) en el operador de retardos de orden p , $D(L)$ es una matriz polinomial en el operador de retardos de orden k y $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_N)'$ es el vector de parámetros de respuesta cíclica que miden la respuesta del sector i al *shock* agregado c_t . El hecho de que γ sea constante restringe la función de impulso respuesta de η_t a Δy_t a ser proporcional a través de las diversas series de actividad económica, así pues el *shock* agregado afecta a todos los sectores en la misma forma aunque no en la misma intensidad.¹⁷ Una posible interpretación económica de esta restricción es que aunque el origen de las fluctuaciones económica sea múltiple, los *shocks* agregados tienen efectos dinámicos sobre las variables reales que son proporcionales. En la medida en que las series analizadas son todas ellas series de actividad económica del sector industrial parece razonable suponer que los movimientos relativos en los componentes de Δy_t en respuesta a los *shocks* agregados son idénticos.

¹⁷ Esta característica del modelo podría ser relajada si postuláramos $\gamma = \gamma(L)$.

El modelo formado por las ecuaciones (2)-(4) constituye un modelo dinámico con un factor común no observable. Este tipo de modelos fueron introducidos en la literatura macroeconómica por Sargent y Sims (1977) y Geweke (1977) y han sido ampliamente utilizados en el análisis reciente del ciclo económico (Stock y Watson (1989, 1991, 1993), Quah y Sargent (1993), Diebold y Rudebusch (1994)) y en aplicaciones financieras (King, Sentana y Wadhwani (1994), Costa, Gardini y Paruolo (1997)).

El principal supuesto de identificación expresa la idea fundamental del modelo que no es más que la covariación entre un conjunto de series temporales es debida a un único factor común, el *shock* agregado c_t . En términos estadísticos ello requiere supuestos análogos a los de la ecuación (1), de forma que supondremos que c_t y $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{nt})'$ están incorrelacionados tanto contemporánea como intertemporalmente, $\text{Cov}(c_t, u_{is}) = 0 \quad \forall i, t, s$; lo que requiere que $D(L)$ sea una matriz diagonal, $D(L) = \text{diag}(d_1(L), \dots, d_N(L))$; y las $N + 1$ perturbaciones del modelo estén incorrelacionadas de forma que

$$E \begin{bmatrix} \eta_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \eta_s & \epsilon'_s \end{bmatrix} = \begin{cases} \Sigma = \text{diag}(\sigma_\eta^2, \sigma_{\epsilon_1}^2, \dots, \sigma_{\epsilon_n}^2) & \text{si } t = s \\ 0 & \text{si } t \neq s \end{cases}$$

Adicionalmente, y puesto que sólo las varianzas relativas de las perturbaciones están identificadas, supondremos que $\text{Var}(\eta_t) = \sigma_\eta^2 = 1$, lo que constituye una simple restricción de normalización.

Si bien el modelo (3)-(5) ha sido formulado directamente en tasas de crecimiento como una generalización dinámica del modelo (1), es conveniente, sin embargo, preguntarse si deberíamos haberlo formulado en niveles. Es decir,

$$y_t = \alpha + \beta t + \gamma \tilde{c}_t + \tilde{u}_t \quad (6)$$

$$\tilde{\phi}(L) \cdot \tilde{c}_t = \eta_t \quad (7)$$

$$\tilde{D}(L) \cdot \tilde{u}_t = \epsilon_t \quad (8)$$

Esta es, fundamentalmente, una cuestión empírica. Desde el punto de vista práctico muchas series macroeconómicas pueden ser caracterizadas como estacionarias en diferencias (Nelson y Plosser (1982)). Este es también el caso para nuestras series. Una posibilidad teórica es que dichas tendencias estocásticas entren en el modelo a través del factor común $\tilde{c}_t$, en esta situación cada elemento de y_t contendría una tendencia estocástica, pero esta tendencia sería común a cada uno de los elementos del vector y_t . Entonces, y de acuerdo con la definición de Engle y Granger (1987), y_t estaría cointegrado (1,1). Esta no es, sin embargo, una hipótesis aceptable para nuestros datos y en consecuencia el modelo es reformulado en términos de tasas de crecimiento.¹⁸ En concreto suponiendo que $\tilde{\phi}(L)$ y $\tilde{D}(L)$ pueden ser factorizados como $\tilde{\phi}(L) = \phi(L).\Delta$ y $\tilde{D}(L) = D(L).\Delta$ y llamando $u_t = \Delta\tilde{u}_t$ y $c_t = \Delta\tilde{c}_t$ es directo obtener el conjunto de ecuaciones (3)-(5) a partir del conjunto de ecuaciones (6)-(8).

El modelo (3)-(5), formulado en tasas de crecimiento, presenta la ventaja de permitir que tanto los *shocks* sectoriales como los agregados posean efectos permanentes sobre los niveles de actividad económica, lo que refuerza la idea de no interpretar estos *shocks* en términos de oferta y demanda.

4.1. Representación en el espacio de estado y estimación

La estimación de modelos dinámicos de factor común no observable puede realizarse en el dominio espectral (Sargent y Sims (1977)) o en el dominio temporal vía filtro de Kalman (Watson y Engle (1983)). La naturaleza de la aplicación realizada en este trabajo aconseja la estimación en el dominio temporal, ya que de esta forma se obtiene como subproducto una estimación de la evolución temporal del

¹⁸ Una forma diferente de ver este fenómeno es observar que lo que estamos examinando es la covariación entre series en frecuencias distintas de la frecuencia cero. Si el factor común c_t fuera la única fuente de variación en la frecuencia cero, la matriz de densidad espectral de las primeras diferencias sería singular en dicha frecuencia y las series estarían cointegradas. Harvey, Fernandez-Macho y Stock (1987) exponen estrategias de modelización de vectores autoregresivos con componentes no observados y variables cointegradas.

factor común no observable, es decir del *shock* agregado.¹⁹

Así pues el primer paso en el proceso de estimación del modelo (3)-(5) consiste en su reformulación en términos del espacio de estado, de forma que el filtro de Kalman pueda ser utilizado para evaluar la función de verosimilitud. Esta formulación consta de dos partes, la **ecuación de transición**, que describe la evolución del conjunto de variables de estado, que en este caso son las variables no observables c_t , u_t y sus desfases; y la **ecuación de medida**, que relaciona las variables observadas con los elementos del vector de variables de estado.

Definiendo como vector de variables de estado

$$z_t = \begin{bmatrix} c_t \\ \vdots \\ c_{t-p+1} \\ u_t \\ \vdots \\ u_{t-k+1} \end{bmatrix}$$

y eligiendo

$$B = \left[\begin{array}{cccc|cccc} \phi_1 & \dots & \phi_{p-1} & \phi_p & & & & \\ 1 & & & 0 & 0 & & & \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & & & \\ 0 & \dots & 1 & 0 & & & & \\ \hline & & & & & D_1 & \dots & D_{k-1} & D_k \\ & & & & & I_N & & 0 & 0 \\ & & & & & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ & & & & & 0 & \dots & I_N & 0 \end{array} \right] \quad y \quad w_t = \begin{bmatrix} \eta_\tau \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ \epsilon_\tau \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

¹⁹ En otros contextos la estimación del factor común no observable puede interpretarse en términos del ciclo económico de referencia. (Stock y Watson (1989 1991)). Por otra parte los *shocks* de carácter sectorial también podrían ser estimados.

donde I_N es la matriz identidad $N \times N$ y $D_i = \text{diag}(d_{i1}, \dots, d_{Ni})$. Entonces podemos escribir la ecuación de transición como

$$z_t = B.z_{t-1} + w_t \quad (9)$$

La correspondiente ecuación de medida es obtenida re-escribiendo la ecuación (3)

$$\Delta y_t = \beta + \begin{bmatrix} \gamma & 0 & \dots & 0 & I_N & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix}.z_t = \beta + H.z_t \quad (10)$$

El sistema de ecuaciones (9) y (10) constituye la representación de espacio de estado de nuestro modelo factorial dinámico. Las matrices B y H denotan las matrices de transición y medida respectivamente, son invariantes en el tiempo pero dependen de un conjunto de parámetros que deben ser estimados en la práctica. Obsérvese que la ecuación de medida carece de término de error y que la matriz de covarianzas de w_t puede escribirse como $E(w_t w_t') = \Sigma_w = R \Sigma R'$, siendo R una matriz de selección tal que $R \cdot \begin{bmatrix} \eta_t \\ \epsilon_t \end{bmatrix} = w_t$.

Como es habitual la representación en el espacio de estados ofrecida por las ecuaciones (9) y (10) no es única. En la práctica, y desde el punto de vista de la estimación, es computacionalmente más eficiente trabajar con un vector de variables de estado de dimensión más reducida, lo que puede conseguirse filtrando Δy_t , γ_t y u_t mediante $D(L)$ en la ecuación (3) y tratando a ϵ_t como el término de error en la ecuación de medida. En este caso el vector resultante de variables de estado tendrá dimensión $\max(p, k+1)$.

Una vez el modelo ha sido reformulado en términos del espacio de estado, y suponiendo normalidad, el filtro del Kalman puede ser utilizado para evaluar la función de verosimilitud dado un conjunto de parámetros y condiciones iniciales (Schweppe (1965), Harvey (1989)). Dicho filtro construye de forma recursiva estimadores óptimos (en el sentido de minimizar el error cuadrático medio) de los elementos no observables del vector de variables de estado a partir de las observaciones Δy_t .

El filtro está constituido por dos conjuntos de ecuaciones, las **ecuaciones de predicción** y las **ecuaciones de actualización**. Llamando $z_{t|s} = E(z_t | \Delta y_1, \dots, \Delta y_s)$ y $\Sigma_{t|s} = \text{Cov}(z_t | \Delta y_1, \dots, \Delta y_s)$ las ecuaciones de predicción del filtro de Kalman para nuestro modelo particular son²⁰

$$z_{t|t-1} = B \cdot z_{t-1|t-1} \quad (11)$$

$$\Sigma_{t|t-1} = B \cdot \Sigma_{t-1|t-1} \cdot B' + \Sigma_w \quad (12)$$

La predicción de Δy_t efectuada en $t-1$ viene dada por

$$\Delta y_{t|t-1} = \beta + H \cdot z_{t|t-1}$$

Y las ecuaciones de actualización del filtro de Kalman son

$$z_{t|t} = z_{t|t-1} + \Sigma_{t|t-1} \cdot H' F_t^{-1} \cdot v_t \quad (13)$$

$$\Sigma_{t|t} = \Sigma_{t|t-1} - \Sigma_{t|t-1} \cdot H' F_t^{-1} H \cdot \Sigma_{t|t-1} \quad (14)$$

donde $v_t = \Delta y_t - \Delta y_{t|t-1}$ y $F_t = E(v_t v_t') = H \cdot \Sigma_{t|t-1} \cdot H'$.

De esta forma las ecuaciones del filtro de Kalman permiten la estimación recursiva del vector de variables de estado, $z_{t|t}$, y su matriz de covarianzas, $\Sigma_{t|t}$, para valores conocidos de β , B , H y Σ_w y a partir de unos valores iniciales $z_{0|0}$ y $\Sigma_{0|0}$, que cuando el sistema es estacionario no son más que la esperanza y matriz de covarianzas incondicionales de z_t , esto es $z_{0|0} = 0$ y $\Sigma_{0|0} = \Sigma_{j=0}^{\infty} B^j \Sigma_w B'^j$.

Cuando las matrices del sistema (9) y (10) poseen parámetros desconocidos que deben ser estimados el filtro de Kalman constituye una herramienta muy útil para la evaluación de la función de verosimilitud. Suponiendo que Δy_t posee una distribución normal N-dimensional el logaritmo de la función de verosimilitud viene dado por

²⁰ Ecuaciones para modelos más generales pueden encontrarse en Harvey (1989) o Lütkepohl (1991).

$$\ln L(\theta) = -\frac{NT}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^T \left[\ln(\det(F_t)) + v_t' F_t^{-1} v_t \right] \quad (15)$$

donde θ es un vector que recoge todos los parámetros que deben ser estimados. La ecuación (15) puede ser maximizada sobre el espacio paramétrico por los métodos numéricos habituales.²¹

En ocasiones la reconstrucción del vector no observable de variables de estado a partir de toda la información muestral, $\Delta y_1, \dots, \Delta y_T$, puede ser de interés; en nuestro caso podemos estar interesados en la estimación de la evolución de los *shocks* de carácter agregado ya que esta serie puede poseer una interpretación macroeconómica directa. Obsérvese que, por construcción, estas series tienen media cero.

Para valores conocidos o estimados de β , B , H y Σ_w , el filtro de Kalman puede ser de nuevo utilizado para el cómputo de z_{it} y Σ_{it} , $t < T$. Este cálculo es lo que se conoce en la literatura como alisado (*smoothing*) y sus ecuaciones vienen dadas, para unos valores finales de z_{iT} y Σ_{iT} proporcionados por (13) y (14), por

$$z_{it} = z_{iT} + S_t \cdot (z_{t+1|T} - z_{t+1|t}) \quad (16)$$

$$\Sigma_{it} = \Sigma_{iT} - S_t \cdot [\Sigma_{t+1|t} - \Sigma_{t+1|T}] \cdot S_t' \quad (17)$$

donde $S_t = \Sigma_{it} B' \Sigma_{t+1|t}^{-1}$ es la matriz de alisado de Kalman.²² A partir de (16) podemos obtener $c_{it} = e' z_{it}$, siendo e la primera columna de la matriz identidad de orden $p \times (N \times k)$.²³

²¹ La inexistencia de software comercial para la estimación de modelos factoriales dinámicos hizo necesaria la elaboración de un programa propio, DYNFAC, escrito en GAUSS versión 3.1, con el que obtener los resultados que se ofrecen a continuación. (Goerlich (1997)).

²² Estas ecuaciones corresponden a lo que se conoce en la literatura como alisado de intervalo fijo. Otras formas de alisado existen, pero no fueron utilizadas en este trabajo, ya que no utilizan toda la información muestral disponible. (Anderson y Moore (1979)).

²³ Alternativamente podríamos reconstruir el *shock* agregado a partir de información sólo hasta el periodo t , $c_{it} = e' z_{it}$, donde z_{it} se obtiene a partir del filtro de Kalman, tal y como sugieren Stock y Watson (1989, 1991) en la construcción de su índice sintético de actividad económica. En el presente caso parece razonable utilizar toda la información muestral en la reconstrucción del factor común.

4.2. Resultados

Este epígrafe presenta los resultados de estimar el modelo (3)-(5) para las series de Valor Añadido Bruto e Índice de Producción Industrial. Se ofrecen los resultados en la forma habitual en este tipo de análisis (Sims (1980)), es decir, mediante la descomposición de la varianza del error de predicción y a través de las funciones de impulso-respuesta. Dichos resultados se encuentran recogidos en el cuadro 3 y los conjuntos de gráficos 1 y 2; por su parte el cuadro 4 ofrece la estimación de los parámetros de ciclicidad, γ_i , $i = 1, \dots, 14$.

Para las series de Valor Añadido Bruto un análisis preliminar a partir de los residuos del análisis factorial de la sección anterior mostró que valores de p y k igual a 1 eran suficientes para recoger toda la dinámica de las variables. Por su parte los datos del Índice de Producción Industrial, dada su periodicidad mensual, requirieron una dinámica más compleja necesitando valores de $p = 3$ y $k = 24$, con valores distintos de cero en los retardos 1, 2, 3, 12 y 24, para generar errores de predicción incorrelacionados con los valores desfasados de Δy_t ; esta mayor complejidad proporciona una interpretación más rica de los resultados.

Inspección del cuadro 3, que recoge la descomposición de la varianza del error de predicción a diversos horizontes, revela que, en el largo plazo, los resultados derivados del análisis factorial estático se mantienen en su práctica totalidad, sobre todo en lo que hace referencia a las series de VAB y en menor medida para las del IPI. Así, en lo que respecta al Valor Añadido Bruto, a partir del tercer año la proporción de la varianza explicada por el *shock* agregado es inferior al 10% sólo en tres sectores, Energía, Máquinas de oficina y Alimentación, y este resultado se mantiene en el largo plazo. Es de destacar que para estas series la importancia del factor común crece a lo largo del tiempo en todos los sectores.

Al igual que en los resultados de la sección anterior los datos del Índice de Producción Industrial muestran una menor importancia del *shock* de carácter agregado, además se observa que, salvo en los sectores de Máquinas de oficina y Caucho y plásticos, la importancia de dicho *shock* tiende a decrecer ligeramente en el tiempo. Estos resultados muestran que, a cualquier horizonte temporal, la importancia de los *shocks* específicamente sectoriales es mayor que la del *shock* de carácter agregado salvo para los sectores Químico y Productos metálicos.

CUADRO 3: Análisis Factorial Dinámico: Descomposición de la Varianza
Porcentaje de la varianza atribuible al factor común

Sectores industriales	VAB					IPI					
	Horizonte: Años					Horizonte: Meses					
	1	3	5	10	infinito	1	12	36	60	120	infinito
1 Energía	1,16%	2,40%	2,93%	3,29%	3,34%	15,29%	16,67%	14,99%	14,84%	14,83%	14,83%
2 Minerales metálicos y siderometalurgia	60,21%	69,61%	73,30%	75,52%	75,82%	20,52%	18,47%	17,13%	16,74%	16,64%	16,64%
3 Minerales y productos no metálicos	72,12%	81,61%	84,42%	85,92%	86,11%	38,03%	27,88%	24,04%	22,67%	21,97%	21,93%
4 Químico	23,03%	36,17%	41,03%	43,93%	44,32%	75,40%	82,11%	74,41%	71,79%	71,09%	70,98%
5 Productos metálicos	40,99%	59,25%	64,11%	66,80%	67,16%	58,21%	51,07%	51,27%	51,19%	51,19%	51,19%
6 Maquinaria	9,23%	16,16%	19,13%	21,03%	21,30%	37,17%	34,25%	30,31%	28,56%	27,49%	27,38%
7 Máquinas de oficina y otros	1,47%	2,99%	3,64%	4,08%	4,15%	9,85%	14,12%	12,32%	12,22%	12,22%	12,22%
8 Material eléctrico	28,59%	43,43%	48,52%	51,49%	51,89%	14,62%	13,98%	11,21%	9,97%	9,04%	8,85%
9 Material de transporte	25,29%	41,41%	46,47%	49,44%	49,84%	13,59%	13,91%	13,22%	13,09%	13,07%	13,07%
10 Alimentación	0,82%	1,70%	2,08%	2,34%	2,38%	42,39%	45,69%	39,41%	38,70%	38,57%	38,57%
11 Textil, vestido y calzado	31,88%	49,13%	54,26%	57,19%	57,59%	26,75%	29,31%	25,52%	24,49%	24,22%	24,21%
12 Papel y derivados	18,11%	31,70%	36,31%	39,10%	39,49%	10,52%	12,24%	9,72%	9,15%	8,99%	8,98%
13 Caucho y plásticos	66,73%	77,14%	80,44%	82,24%	82,47%	39,37%	49,68%	45,89%	44,85%	44,72%	44,72%
14 Madera, corcho y otras manufacturas	29,14%	45,38%	50,51%	53,48%	53,87%	15,62%	15,38%	14,27%	14,17%	14,16%	14,16%
Agregado	69,19%	82,16%	84,97%	86,43%	86,61%	82,02%	82,72%	80,08%	79,46%	79,21%	79,17%

En resumen, la varianza explicada por el factor común es especialmente importante en las series de Valor Añadido Bruto con periodicidad anual y en mucha menor medida en las series del Índice de Producción Industrial con periodicidad mensual. Estas diferencias son parcialmente debidas al distinto proceso de construcción y/o diferencias en la medición de la actividad económica subyacente a ambos grupos de series, así como a la distinta frecuencia temporal de los datos. Los resultados para el nivel de actividad económica agregada muestran, en ambos casos, la importancia del factor común, tanto para el VAB como para el IPI, lo que sugiere que los efectos agregados de los *shocks* específicamente sectoriales son reducidos y al mismo tiempo que las relaciones intersectoriales producen la cancelación parcial de este tipo de *shocks*, de forma que en el agregado el factor común aparece como predominante a la hora de explicar la variabilidad en la actividad económica agregada. Los sectores muestran, no obstante, comportamientos heterogéneos y los resultados sugieren la existencia de importantes relaciones intersectoriales, al menos al nivel de agregación utilizado.

Una forma complementaria de ilustrar los resultados obtenidos es mediante el examen de las funciones de impulso-respuesta. En ellas se observa la evolución de la actividad económica de cada sector, en tasas de crecimiento y niveles,²⁴ que se origina como consecuencia de un *shock*, agregado o sectorial, de magnitud igual a su desviación típica y, en el caso del *shocks* agregado, afectado por el parámetro de ciclicidad. Dichas funciones de impulso-respuesta se pueden observar en los gráficos 1 para el VAB y en los gráficos 2 para el IPI.

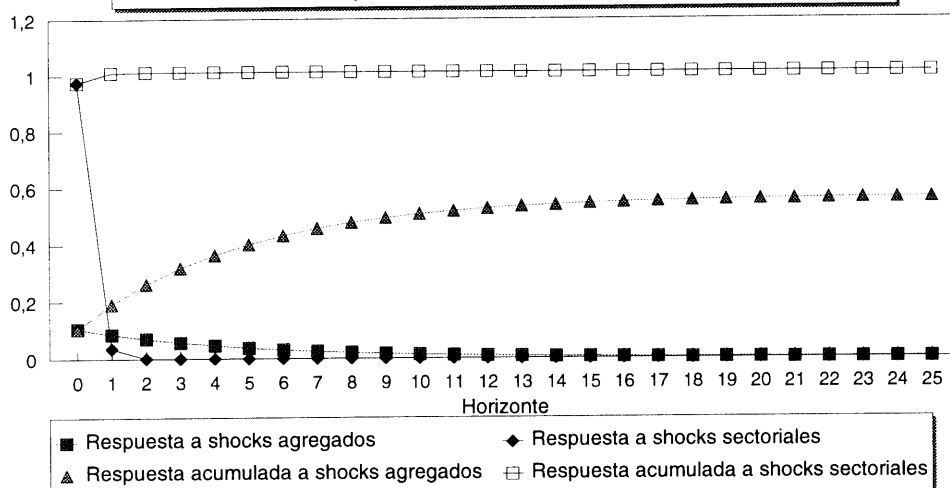
Para el caso de las series de Valor Añadido Bruto las funciones de impulso-respuesta simplemente confirman los resultados del cuadro 3 y la sección anterior, tan sólo la producción de los sectores Energía, Máquinas de oficina y Alimentación muestran una respuesta menor al *shock* agregado que al *shock* sectorial, confirmando, de esta forma, la mayor importancia del segundo para estos sectores. Este resultado se refleja en la función de impulso-respuesta a nivel agregado en la que se observa que, en el largo plazo, el factor común tiene un efecto acumulado sobre la producción de 1.88 frente a un efecto de 0.77 debido a los *shocks* sectoriales.

Las series del Índice de Producción Industrial muestran una dinámica más rica, en el corto plazo, entre uno y dos años, el efecto acumulado de los *shocks* sectoriales es muy superior al efecto acumulado del *shock* agregado, excepción hecha

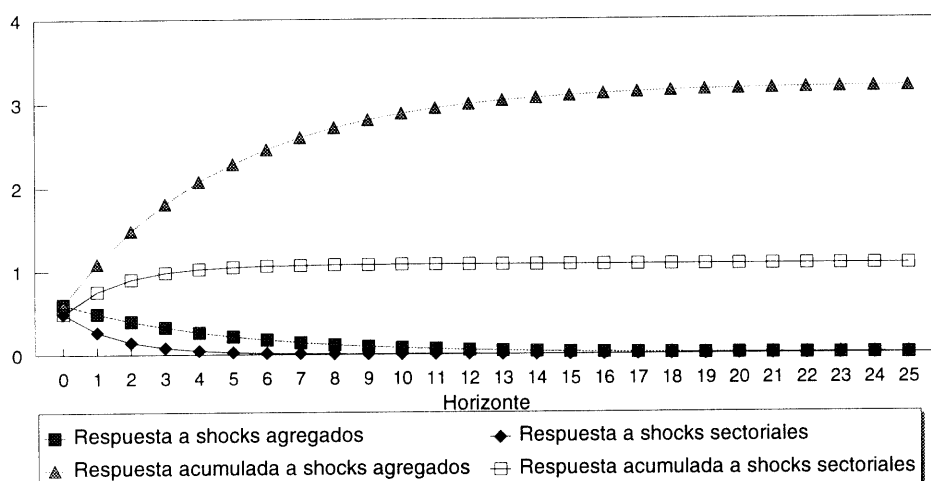
²⁴ Niveles medidos en logaritmos, para ser exactos.

GRAFICOS 1

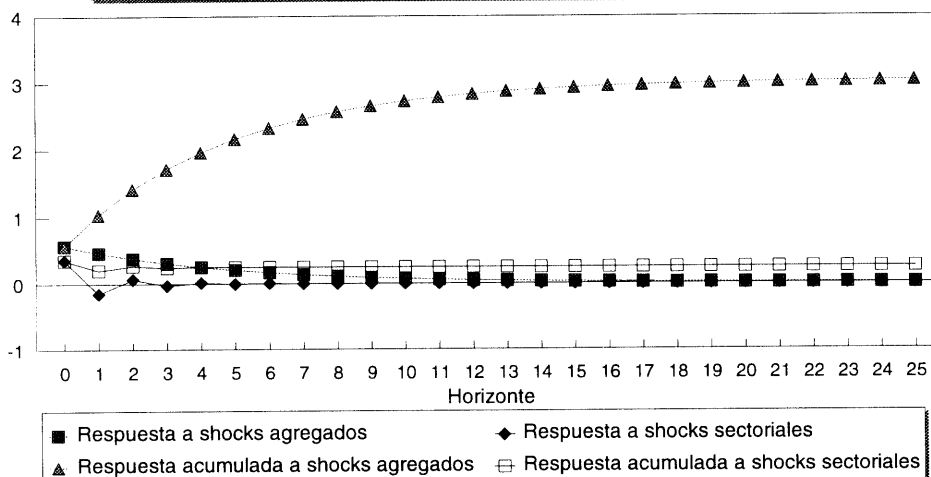
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 1



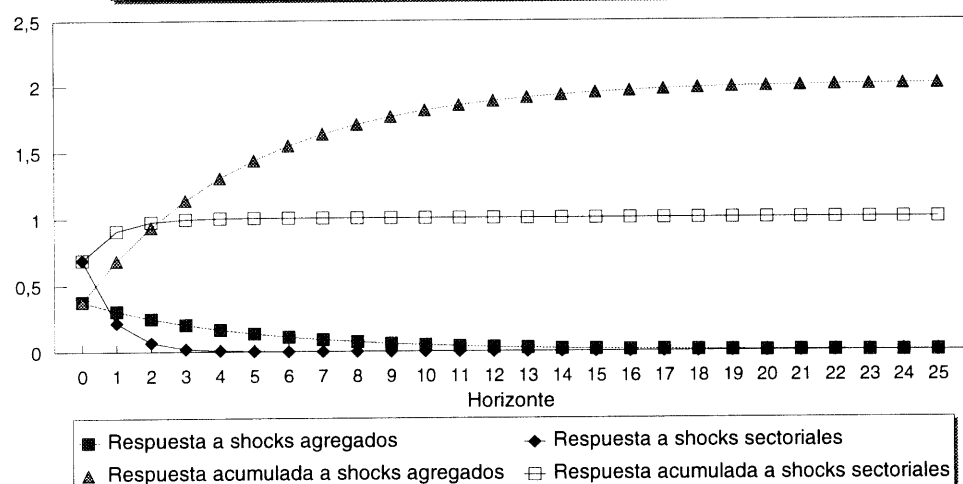
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 2



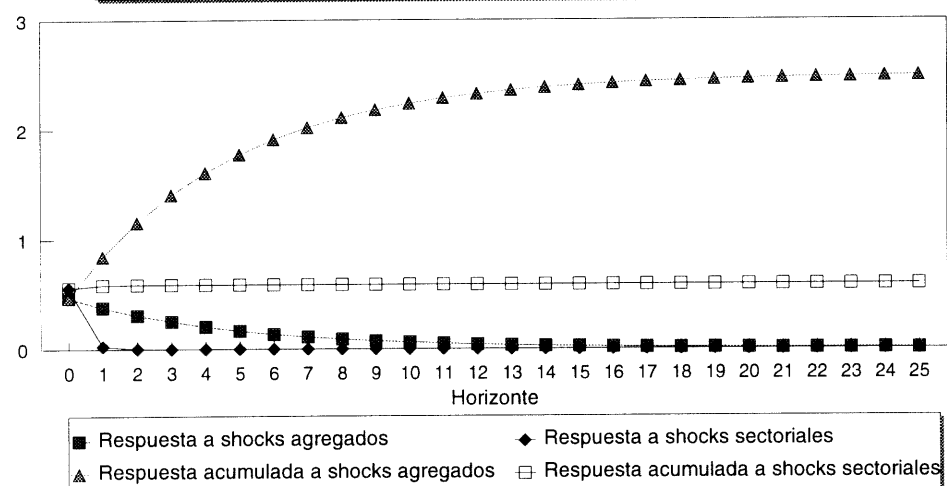
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 3



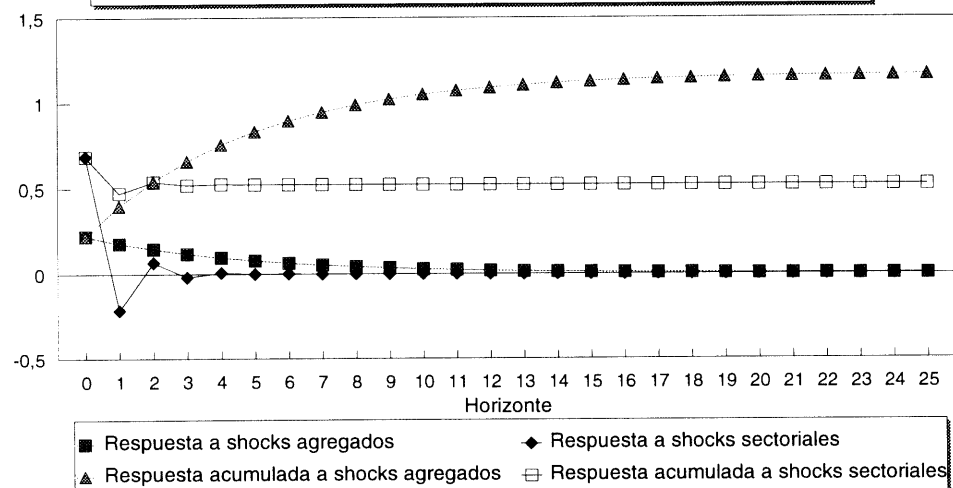
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 4



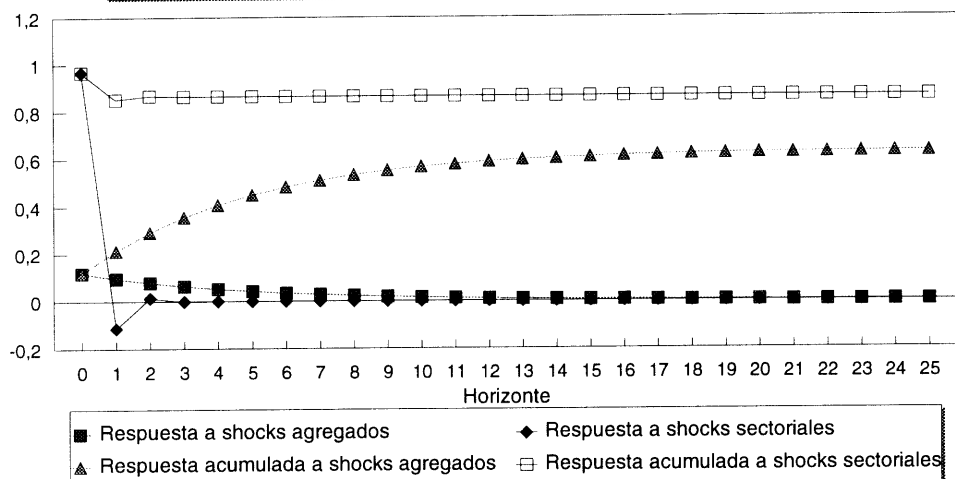
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 5



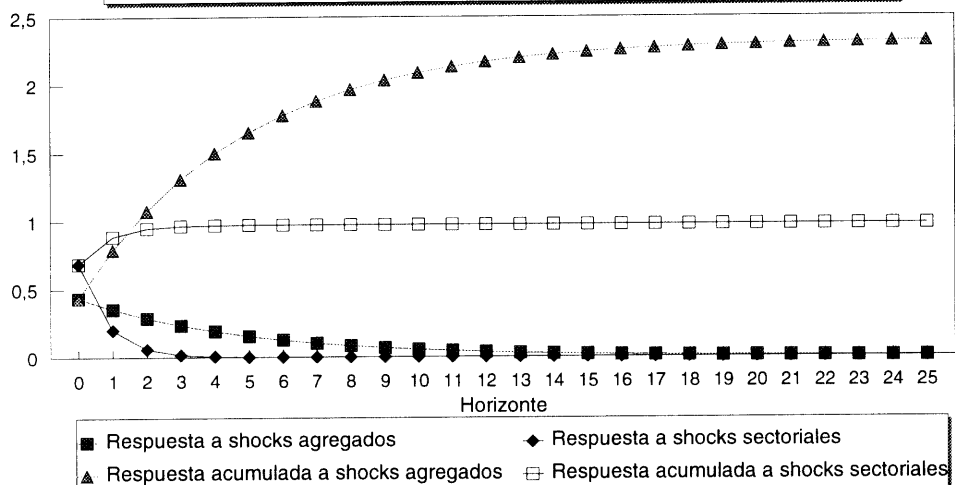
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 6



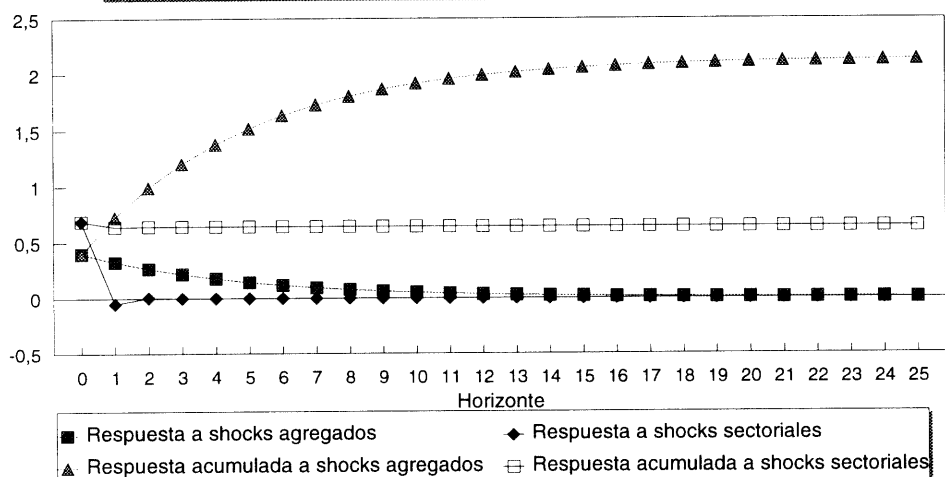
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 7



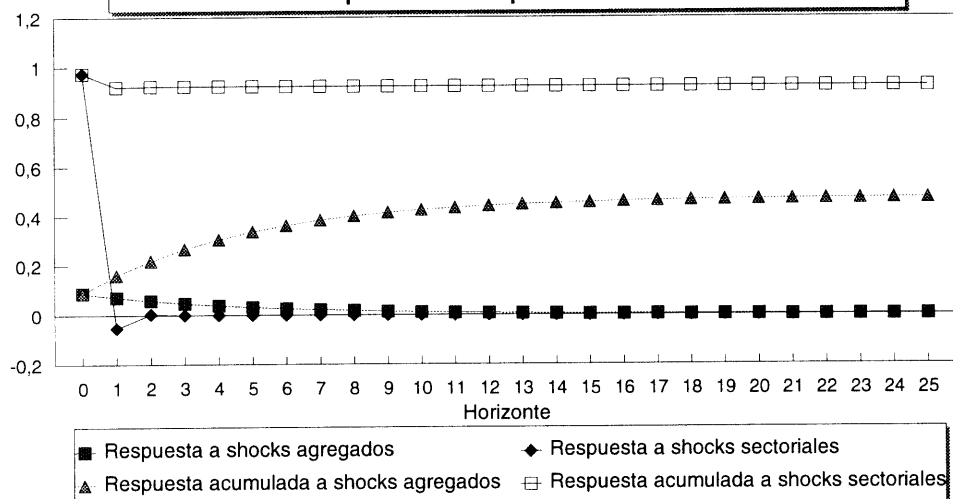
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 8



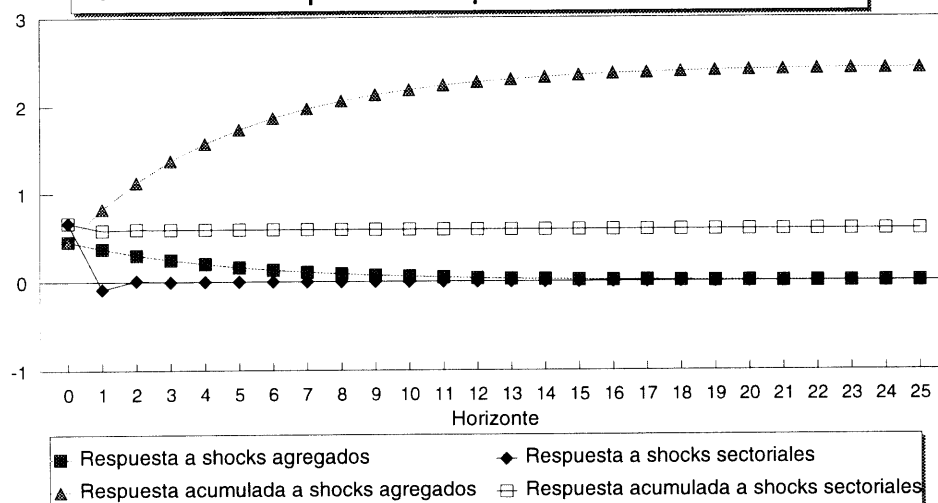
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 9



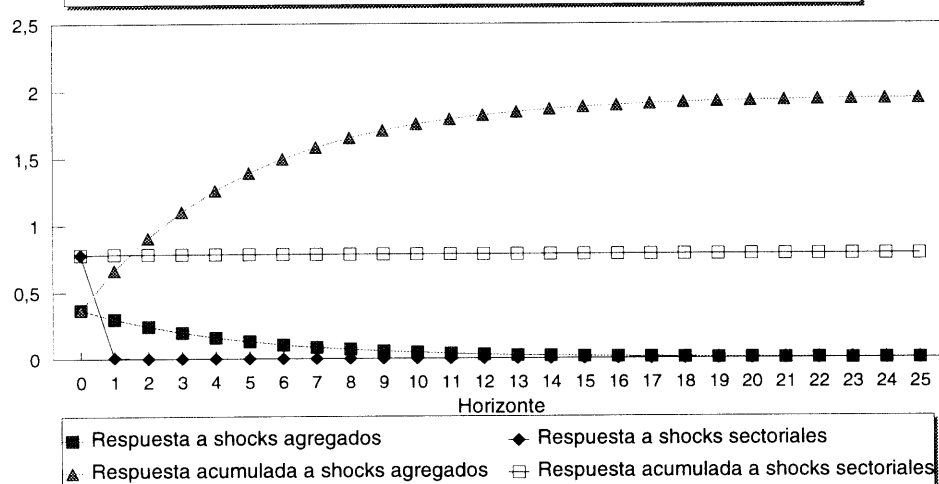
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 10



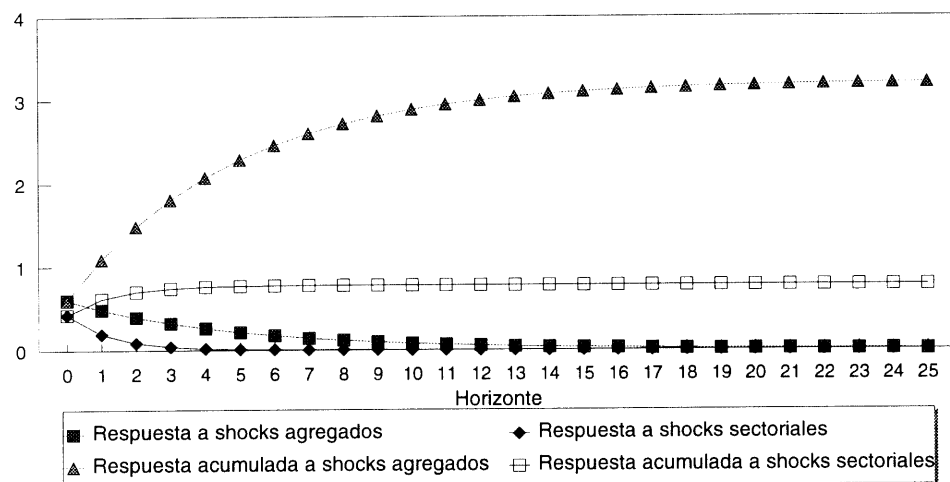
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 11



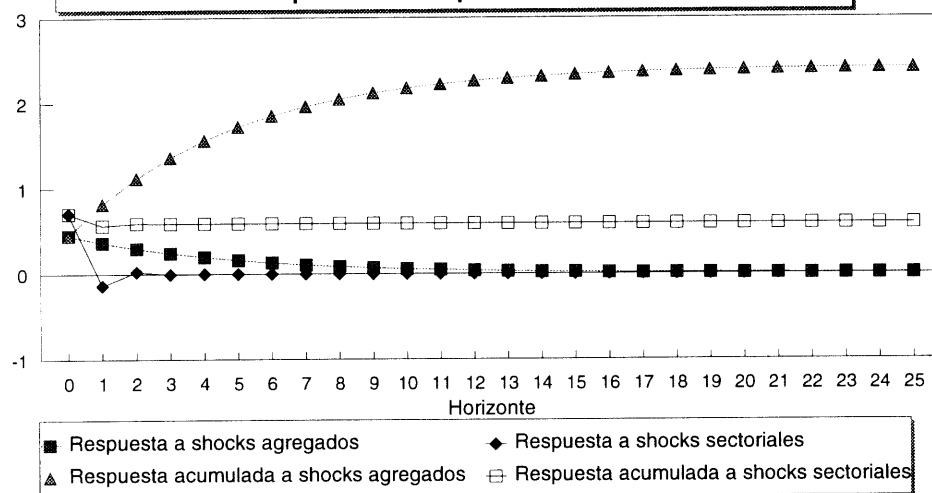
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 12



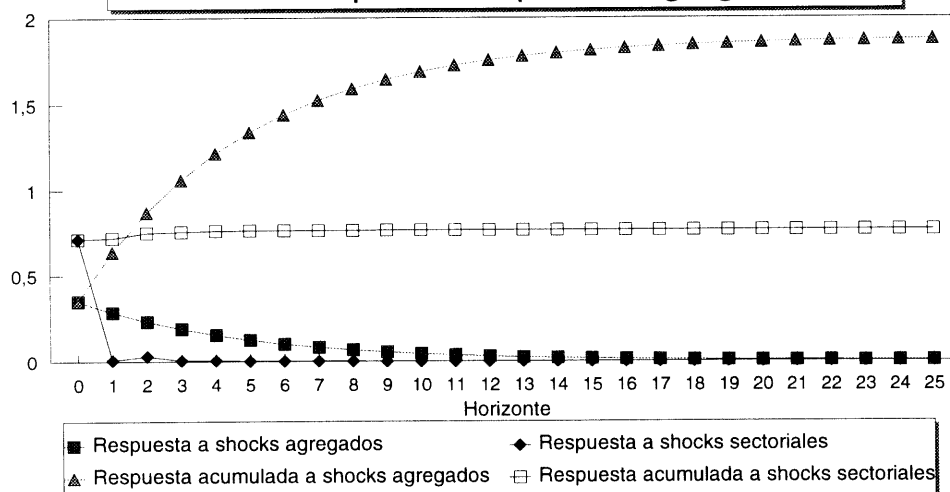
Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 13



Función de Impulso Respuesta: VAB - Sector 14

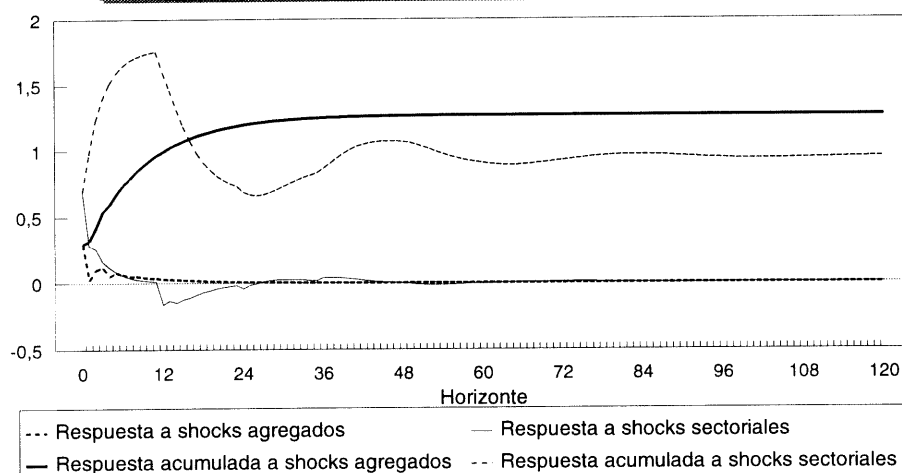


Función de Impulso Respuesta Agregada: VAB

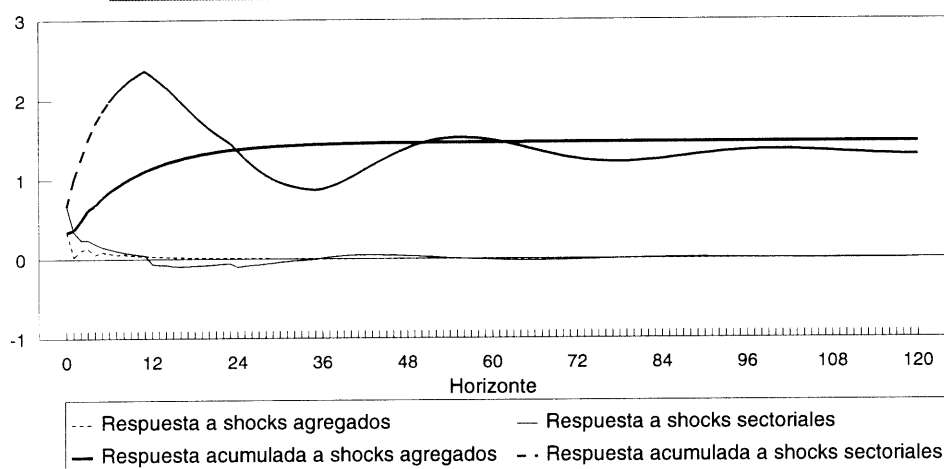


GRAFICOS 2

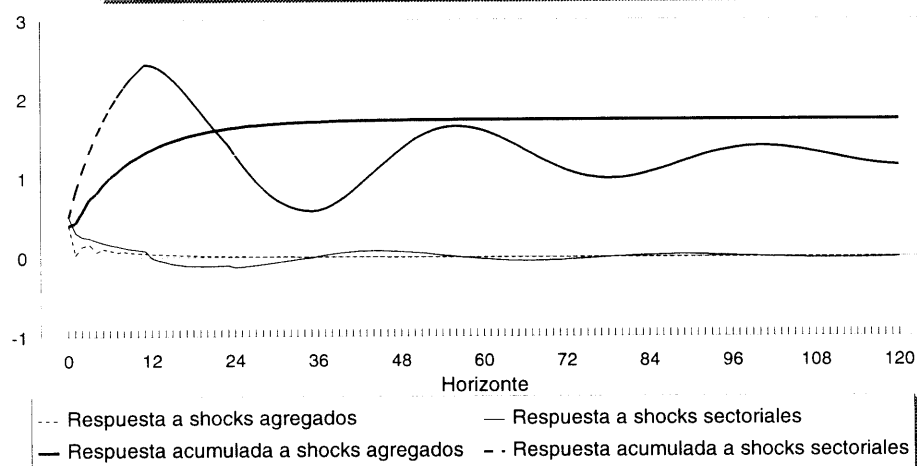
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 1



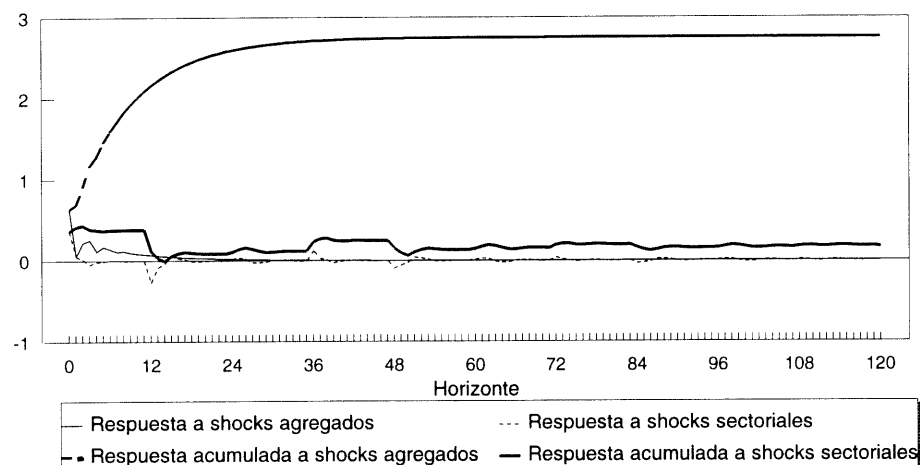
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 2



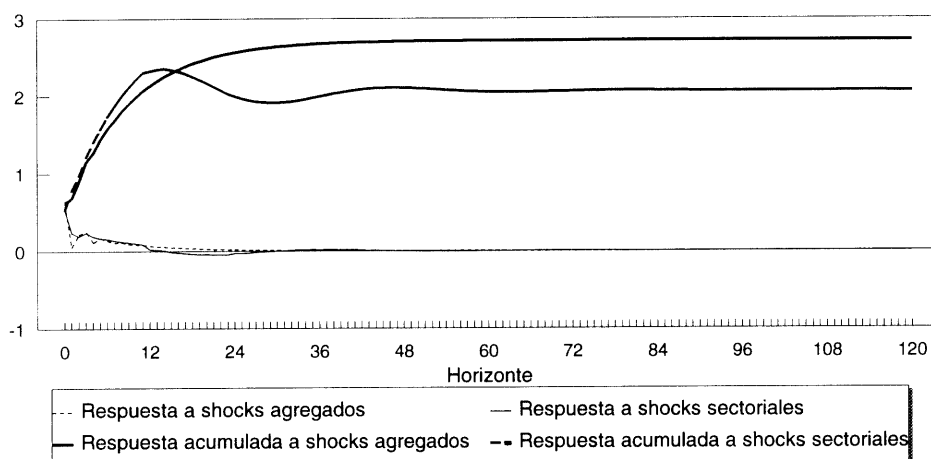
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 3



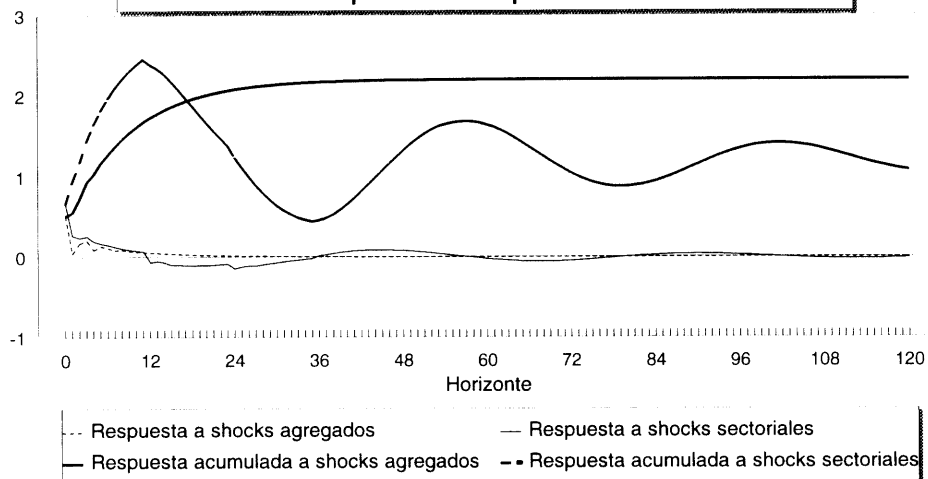
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 4



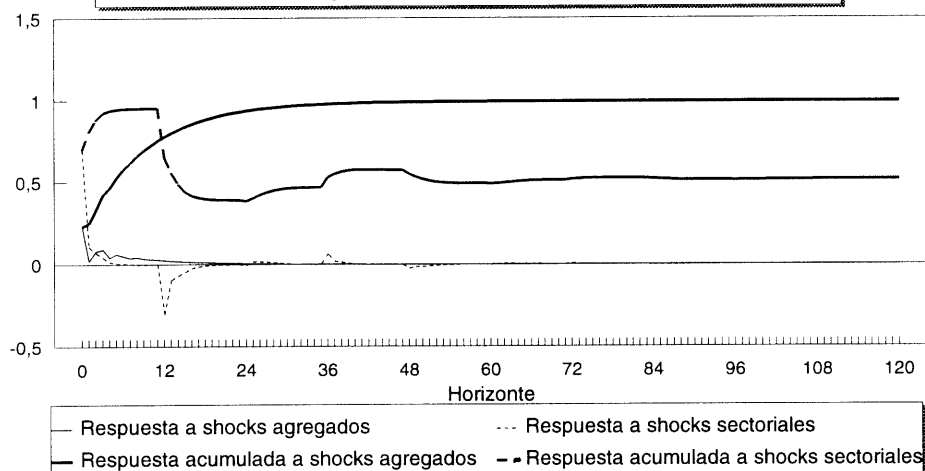
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 5



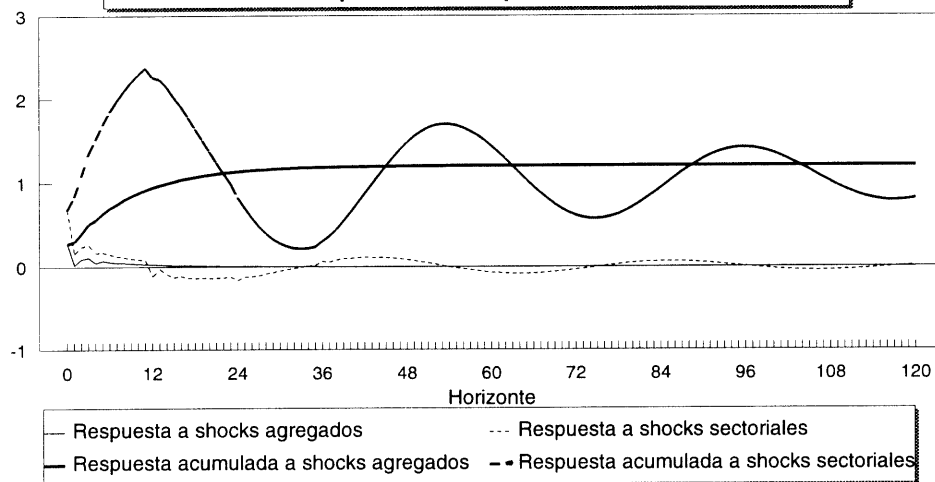
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 6



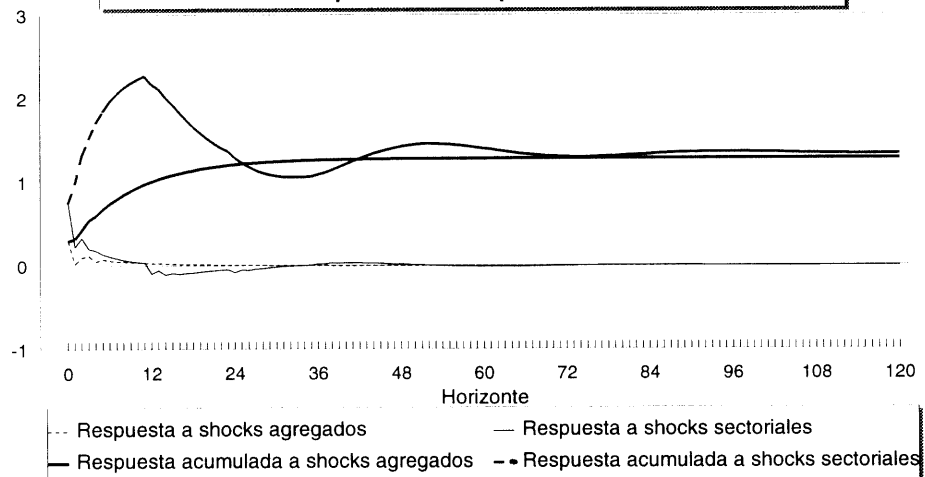
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 7



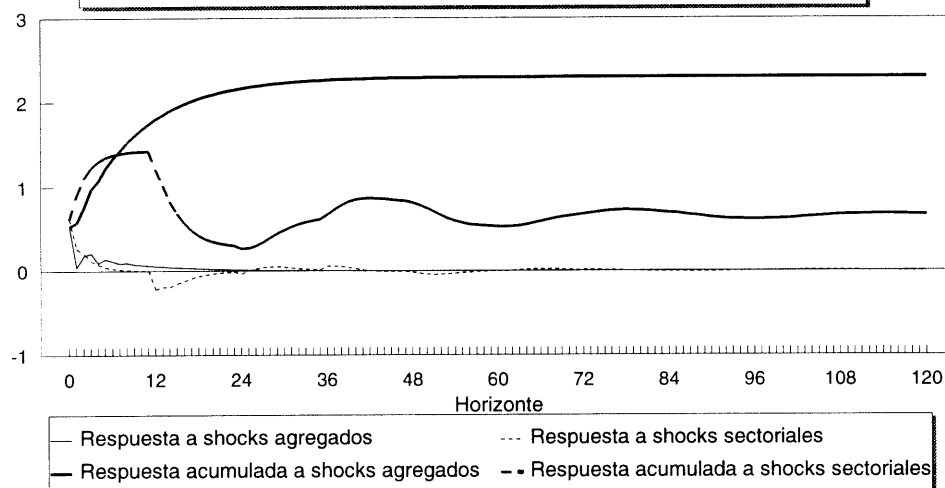
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 8



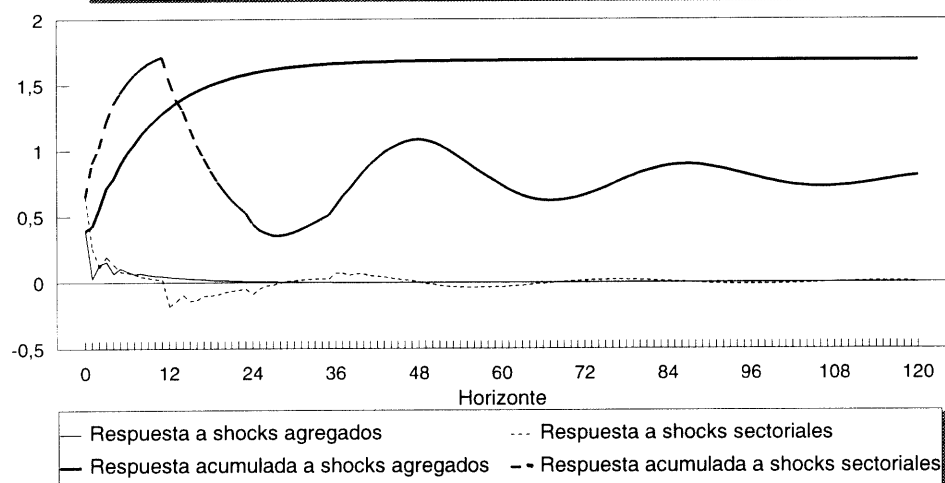
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 9



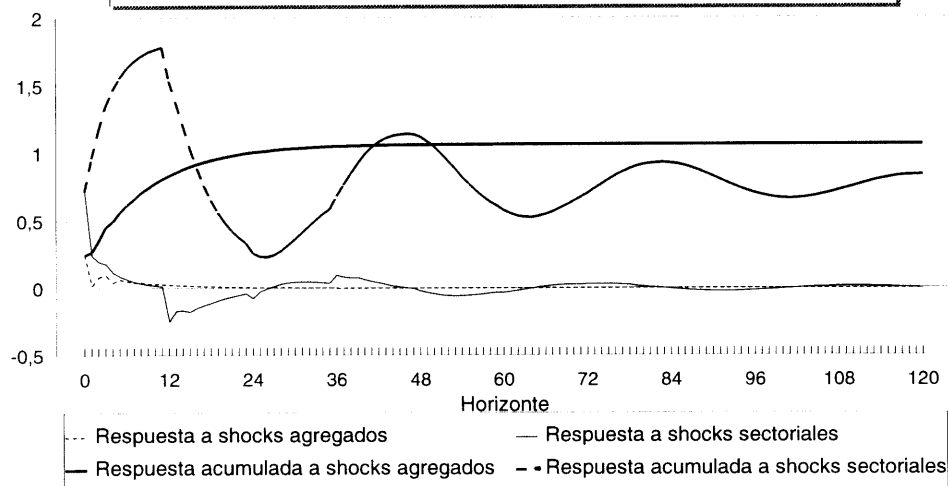
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 10



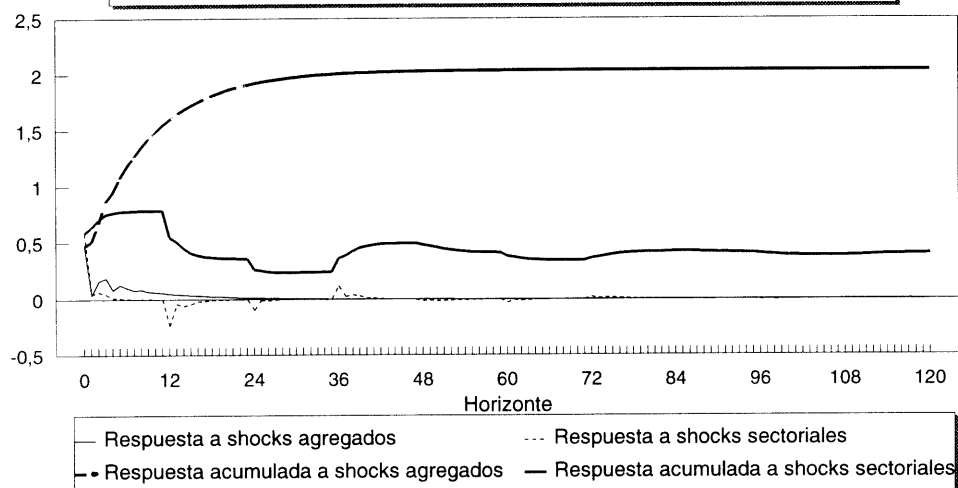
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 11



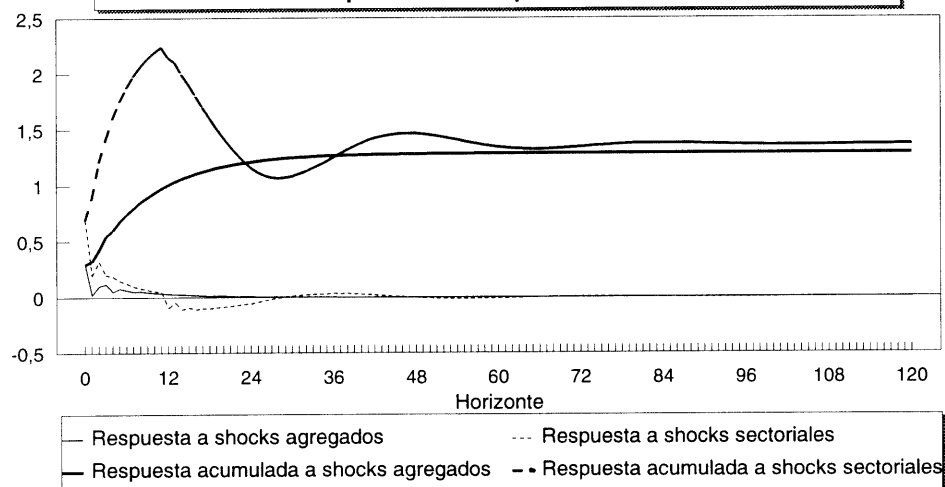
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 12



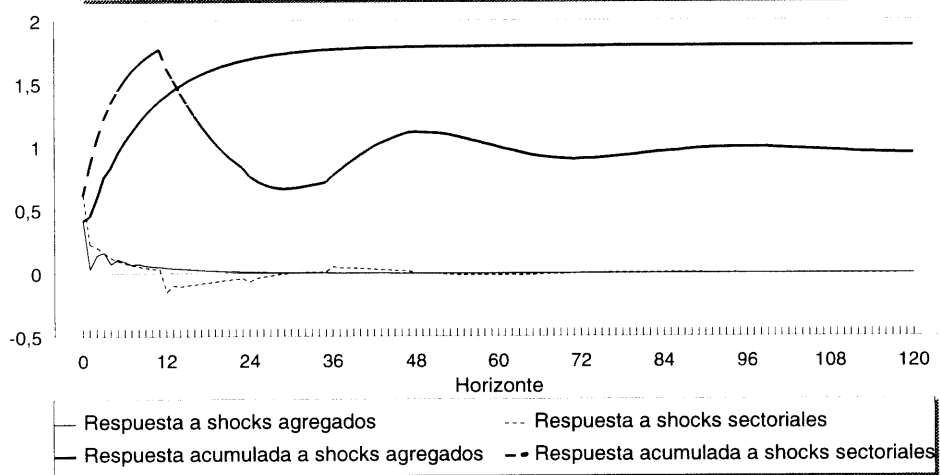
Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 13



Función de Impulso Respuesta: IPI - Sector 14



Función de Impulso Respuesta Agregada: IPI



del sector Químico. Por el contrario en el largo plazo el efecto del *shock* agregado termina por imponerse al del *shock* sectorial, excepto en dos sectores, Material de transporte y Madera, corcho y otras manufacturas, y aún en estos casos por una escasa importancia cuantitativa. Por otra parte los efectos de los *shocks* sectoriales muestran una acusada evolución cíclica. Estos resultados son igualmente válidos a nivel agregado donde, en el largo plazo, el factor común tiene un efecto acumulado sobre la producción de 1.80 frente a un efecto de 0.97 debido a los *shocks* sectoriales. Así pues, aunque los resultados a nivel sectorial muestran ciertas divergencias entre las series de valor Añadido Bruto e Índice de Producción Industrial, los resultados en el largo plazo desde el punto de vista agregado son plenamente consistentes entre ambos conjuntos de series.

El cuadro 4 ofrece la estimación de los parámetros de respuesta cíclica, γ_i , $i = 1, \dots, 14$, y confirma el carácter procíclico de la actividad económica sectorial. Muestra, así mismo, el menor efecto de impacto que el *shock* agregado tiene sobre los sectores Energía, Máquinas de oficina y Alimentación en el caso del VAB y Máquinas de oficina en el caso del IPI. Los resultados son muy similares a los expuestos en el cuadro 2, si bien la magnitud de γ_i es menor ya que ahora el cuadrado de este parámetro no refleja el porcentaje de la varianza explicada por el factor común.

Finalmente los gráficos 3 y 4 muestran los valores estimados de los *shocks* agregados (así como un intervalo de ± 2 desviaciones típicas) para las series de VAB e IPI respectivamente y obtenidos mediante alisado tal y como se expone al final del epígrafe anterior. Para el caso del Índice de Producción Industrial dichos valores se muestran trimestralmente mediante agregación de las estimaciones mensuales para facilitar la interpretación. Para el periodo 1965-89 el gráfico 3 muestra un predominio de los *shocks* agregados adversos durante los años 1975-85, mientras que en el resto de los años predominan los *shocks* agregados positivos. Para el periodo 1976-92 y a partir de los datos del Índice de Producción Industrial la estimación de los *shocks* agregados muestra una predominancia de *shocks* negativos en los subperiodos 1980-85 y 1990-92 y un predominio de *shocks* positivos en los restantes subperiodos.

De esta forma, con excepción en lo que hace referencia a los dos primeros años de los datos del IPI, la estimación del factor común muestra el paso de un periodo de expansión prolongada durante los años 60 y principios de los 70 a un periodo de recesión que dura hasta mediados de los 80 y que finaliza en 1990, año

CUADRO 4: Análisis Factorial Dinámico: Parámetros de respuesta cíclica

Sectores industriales NACE-CLIO R25		VAB	IPI
1	Energía	0,11 (0,13)	0,29 (0,06)
2	Minerales metálicos y siderometalurgia	0,60 (0,17)	0,34 (0,05)
3	Minerales y productos no metálicos	0,57 (0,10)	0,40 (0,04)
4	Químico	0,38 (0,14)	0,64 (0,04)
5	Productos metálicos	0,47 (0,11)	0,63 (0,05)
6	Maquinaria	0,22 (0,08)	0,51 (0,06)
7	Máquinas de oficina y otros	0,12 (0,12)	0,23 (0,05)
8	Material eléctrico	0,43 (0,14)	0,28 (0,05)
9	Material de transporte	0,40 (0,11)	0,30 (0,06)
10	Alimentación	0,09 (0,12)	0,53 (0,06)
11	Textil, vestido y calzado	0,45 (0,11)	0,39 (0,05)
12	Papel y derivados	0,37 (0,12)	0,25 (0,05)
13	Caucho y plásticos	0,60 (0,20)	0,47 (0,05)
14	Madera, corcho y otras manufacturas	0,45 (0,11)	0,30 (0,05)
Media		0,38	0,40
Error estandar		(0,17)	(0,13)

Nota: Errores estándar asintóticos entre paréntesis.

GRAFICO 3

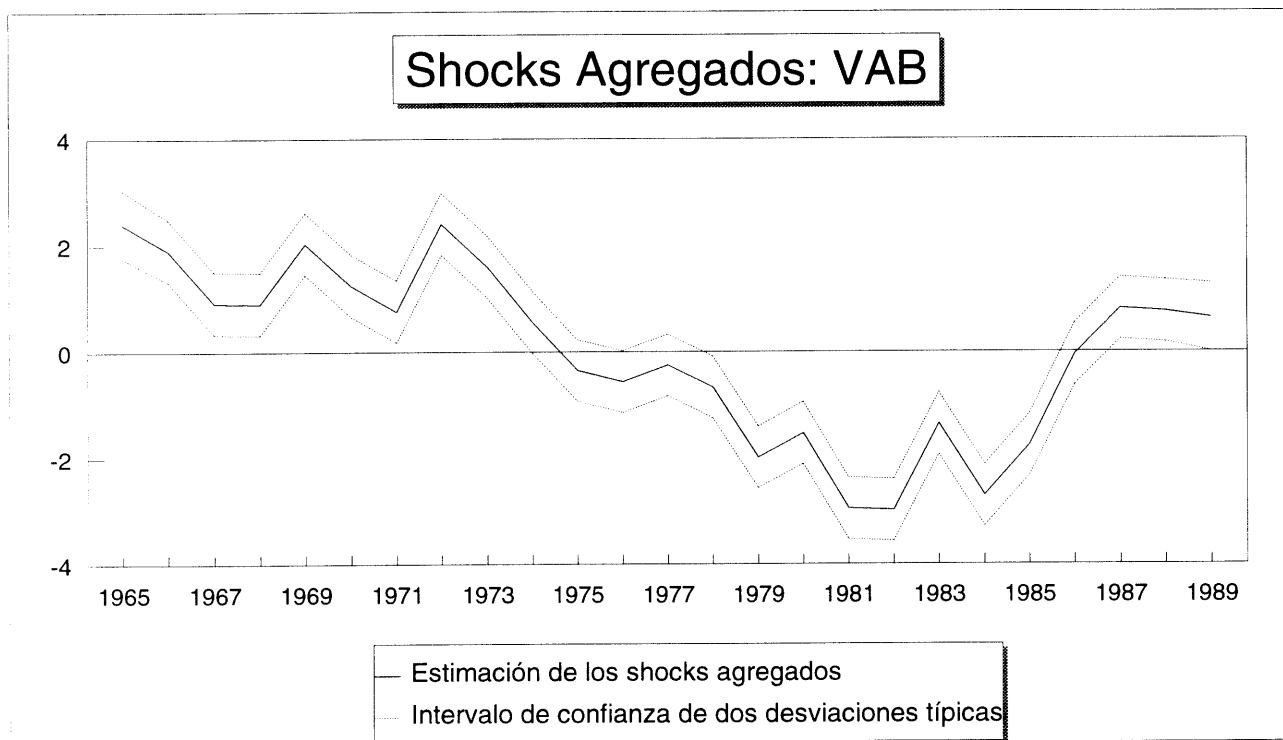
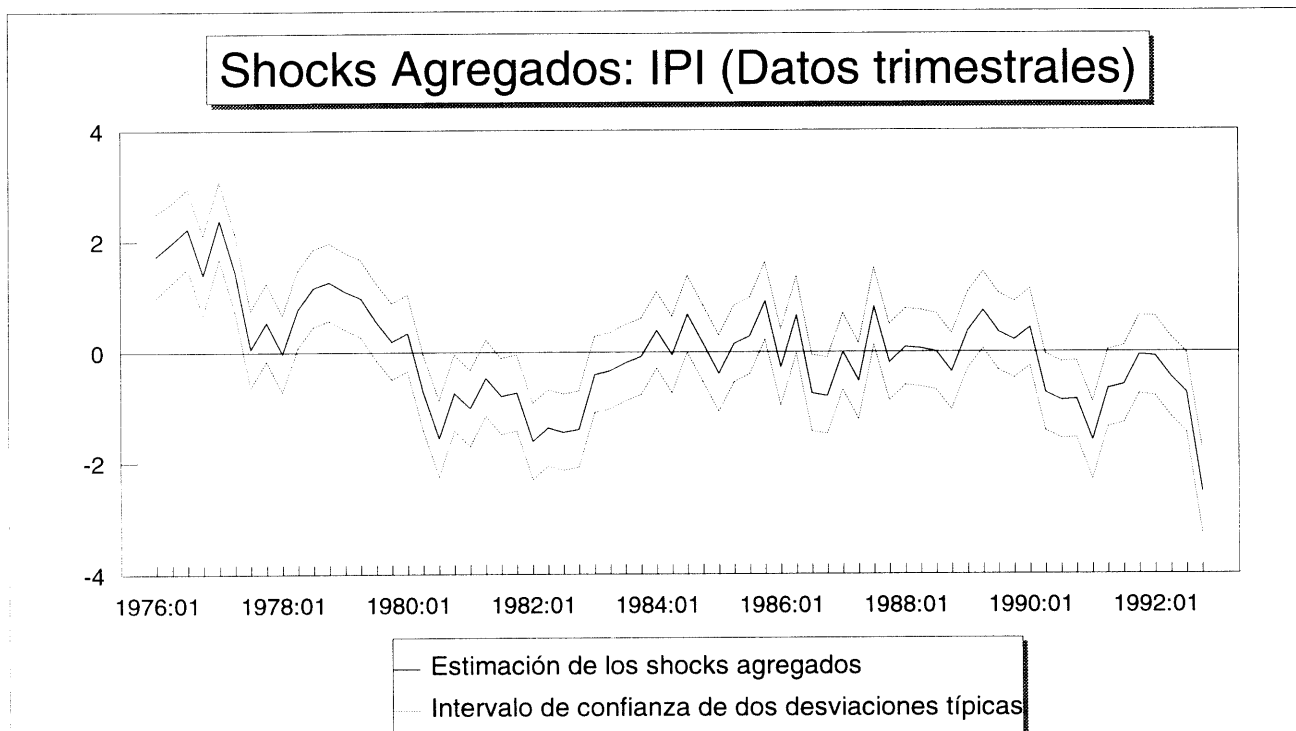


GRAFICO 4



en el que entramos de nuevo en un periodo recesivo y que dura hasta el final de la muestra. A grandes rasgos la evolución del factor común se corresponde, como era de esperar, con la evolución cíclica de la economía española para el periodo de estudio. Resultados similares son obtenidos por Jimeno y Campillo (1993) mediante modelos VAR convencionales y una agregación diferente de sectores del Índice de Producción Industrial.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo trata de determinar que proporción de la varianza de diversas series de actividad económica es debida a factores específicamente sectoriales y que proporción puede ser atribuida a un componente agregado, utilizando para ello datos sectoriales de Valor Añadido Bruto e Índice de Producción Industrial y modelos factoriales dinámicos de factor común no observable.

Los resultados a nivel sectorial son ligeramente diferentes según utilicemos las series de VAB o de IPI. Para el Valor Añadido Bruto el factor común parece explicar una gran proporción de la variabilidad en la actividad económica de la gran mayoría de sectores a cualquier horizonte temporal más allá del tercer año. Las tres excepciones de importancia son los sectores de Energía, Máquinas de oficina y Alimentación, que parecen estar dominados por *shocks* de carácter sectorial. El factor común explica una menor proporción de la variabilidad en la actividad económica en las series del Índice de Producción Industrial, donde únicamente aparece como predominante en los sectores Químico y Productos Metálicos. Estas diferencias son debidas en parte a la distinta periodicidad de las series y en parte al diferente proceso de construcción y/o diferencias en la medición de la actividad económica subyacente a ambos grupos de series. En cualquier caso, tal y como indican las funciones de impulso-respuesta, el efecto a largo plazo del *shock* agregado es superior al de los *shocks* sectoriales en la práctica totalidad de los sectores y ambos grupos de series, por lo que podemos concluir que los primeros tienen, sin duda, un efecto más duradero sobre el nivel de actividad económica, aunque los segundos muestran un comportamiento acusadamente cíclico y una mayor importancia relativa en el corto plazo en el caso del Índice de Producción Industrial. Así pues los efectos sectoriales de los *shocks* sectoriales suelen dominar a los efectos sectoriales de los *shocks* agregados en el corto plazo,

mientras que a medio y largo plazo los *shocks* agregados muestran un efecto más permanente sobre el nivel de actividad económica. Esta conclusión coincide con los resultados obtenidos por Jimeno y Campillo (1993) mediante la utilización de técnicas VAR.

Si procedemos a la agregación sectorial, utilizando como ponderaciones el peso de cada sector dentro del total, obtenemos que, en el largo plazo, el *shock* agregado explica en ambos casos alrededor del 80% de la variabilidad en la actividad económica y que el efecto acumulado sobre la producción agregada de dicho *shock* es aproximadamente el doble que el efecto de los *shocks* sectoriales. Estos resultados apuntan en dos direcciones, en primer lugar el efecto agregado de los *shocks* sectoriales es reducido, por lo que a nivel macroeconómico los modelos teóricos del ciclo económico pueden centrarse en modelos con un único *shock*. En segundo lugar, y puesto que los *shocks* sectoriales aparecen como más relevantes al nivel de cada sector, las relaciones intersectoriales son importantes y producen la cancelación parcial de los efectos de este tipo de *shocks* en el agregado.

Por otra parte la estimación del factor común se corresponde en líneas generales con la evolución cíclica de la economía española para el periodo considerado.

Finalmente señalar que la generalización del modelo utilizado a factores comunes múltiples es directa, pero en un contexto de forma reducida, como el utilizado en este trabajo, la interpretación de dichos factores es complicada. Seguir profundizando en el conocimiento del origen de las fluctuaciones económicas requiere supuestos de identificación basados en la teoría económica, tal y como han mostrado algunos autores (King, Plosser, Stock y Watson (1991), Lee, Pesaran y Pierse (1992), Lee y Pesaran (1993), Pesaran, Pierse y Lee (1993)). La extensión del presente trabajo en esta dirección se deja para investigaciones futuras.

APENDICE

El cuadro A1 expone las equivalencias entre los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25, la Encuesta Industrial y la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (1974).

El cuadro A2 ofrece los sectores industriales del **Indice de Producción Industrial** utilizados en el trabajo y que fueron agregados a los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25, así como las equivalencias con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE) y la ponderación de cada sector dentro del índice general. Obsérvese que las ponderaciones suministradas no suman la unidad.

El sector 49 de la CNAE (1974), Otras industrias manufactureras, no estaba disponible para el total de la muestra en los datos del Indice de Producción Industrial; por lo que en este caso el sector 14 de NACE-CLIO R25 sólo incluye el sector 46 de la CNAE (1974), Industrias de la madera, corcho y muebles de madera.

El cuadro A3 ofrece las participaciones medias de cada sector dentro del agregado para el periodo considerado, y utilizadas en la construcción de los efectos agregados.

Cuadro A.1

Equivalencias sectoriales

Sectores industriales NACE-CLIO R25	Encuesta Industrial	CNAE (1974)
1 Energía	1-8	11-16
2 Minerales metálicos y siderometalurgia	9-11	21, 22
3 Minerales y productos no metálicos	12-18	23, 24
4 Químico	19-30	25
5 Productos metálicos	31-35	31
6 Maquinaria	36, 37	32
7 Máquinas de oficina y otros	38, 46	33, 39
8 Material eléctrico	39, 40	34, 35
9 Material de transporte	41-45	36-38
10 Alimentación	47-64	41, 42
11 Textil, vestido y calzado	65-74	43-45
12 Papel y derivados	80-82	47
13 Caucho y plásticos	83-84	48
14 Madera, corcho y otras manufacturas	75-79, 85-89	46, 49

Cuadro A.2

Equivalencias sectoriales

Sectores industriales Índice de Producción Industrial	CNAE (1974)	Ponderación
1 Extracción y preparación de combustibles sólidos y coquerías	11	2,10%
2 Extracción de petróleo	12	0,30%
3 Refino de petróleo	13	1,30%
4 Extracción de minerales radioactivos	14	0,01%
5 Producción de energía eléctrica y fabricación de gas	15	13,10%
6 Extracción y preparación de minerales metálicos	21	0,30%
7 Producción y primera transformación de metales	22	3,60%
8 Extracción de minerales no metálicos ni energéticos	23	1,20%
9 Industrias de productos minerales no metálicos	24	6,30%
10 Industria química	25	8,70%
11 Fabricación de productos metálicos (excepto máquinas y material de transporte)	31	7,70%
12 Construcción de maquinaria y equipo mecánico	32	4,00%
13 Construcción de máquinas de oficina	33	0,40%
14 Construcción de maquinaria y material eléctrico	34	3,50%
15 Fabricación de material electrónico (excepto ordenadores)	35	2,40%
16 Construcción de vehículos automóviles	36	2,40%
17 Construcción naval	37	0,50%
18 Construcción de otro material de transporte	38	1,30%
19 Fabricación de instrumentos de precisión, óptica y similares	39	0,40%
20 Industrias de productos alimenticios, bebidas y tabaco	41-42	14,10%
21 Industria textil	43	2,90%
22 Industria del cuero	44	0,60%
23 Industria del calzado y vestido y otras confecciones textiles	45	3,20%
24 Industrias de la madera, corcho y muebles de madera	46	3,60%
25 Industrias del papel, artes gráficas y edición	47	6,30%
26 Industrias de transformación del caucho y materiales plásticos	48	3,80%

Cuadro A.3

Ponderaciones utilizadas en la agregación

Sectores industriales NACE-CLIO R25		VAB	IPI
1	Energía	13,57%	16,97%
2	Minerales metálicos y siderometalurgia	5,66%	4,75%
3	Minerales y productos no metálicos	7,07%	8,26%
4	Químico	7,70%	8,90%
5	Productos metálicos	8,44%	7,69%
6	Maquinaria	4,66%	4,36%
7	Máquinas de oficina y otros	0,60%	2,21%
8	Material eléctrico	5,20%	5,62%
9	Material de transporte	8,00%	4,05%
10	Alimentación	13,31%	14,22%
11	Textil, vestido y calzado	10,90%	8,56%
12	Papel y derivados	5,18%	6,38%
13	Caucho y plásticos	3,49%	4,00%
14	Madera, corcho y otras manufacturas	6,23%	4,02%
Suma		100,00%	100,00%

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Anderson, B.D.O. y Moore, J.B. (1979): *Optimal Filtering*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Blanchard, O.J. (1989): "A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations", *American Economic Review*, 79, 5, (December), 1146-1164.
- Blanchard, O.J. y Kiyotaki, N. (1987): "Monopolistic competition and the effects of aggregate demand", *American Economic Review*, 77, 4, (September), 647-666.
- Blanchard, O.J. y Quah, D. (1989): "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, 79, 4, (September), 655-673.
- Breusch, T.S. y Pagan, A.R. (1980): "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- Burns, A.F. y Mitchell, W.C. (1947): *Measuring Business Cycles*, New York, National Bureau of Economic Research.
- Cooper, R. y Haltiwanger, J. (1990): "Inventories and the propagation of sectoral shocks", *American Economic Review*, 80, 1, (March), 170-190.
- Costa, M., Gardini, A. y Paruolo, P. (1997): "A reduced rank regression approach to tests of asset pricing", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, 1, (Feb), 163-181.
- Costello, D. (1993): "A cross-country, cross-industry comparisons of productivity growth", *Journal of Political Economy*, 101, 2, 207-222.
- Diebold, F.X. y Rudebusch, G.D. (1994): "Measuring business cycles: A modern perspective", NBER Working Paper 4643 (February).
- Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987): "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fisher, S. (1977): "Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule", *Journal of Political Economy*, 85, 1, (February), 191-295.
- Galí, J. (1992): "How well does the IS-LM model fit postwar US data", *Quarterly Journal of Economics*, 107, (May), 709-738.
- Gandoy, R. (1988): *Evolución de la Productividad Global en la Industria Española. Un Análisis Desagregado para el Periodo 1964-1981*. Tesis Doctoral. Universidad Complutense de Madrid.
- García, S., Goerlich, F.J. y Orts, V. (1994): "Macromagnitudes básicas a nivel sectorial de la industria española: Series históricas", *Economía Industrial*, 299, (Septiembre/Octubre), 213-245.
- Geweke, J. (1977): "The dynamic factor analysis of economic time series", in Aigner, D.J. and Goldberger, A.S. (Eds.): *Latent Variables in Socio-Economic*

Models, North-Holland, Amsterdam. Chapter 19, 365-383.

- Goerlich, F.J.** (1994a): "Comportamiento cíclico de la productividad en la industria: Shocks de oferta versus shocks de demanda", *Investigaciones Económicas*, 18, 3, (Septiembre), 491-515.
- Goerlich, F.J.** (1994b): "Shocks agregados versus shocks sectoriales: Una cuantificación", *Boletín de Coyuntura Industrial*, Ministerio de Industria y Energía, 4, (Octubre), 39-48.
- Goerlich, F.J.** (1995): "Macromagnitudes adicionales a nivel sectorial para la economía española: Series históricas", *Quaderns de Treball* 5, (nova època), Facultat de Ciències Econòmiques i Empresarials, Universitat de València.
- Goerlich, F.J.** (1997): "Dynamic factor analytic model estimation using DYNFAC. A guide for users", Version 1.1, Documento de Trabajo, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. (Pendiente de publicación).
- Harman, H.H.** (1976): *Modern Factor Analysis*, Third Edition, Chicago, University of Chicago Press.
- Harvey, A.C.** (1989): *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey, A.C., Fernandez-Macho, F.J. y Stock, J.H.** (1987): "Forecasting and interpolation using vector autoregressions with common trends", *Annales d'Economie et de Statistique*, No. 6-7, 279-288.
- 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, 321-348.
- King, R.G., Plosser, C.I., Stock, J.H. y Watson, M.W.** (1991): "Stochastic trends and economic fluctuations", *American Economic Review*, 81, 4, (September), 819-840.
- King, M., Sentana, E. y Wadhwani, S.** (1994): "Volatility and links between national stock markets", *Econometrica*, 62, 4, (July), 901-933.
- Kydland, F.E. y Prescott, E.C.** (1982): "Time to build and aggregate fluctuations", *Econometrica*, 50, 6, 1345-1370.
- Lee, K.C., Pesaran, M.H. y Pierse, R.G.** (1992): "Persistence of shocks and their sources in a multisectoral model of UK output-growth", *Economic Journal*, 102, 342-356.
- Lee, K.C. y Pesaran, M.H.** (1993): "Persistence profiles and business cycle fluctuations in a disaggregated model of UK output growth", DAE Working Paper 9305, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Long, J.B. y Plosser, C.I.** (1983): "Real business cycles", *Journal of Political Economy*, 91, 39-69.
- Long, J.B. y Plosser, C.I.** (1987): "Sectoral vs. aggregate shocks in the business cycle", *American Economic Review*, 77, 2, (May), 333-336.

- Lucas, R.E. Jr. (1972): "Expectations and the neutrality of money", *Journal of Economic Theory*, 4, (April), 103-124.
- Lucas, R.E. Jr. (1973): "Some international evidence on output-inflation tradeoffs", *American Economic Review*, 63, (June), 326-334.
- Lütkepohl, H. (1991): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin.
- Magnus, J.R. y Neudecker, H. (1988): *Matrix Differential Calculus with Applications in Statistics and Econometrics*, New York, John Wiley & Sons.
- Marimon, R. y Zilibotti, F. (1996): "¿Por qué hay menos empleo en España?. Empleo 'real' vs. empleo 'virtual' en Europa", en Marimon, R. (Ed.): *Economía Española: Una visión diferente*, Barcelona, Antoni Bosch Editor.
- Nelson, C.R. y Plosser, C.I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162
- Pesaran, M.H., Pierse, R.G. y Lee, K.C. (1993): "Persistence, cointegration, and aggregation. A disaggregated analysis of output fluctuations in the U.S. economy", *Journal of Econometrics*, 56, 57-88.
- Quah, D. y Sargent, T.J. (1993): "A dynamic index model for large cross sections", en Stock, J.H. y Watson, M.W. (Eds.): *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, Chicago, University of Chicago Press for NBER, 285-310.
- Romer, C.D. (1991): "The cyclical behavior of individual production series, 1889-1984", *Quarterly Journal of Economics*, 106, 1, (February), 1-31.
- Sargent, T.J. y Sims, C.A. (1977): "Business cycle modeling without pretending to have too much a-priori economic theory", in Sims, C.A. (Ed.) *New Methods in Business Cycle Research*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis.
- Schweppe, F.C. (1965): "Evaluation of likelihood functions for Gaussian signals", *IEEE Transactions on Information Theory*, 61-70.
- Shapiro, M.D. (1987): "Are cyclical fluctuations in productivity due more to supply shocks or demand shocks?", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 77, 2, (May), 118-124.
- Shapiro, M.D. y Watson, M.W. (1988): "Sources of business cycle fluctuations", en *NBER Macroeconomics Annual*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Sims, C. (1980): "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 48, 1, (January), 1-48.
- Srivastava, M.S. y Carter, E.M. (1983): *An Introduction to Applied Multivariate Statistics*, Amsterdam, North-Holland.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1989): "New indexes of coincident and leading economic indicators", National Bureau of Economic Research, *Macroeconomics Annual* 1989, 351-394.
- Stock, J.H. y Watson, M.W. (1991): "A probability model of the coincident economic indicators" en K. Lahiri y G.H. Moore (Eds.): *Leading Economic Indicators. New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press,

Cambridge. Chapter 4, 63-89.

- Stock, J.H. y Watson, M.W.** (1993): "A procedure for predicting recessions with leading indicators: Econometric issues and recent experience", en Stock, J.H. y Watson, M.W. (Eds.): *Business Cycles, Indicators and Forecasting*, Chicago, University of Chicago Press for NBER, 255-284.
- Stockman, A.C.** (1986): "Sector disturbances, government policies, and industrial output in seven european countries", Rochester Center for Economic Research, Working Paper 41, (April).
- Stockman, A.C.** (1988): "Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven european countries", *Journal of Monetary Economics*, 21, 2/3, (March/May), 387-409.
- Waldmann, R.J.** (1991): "Assesing the relative sizes of industry- and nation-specific shocks to output", Working Paper ECO 91/41, European University Institute, Florence.
- Watson, M.W. y Engle, R.F.** (1983): "Alternative algorithms for the estimation of dynamic factor, mimic and varying coefficient models", *Journal of Econometrics*, 15, 385-400.

DOCUMENTOS PUBLICADOS*

- WP-EC 93-01 "Efectos de la Innovación Financiera sobre la Inversión: El Caso del Leasing Financiero"
M.A. Díaz. Junio 1993.
- WP-EC 93-02 "El problema de la Planificación Hidrológica: Una Aplicación al Caso Español"
A. González, S.J. Rubio. Junio 1993.
- WP-EC 93-03 "La Estructura de Dependencia del Precio de las Acciones en la Identificación de Grupos Estratégicos: Aplicación al Sector Bancario Español"
J.C. Gómez Sala, J. Marhuenda, F. Más. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-04 "Dotaciones del Capital Público y su Distribución Regional en España"
M. Mas, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-05 "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Noviembre 1993.
- WP-EC 93-06 "Bank Regulation and Capital Augmentations in Spain"
S. Carbó. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-07 "Transmission of Information Between Stock Markets"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-08 "Capital Público y Productividad de la Economía Española"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-09 "La Productividad del Sistema Bancario Español (1986-1992)"
J.M. Pastor, F. Pérez. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-10 "Movimientos Estacionales en el Mercado de Acciones Español"
A. Peiró. Diciembre 1993.
- WP-EC 93-11 "Thresholds Effects, Public Capital and the Growth of the United States"
J. García Montalvo. Diciembre 1993.
- WP-EC 94-01 "International Migration Flows: The Case of Spain"
P. Antolín. Febrero 1994.
- WP-EC 94-02 "Interest Rate, Expectations and the Credibility of the Bank of Spain"
F.J. Goerlich, J. Maudos, J. Quesada. Marzo 1994.
- WP-EC 94-03 "Macromagnitudes Básicas a Nivel Sectorial de la Industria Española: Series Históricas"
F.J. Goerlich, V. Orts, S. García. Mayo 1994.
- WP-EC 94-04 "Job Search Behaviour"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-05 "Unemployment Flows and Vacancies in Spain"
P. Antolín. Mayo 1994.
- WP-EC 94-06 "Paro y Formación Profesional: Un Análisis de los Datos de la Encuesta de Población Activa"
C. García Serrano, L. Toharia. Mayo 1994.
- WP-EC 94-07 "Determinantes de la Dinámica de la Productividad de los Bancos y Cajas de Ahorro Españolas"
J.M. Pastor. Junio 1994.

*Para obtener una lista de documentos de trabajo anteriores a 1993, por favor, póngase en contacto con el departamento de publicaciones del IVIE.

- WP-EC 94-08 "Estimación Regionalizada del Stock de Capital Privado (1964-1989)"
F.J. Escribá, V. Calabuig, J. de Castro, J.R. Ruiz. Junio 1994.
- WP-EC 94-09 "Capital Público y Eficiencia Productiva Regional (1964-1989)"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Julio 1994.
- WP-EC 94-10 "Can the Previous Year Unemployment Rate Affect Productivity? A DPD Contrast"
R. Sánchez. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-11 "Comparing Cointegration Regression Estimators: Some Additional Monte Carlo Results"
J. García Montalvo. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-12 "Factores Determinantes de la Innovación en las Empresas de la Comunidad Valenciana"
M. Gumbau. Septiembre 1994.
- WP-EC 94-13 "Competencia Imperfecta y Discriminación de Precios en los Mercados de Exportación. El Caso del Sector de Pavimentos Cerámicos"
J. Balaguer. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-14 "Utilidad Expandida Estado Dependiente: Algunas Aplicaciones"
R.J. Sirvent, J. Tomás. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-15 "El Efecto de las Nuevas Tecnologías de Transacción en la Demanda de Dinero en España"
J. Maudos. Noviembre 1994.
- WP-EC 94-16 "Desajustes en los Tipos de Cambio e 'Hysteresis' en los Flujos Comerciales: Las Exportaciones Españolas a EE.UU."
J. de Castro, V. Orts, J.J. Sempere. Diciembre 1994.
- WP-EC 94-17 "Stock Prices and Macroeconomic Factors: Evidence from European Countries"
A. Peiró. Diciembre 1994.
- WP-EC 95-01 "Margen Precio-Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española: 1964-1989"
F.J. Goerlich, V. Orts. Abril 1995.
- WP-EC 95-02 "Temporal Links Between Price Indices of Stock Markets with Overlapping Business Hours"
A. Peiró, J. Quesada, E. Uriel. Abril 1995.
- WP-EC 95-03 "Competitive and Predatory Multi-Plant Location Decisions"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Abril 1995.
- WP-EC 95-04 "Multiproduct Activity and Competition Policy: The Tetra Pack Case"
A. García Gallego, N. Georgantzis. Junio 1995.
- WP-EC 95-05 "Estudio Empírico de la Solvencia Empresarial en Comunidad Valenciana"
J.L. Gandía, J. López. R. Molina. Junio 1995.
- WP-EC 95-06 "El Método Generalizado de los Momentos"
A. Denia, I. Mauleón. Junio 1995.
- WP-EC 95-07 "Determinación de una Tipología de Hogares en el Marco de una Matriz de Contabilidad Social"
M.L. Moltó, S. Murgui, E. Uriel. Junio 1995.
- WP-EC 95-08 "Relaciones Rentabilidad-Riesgo en Futuros Sobre Deuda a Largo Plazo"
R.M. Ayela. Junio 1995.
- WP-EC 95-09 "Eficiencia, Cambio Productivo y Cambio Técnico en los Bancos y Cajas de Ahorros Españolas: Un Análisis Frontera no Paramétrico"
J.M. Pastor. Junio 1995.
- WP-EC 95-10 "Infrastructures and Productivity in the Spanish Regions"
M. Mas, J. Maudos, F. Pérez, E. Uriel. Octubre 1995.

- WP-EC 95-11 "Macroeconomic Performance of Sixteen Ibero-American Countries over the Period 1980-1991"
C.A. Knox Lowell, J.T. Pastor. Octubre 1995.
- WP-EC 95-12 "Determinantes de la Demanda de Educación en España"
P. Beneito, J. Ferri, M^a. Moltó, E. Uriel. Octubre 1995.
- WP-EC 95-13 "GMM Estimation of Count Panel Data Models with Fixed Effects and Predetermined Instruments"
J. García Montalvo. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-14 "Prestación de Servicios Bancarios en las Cajas de Ahorros Españolas: Cajeros Automáticos Versus Oficinas"
J. Maudos, J.M. Pastor. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-15 "Unemployment Determinants for Women in Spain"
N. Lázaro, M.L. Moltó, R. Sánchez. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-16 "Indicadores de Capital Humano y Productividad"
L. Serrano Martínez. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-17 "Strategic Consumer Location in Spatial Competition Models"
M.A. García Gallego, N. Georgantzis, V. Orts Rios. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-18 "Efficiency Analysis in Banking Firms: An International Comparison"
J.M. Pastor, F. Pérez, J. Quesada. Noviembre 1995.
- WP-EC 95-19 "Análisis de Cointegración en la Estructura Temporal de los Tipos de Interés de la Deuda Pública"
P. Rico Belda. Diciembre 1995.
- WP-EC 95-20 "Transition Probabilities to Employment and Non-Participation"
P. Antolín Nicolás. Diciembre 1995.
- WP-EC 96-01 "Determinantes de la Estructura Temporal de los Tipos de Interés de la Deuda Pública"
P. Rico. Febrero 1996.
- WP-EC 96-02 "Una Estimación Econométrica del Stock de Capital de la Economía Española"
A. Denia, A. Gallego, I. Mauleón. Febrero 1996.
- WP-EC 96-03 "La Propiedad de Simetría en los Rendimientos Financieros Diarios Españoles"
A. Peiró. Febrero 1996.
- WP-EC 96-04 "A Note about Effort, Wages, and Unemployment"
M. D. Alepuz, M. A. Diaz, R. Sánchez. Abril 1996.
- WP-EC 96-05 "Efectos Macroeconómicos de una Sustitución de un Impuesto Específico por IVA Bajo Competencia Imperfecta. Una Aproximación."
R. Torregrosa. Abril 1996.
- WP-EC 96-06 "Technical Progress in Spanish Banking: 1985-1994"
J. Maudos, J. M. Pastor, J. Quesada. Abril 1996.
- WP-EC 96-07 "Long-Run Groundwater Reserves Under Uncertainty"
S. Rubio, J. Castro. Abril 1996.
- WP-EC 96-08 "Dimensión Regional de la Innovación Tecnológica"
M. Gumbau. Abril 1996.
- WP-EC 96-09 "Growth and Population Aging: The Spanish Case"
J. García Montalvo, J. Quesada. Julio 1996.
- WP-EC 96-10 "Eficiencia Productiva Sectorial en las Regiones Españolas: Una Aproximación Frontera"
M. Gumbau, J. Maudos. Septiembre 1996.

- WP-EC 96-11 "Desajuste Educativo y Formación Laboral Especializada: Efectos Sobre los Rendimientos Salariales"
P. Beneito, J. Ferri, M.L. Moltó, E. Uriel. Septiembre 1996.
- WP-EC 96-12 "Market Structure and Performance in Spanish Banking Using a Direct Measure of Efficiency"
J. Maudos. Septiembre 1996.
- WP-EC 96-13 "Estudio de las Relaciones Entre el Contrato de Futuro sobre IBEX-35 y su Activo Subyacente"
F. J. Climent, A. Pardo. Octubre 1996.
- WP-EC 96-14 "Job Search: Intensity and Reservation Wage in the Spanish Labour Market"
J. M. Blanco, A. Picazo. Octubre 1996.
- WP-EC 96-15 "Target Setting: An Application to the Branch Network of Caja de Ahorros del Mediterraneo"
C.A. Knox Lovell, J. T. Pastor. Octubre 1996.
- WP-EC 96-16 "Financing a Nationalized Monopoly: Coase's Versus Hotelling-Lerner's Solution"
R. Torregrosa. Diciembre 1996.
- WP-EC 96-17 "Atracción de Centros Comerciales en el Contexto de la Elección Discreta Individual"
F. Más Ruiz. Diciembre 1996.
- WP-EC 96-18 "Valoración Crediticia de la Deuda de las Comunidades Autónomas Españolas: Una Aplicación del Análisis Discriminante"
J. Auriolles, A. Pajuelo, R. Velasco. Diciembre 1996.
- WP-EC 96-19 "Financiación de las PYMES en la Comunidad Valenciana: Estudio Empírico"
J. López, V. Riaño, M. Romero. Diciembre 1996.
- WP-EC 96-20 "Un modelo intertemporal de determinación de la balanza por cuenta corriente de la economía española"
M. Camarero, V. Esteve, C. Tamarit. Diciembre 1996.
- WP-EC 96-21 "Política de precios y reajustes en los márgenes de beneficio. El comportamiento de los exportadores españoles de automóviles"
J. Balaguer, V. Orts, E. Uriel. Diciembre 1996.
- WP-EC 97-01 "A recent exploratory insight on the profile of the Innovative entrepreneur: conclusions from a Cross-tabs analysis"
I. March, R. M. Yagüe. April 1997.
- WP-EC 97-02 "Optimal Growth and the Intertemporal Allocation of Recreation and Productive Land "
R. Goetz, S. Rubio. Abril 1997.
- WP-EC 97-03 "Ineficiencias en las Negociaciones entre Dos Agentes Completamente Informados"
V. Calabuig. Abril 1997.
- WP-EC 97-04 "Un Enfoque de Cartera para la Diversificación Regional"
E. Reig, A. Picazo. Junio 1997.
- WP-EC 97-05 "Shocks Agregados Vs. Shocks Sectoriales: Un Análisis Factorial"
F. Goerlich. Junio 1997.
- WP-EC 97-06 "Dynamic Factor Analytic Model Estimation Using DYNFAC - A Guide for Users-"
F. Goerlich. Junio 1997.