

SHOCKS AGREGADOS VERSUS SHOCKS SECTORIALES: UN ANÁLISIS FACTORIAL DINÁMICO

FRANCISCO J. GOERLICH-GISBERT

Universidad de Valencia

Este trabajo trata de determinar qué proporción de la varianza de las series desagregadas del Índice de Producción Industrial es debida a factores específicamente sectoriales y qué proporción puede ser atribuida a un componente agregado utilizando para ello modelos factoriales dinámicos de factor común no observable. Los resultados muestran 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 largo plazo los shocks agregados tienden a mostrar un mayor efecto sobre la variabilidad de la actividad económica sectorial. Por otra parte, el efecto agregado de los shocks sectoriales se muestra mucho más reducido. (JEL C32, E32)

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)).

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. Los comentarios de dos evaluadores anónimos y un miembro del comité editorial contribuyeron a mejorar sustancialmente el presente artículo. Una primera versión de este trabajo fue publicado como documento de trabajo del I.V.I.E., WP-EC 97-05. Datos y resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos están disponibles si se solicitan al autor

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 (1994)).

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 cómo 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 cómo 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 producción industrial y tratar de determinar en qué 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 agregados¹. 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.

El trabajo complementa al análisis realizado por Jimeno y Campillo (1993) para la economía española, quienes analizan la misma cuestión mediante la metodología VAR estructural, utilizando series diferentes, así como otro nivel y criterio de agregación. Los resultados obtenidos no son muy dispares de los alcanzados por éstos autores.

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 mayor efecto sobre la variabilidad de la 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 mucho más 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 positiva en la actividad económica sectorial. La sección 3 expone el análisis factorial dinámico, la sección 4 ofrece los resultados y finalmente la sección 5 concluye. Dos apéndices finales ofrecen información detallada sobre los datos y el proceso de estimación del modelo expuesto en la sección 3.

2. Los datos y su comportamiento estadístico

En la aplicación que sigue a continuación se utilizan como series representativas del nivel de actividad económica los datos desagregados del Índice de Producción Industrial (IPI) del INE (base 1990) para el período 1975-1996. El total de 27 sectores disponibles fueron agre-

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

gados, utilizando las propias ponderaciones del IPI, a los 14 sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25 con el objeto de facilitar la comparación de resultados con otros estudios sectoriales (Goerlich (1994), Goerlich y Orts (1994, 1996)). El apéndice A1 ofrece la relación de sectores industriales originales del Índice de Producción Industrial, sus equivalencias con la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE-1974) y la ponderación de cada sector dentro del índice general. Así mismo se ofrecen las equivalencias entre los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25 y la CNAE (1974). Los datos originales fueron obtenidos del Boletín Estadístico del Banco de España en soporte magnético de diciembre de 1997 y fueron agregados trimestralmente mediante medias aritméticas simples².

La utilización de series con periodicidad trimestral responde al hecho de que una mayor o menor frecuencia presenta ventajas e inconvenientes a la hora de interpretar los resultados. Una menor frecuencia en los datos tiende a aliviar el problema asociado al hecho de que los *shocks* agregados pueden no afectar a todos los sectores al mismo tiempo, aumentando de esta forma la posibilidad de captarlos. Por el contrario, esta menor frecuencia incrementa la posibilidad de atribuir parte de la *correlación contemporánea* observada al *factor común*, ocultando de esta forma la importancia de los *shocks* específicos a cada sector. Por ello la frecuencia trimestral es probablemente la ideal para este tipo de estudio.

Para ilustrar la covariación positiva entre la actividad económica sectorial mencionada en la sección anterior se calculó la matriz de correlaciones entre las tasas de variación anual de las diversas series del IPI³. 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 más de la mitad de ellos significativamente diferentes de cero. A nivel más formal un contraste de multiplicadores de Lagrange (Breusch y Pagan (1980)) de la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones es diagonal, resulta altamente significativo.

² Goerlich (1997a) ofrece un conjunto más amplio de resultados, en concreto se utilizan también las series de Valor Añadido Bruto con periodicidad anual de García, Goerlich y Orts (1994) y las series del IPI con periodicidad mensual

³ Dichas tasas están definidas como una tasa trimestral de crecimiento sobre el mismo trimestre del año anterior y son aproximadas en la práctica mediante diferencias logarítmicas orden 4.

CUADRO 1
Matriz de correlaciones de las tasas de variación anual del IPI, 1976:1-1996 4.

Sectores	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	1.00	0.36	0.07	0.24	0.23	-0.10	0.10	-0.29	0.00	0.33	0.28	0.40	0.06	0.33
2	0.36	1.00	0.37	0.51	0.32	0.35	-0.10	0.04	0.27	0.06	0.22	0.30	0.33	0.16
3	0.07	0.37	1.00	0.53	0.68	0.44	0.32	0.50	0.53	0.18	0.30	0.14	0.45	0.51
4	0.24	0.51	0.53	1.00	0.39	0.24	0.17	0.18	0.22	0.35	0.61	0.28	0.48	0.36
5	0.23	0.32	0.68	0.39	1.00	0.41	0.24	0.51	0.67	0.14	0.35	0.15	0.56	0.44
6	-0.10	0.35	0.44	0.24	0.41	1.00	-0.03	0.48	0.35	-0.05	0.13	0.02	0.17	0.04
7	0.10	-0.10	0.32	0.17	0.24	-0.03	1.00	-0.04	0.08	0.13	0.04	0.26	0.13	0.23
8	-0.29	0.04	0.50	0.18	0.51	0.48	-0.04	1.00	0.41	0.07	0.08	-0.02	0.33	0.16
9	0.00	0.27	0.53	0.22	0.67	0.35	0.08	0.41	1.00	-0.02	0.33	0.13	0.45	0.20
10	0.33	0.06	0.18	0.35	0.14	-0.05	0.13	0.07	-0.02	1.00	0.28	0.14	0.25	0.17
11	0.28	0.22	0.30	0.61	0.35	0.13	0.04	0.08	0.33	0.28	1.00	0.15	0.36	0.37
12	0.40	0.30	0.14	0.28	0.15	0.02	0.26	-0.02	0.13	0.14	0.15	1.00	0.14	0.28
13	0.06	0.33	0.45	0.48	0.56	0.17	0.13	0.33	0.45	0.25	0.36	0.14	1.00	0.22
14	0.33	0.16	0.51	0.36	0.44	0.04	0.23	0.16	0.20	0.17	0.37	0.28	0.22	1.00

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

Chi-cuadrado 729.28

Grados de libertad 91

Nivel de significación 0.0000

Error estándar aproximado para los coeficientes de correlación 0.11

3. Análisis factorial dinámico

Un método natural para el análisis de la importancia relativa de los *shocks* agregados versus sectoriales es el denominado análisis factorial (Long y Plosser (1987), Cooper y Haltiwanger (1990), 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 que de aquí en adelante interpretaremos como el *shock* agregado, y aquella que es debida a perturbaciones específicas (u_{it}). Podemos escribir, por tanto,

$$\Delta y_t = \beta + \gamma c_t + u_t \quad [1]$$

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 período t , $t = 1, \dots, T$; $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_N)'$ 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 $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_N)'$ es el vector de parámetros de respuesta cíclica que miden la respuesta del sector i al *shock* agregado c_t . El signo estimado de 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 el *shock* agregado, mientras que un signo negativo indica lo contrario⁴.

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 correlacionados⁵ o

⁴Debe observarse que $\gamma = (\gamma_1, \dots, \gamma_N)$ sólo está identificado hasta una transformación ortogonal y por tanto hasta un cambio de signo. 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.

⁵A medida que la correlación entre *shocks* sectoriales aumenta resulta estadística-

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.

El análisis factorial estándar (Harman (1976)) supone que c_t y u_t no están correlacionados, tanto contemporánea como intertemporalmente, $Cov(c_t, u_{ts}) = 0 \forall i, t, s$; que c_t carece de correlación serial, $Cov(c_t, c_s) = 0 \forall t \neq s$; y que las perturbaciones específicas no están correlacionadas intertemporalmente y entre sectores, $Cov(u_{it}, u_{js}) = 0 \forall i \neq j \text{ o } \forall t \neq s$ y $Var(u_{it}) = \sigma_i^2$. Estos supuestos implican que Δy_t carece de correlación serial, lo cual no se cumple en nuestro caso, ya que las tasas de crecimiento del output sectorial presentan correlación serial positiva.

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), por lo que supondremos que

$$\emptyset(L) \cdot c_t = \eta_t \quad [2]$$

$$D(L) \cdot u_t = \varepsilon_t \quad [3]$$

donde L es el operador de retardos, $\emptyset(L)$ 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 η_t y ε_t son innovaciones.

El hecho de que γ sea constante restringe la función de impulso respuesta de Δy_t a η_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 intensidad⁶. Una posible interpretación económica de esta restricción es que aunque el origen de las fluctuaciones económicas sea múltiple, los *shocks* agregados tienen efectos dinámicos sobre las variables reales que son proporcionales. En la medida en que las series de actividad económica analizadas son todas ellas del sector industrial parece razonable suponer que los movimientos relativos en los componentes de Δy_t , en respuesta a los *shocks* agregados, son idénticos.

El modelo formado por las ecuaciones [1]-[3] constituye un modelo dinámico con un factor común no observable. Este tipo de modelos

mente más difícil distinguir entre éstos y un *shock* de carácter agregado. En el caso límite en el que la correlación fuera perfecta ambos tipos de *shocks* serían observacionalmente equivalentes

⁶Esta característica del modelo podría ser relajada si postuláramos $\gamma = \gamma(L)$.

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 utilizado 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 suponer que c_t y $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{2t})'$ no están correlacionados tanto contemporánea como intertemporalmente, $Cov(c_t, u_{ts}) = 0 \forall i, t, s$; 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 no estén correlacionadas de forma que

$$E \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} \cdot [\eta_s \varepsilon_s'] = \begin{cases} \Sigma = \text{diag}(\sigma_\eta^2, \sigma_{\varepsilon_1}^2, \dots, \sigma_{\varepsilon_n}^2) & \text{si } t = s \\ 0 & \text{si } t \neq s \end{cases}$$

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

Dicho supuesto de identificación implica suponer que sólo existen dos perturbaciones que afectan a cada sector, el *shock* agregado y el *shock* específico a dicho sector, y que los shocks específicos de otros sectores no afectan, tanto en el corto como en el largo plazo, al sector en cuestión, aunque sí afectarán obviamente al agregado. No obstante, hay varias razones por las que un *shock* sectorial puede afectar a otros sectores, ya sea a través de la existencia de *inputs* intermedios (Long y Plosser (1983)) o de la acumulación de existencias y externalidades de demanda (Cooper y Haltiwanger (1990)), lo que se conoce en la literatura como la hipótesis de transmisión intersectorial. El supuesto de identificación utilizado implica, por tanto, un rechazo a priori de esta hipótesis, por lo que si las relaciones intersectoriales son importantes tenderá a sobreestimar la varianza atribuida al *shock* agregado. En consecuencia los efectos agregados de *shocks* sectoriales estimados en este trabajo no se deben a la transmisión entre sectores de los *shocks* originados en cada sector, como en Jimeno y Campillo (1993), sino a la agregación de *shocks* específicos, lo que se conoce en la literatura como la hipótesis de impacto colectivo.

Si bien el modelo [1]-[3] ha sido formulado directamente en tasas de

crecimiento, es conveniente, sin embargo, preguntarse si deberíamos haberlo formulado en niveles. Es decir,

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma \tilde{c}_t + \tilde{u}_t \quad [4]$$

$$\tilde{\theta}(L) \cdot \tilde{c}_t = \eta_t \quad [5]$$

$$\tilde{D}(L) \cdot \tilde{u}_t = \varepsilon_t \quad [6]$$

Ésta 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)). Éste 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). Ésta no es, sin embargo, una hipótesis aceptable para nuestros datos y en consecuencia el modelo es reformulado en términos de tasas de crecimiento⁷. En concreto suponiendo que $\tilde{\theta}(L)$ y $\tilde{D}(L)$ pueden ser factorizados como $\tilde{\theta}(L) = \tilde{\theta}(L) \cdot \Delta$. y $\tilde{D}(L) = D(L) \cdot \Delta$. y llamando $u_t = \Delta \tilde{u}_t$ y $c_t = \Delta \tilde{c}_t$ es directo obtener el conjunto de ecuaciones [1]-[3] a partir del conjunto de ecuaciones [4]-[6].

El modelo [1]-[3], 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.

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 ϖ_i la participación del output del sector i en el *output* agregado⁸, entonces la tasa de

⁷Una 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 autorregresivos con componentes no observados y variables cointegradas.

⁸En la aplicación práctica ϖ_i son las ponderaciones de cada sector, dentro del agregado al nivel de los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25, convenientemente re-escaladas para que sumen la unidad. El apéndice A1 ofrece dichas ponderaciones.

crecimiento del output agregado puede expresarse como

$$\varpi' \Delta y_t = \varpi' \beta + \varpi' \gamma c_t + \varpi' u_t$$

donde $\varpi = (\varpi_1, \dots, \varpi_N)$ y obviamente $\sum_{i=1}^N \varpi_i = 1$. Los resultados agregados que se ofrecen en el trabajo se obtienen a partir del modelo [7].

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 factor común no observable, es decir, del *shock* agregado⁹.

El primer paso en el proceso de estimación del modelo [1]-[3] 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. Una vez el modelo ha sido estimado será posible construir una estimación de la evolución de los *shocks* de carácter agregado, ya que esta serie tiene una interpretación macroeconómica directa; este proceso se conoce en la literatura como alisado. El apéndice A2 ofrece los detalles técnicos de los procesos de estimación y alisado.

4. Resultados para las series del Índice de Producción Industrial

Este epígrafe presenta los resultados de estimar el modelo [1]-[3] para las series del 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, que muestran las variaciones en los niveles de producción sectorial y agregada que se

⁹En 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.

producen como consecuencia de *shocks* agregados y específicos a cada sector. Dichos resultados se encuentran recogidos en el Cuadro 2 y en el Gráfico 1; por su parte el cuadro 3 ofrece la estimación de los parámetros del modelo.

Un análisis preliminar, a partir de la estimación de un modelo factorial estático, reveló que dada la periodicidad trimestral de las series, eran necesarios valores de p y k hasta de orden 8 para recoger adecuadamente toda la dinámica presente en los datos. En concreto el polinomio $\emptyset(L) = 1 - \sum_{j=1}^8 \emptyset_j L^j$ se especificó con valores distintos de cero en los retardos 1, 2, 4, 6, 7 y 8; mientras que los polinomios $d_i(L) = 1 - \sum_{j=1}^8 d_{ij} L^j$ tomaron valores no nulos en los desfases 1, 4, 5 y 8; ello fue suficiente para generar errores de predicción no relacionados con los valores desfasados de Δy_t y de otros errores de predicción. Un contraste de *ratio* de verosimilitud del modelo estático frente a la dinámica postulada rechazó el modelo estático a cualquier nivel de significación¹⁰.

La inspección del Cuadro 2, que recoge la descomposición de la varianza del error de predicción a diversos horizontes, revela las siguientes conclusiones. En el largo plazo la proporción de la varianza explicada por el *shock* agregado es superior al 50% en la mitad de los sectores considerados, en ningún caso dicha proporción es inferior al 15%. La dinámica de corto plazo muestra que la importancia del *shock* agregado es mucho menor en horizontes inferiores al año y que dicha importancia crece a lo largo del tiempo de forma prácticamente uniforme en todos los sectores. Destaca el comportamiento del sector 5, Productos metálicos, donde la varianza sectorial explicada por el *shock* agregado es superior al 50%, tanto en el corto como en el largo plazo.

Desde una visión agregada los resultados son radicalmente diferentes, el factor común explica más del 80% de la variabilidad en la producción industrial a partir del primer año, lo que muestra la escasa importancia a nivel agregado de los *shocks* específicos a cada sector, que en ningún caso explican más del 40% de la variabilidad agregada¹¹.

¹⁰ A sugerencia de un evaluador anónimo se repitió todo el ejercicio considerando desviaciones de Δy_t respecto a medias de crecimiento anual diferentes para cada trimestre, pero ello no afectó a los resultados

¹¹ Obsérvese que dado el criterio de agregación y el hecho de que las tasas de crecimiento del *output* sectorial presentan correlaciones imperfectas, la variabilidad del agregado, medida por la desviación típica, será menor que la suma ponderada de las variabilidades sectoriales.

CUADRO 2
Descomposición de la Varianza. Porcentaje de la varianza atribuible al factor común

Sectores Industriales	IPI										
	Horizontes Trimestres										
	1	2	3	4	8	12	20	40	Infinito		
1 Energía	4 75%	6 28%	10 05%	15 35%	18 33%	20 54%	20 67%	20 84%	20 84%	20 84%	
2 Metales metálicos y siderometalurgia	13 16%	14 55%	19 97%	26 99%	32 49%	34 39%	33 91%	33 84%	33 84%	33 84%	
3 Metales y productos no metálicos	48 76%	58 46%	71 15%	80 37%	82 27%	83 05%	82 58%	82 34%	82 31%	82 31%	
4 Químico	24 65%	29 34%	40 02%	51 42%	57 34%	60 58%	60 73%	60 95%	60 96%	60 96%	
5 Productos metálicos	55 27%	60 31%	70 49%	78 87%	80 08%	82 21%	81 67%	81 71%	81 71%	81 71%	
6 Maquinaria	11 65%	15 32%	23 39%	33 25%	38 42%	33 90%	31 19%	28 46%	27 23%	27 23%	
7 Máquinas de oficina y otros	3 87%	6 10%	10 52%	16 47%	19 07%	21 41%	21 56%	21 73%	21 73%	21 73%	
8 Material eléctrico	23 06%	28 07%	38 95%	50 56%	55 58%	56 69%	56 13%	55 98%	55 97%	55 97%	
9 Material de transporte	25 34%	32 57%	45 39%	57 79%	59 37%	62 81%	62 26%	62 41%	62 42%	62 42%	
10 Alimentación	3 19%	4 65%	7 88%	12 44%	14 03%	15 77%	15 83%	15 96%	15 96%	15 96%	
11 Textil, vestido y calzado	20 89%	23 69%	32 05%	41 82%	45 13%	49 15%	49 33%	49 58%	49 58%	49 58%	
12 Papel y derivados	4 44%	5 61%	8 76%	13 24%	15 19%	16 70%	16 47%	16 53%	16 53%	16 53%	
13 Caucho y plásticos	26 43%	33 49%	46 24%	58 55%	61 74%	65 34%	65 60%	65 84%	65 84%	65 84%	
14 Madera, corcho y otras manufacturas	16 59%	22 24%	33 11%	44 97%	50 67%	54 58%	54 87%	55 13%	55 13%	55 13%	
Agregado	60 13%	67 44%	77 67%	84 95%	87 04%	88 42%	88 40%	88 45%	88 43%	88 43%	

Por lo tanto los resultados muestran que a nivel sectorial los *shocks* sectoriales tienden a dominar la variabilidad de la producción en el corto plazo, pero a medio y largo plazo la importancia del *shock* agregado aumenta y se muestra como predominante en la mitad de sectores analizados, lo que en términos de su peso dentro del índice general representa algo más del 50% del total de la producción. Desde el punto de vista agregado observamos una mayor importancia del factor común, tanto en el corto como sobre todo en el largo plazo, ello sugiere que los efectos agregados de los *shocks* específicamente sectoriales son reducidos de forma que en el agregado el factor común aparece como predominante a la hora de explicar la variabilidad de la producción económica agregada.

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 niveles¹², que se origina como consecuencia de un *shock*, agregado o sectorial, de magnitud igual a la desviación típica de sus innovaciones y, en el caso del *shock* agregado, afectado por el parámetro de respuesta cíclica. Al contrario de la información ofrecida en el Cuadro 2, que descompone las fluctuaciones de la actividad económica, las funciones de impulso-respuesta ilustran la respuesta del nivel de actividad económica ante diversos tipos de *shocks*.

En general las funciones de impulso-respuesta a nivel sectorial tienden a confirmar los resultados anteriores¹³, así en aquellos sectores en los que el *shock* agregado muestra una mayor importancia según los resultados del Cuadro 2 se observa un mayor efecto a largo plazo de dicho *shock*, por el contrario en el corto plazo el efecto acumulado de los *shocks* sectoriales es superior al efecto acumulado del *shock* agregado, excepción hecha de los sectores 3, Minerales y productos no metálicos, y 5, Productos metálicos. Ambos tipos de *shocks* muestran una acusada evolución cíclica, que en general se percibe de forma más clara en lo que hace referencia al factor común.

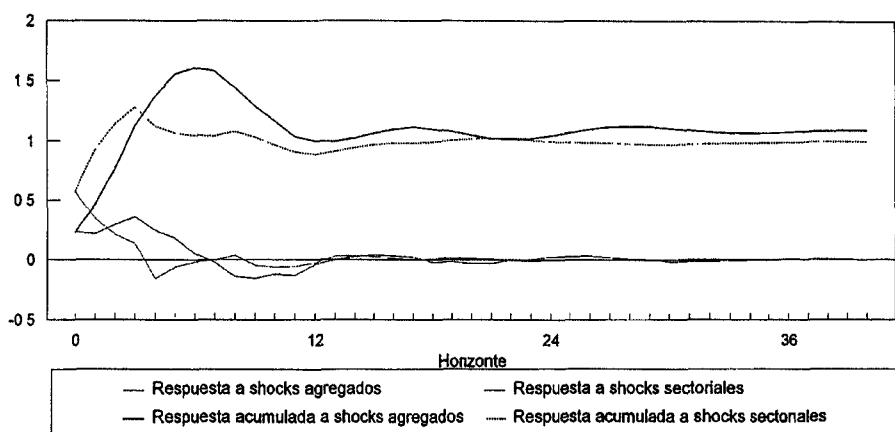
Las funciones de impulso-respuesta agregadas se muestran en el Gráfico 1. En él observamos que el efecto a largo plazo sobre el nivel de la actividad económica agregada de ambos tipos de *shocks* es muy similar, siendo ligeramente superior para el *shock* agregado, el efecto acumula-

¹² Niveles medidos en logaritmos, para ser exactos.

¹³ Dichas funciones no se ofrecen por razones de espacio, pero están disponibles si se solicitan al autor.

do sobre la producción es en este caso de 1.1 frente a un efecto unitario debido a los *shocks* sectoriales. Se observa, no obstante, que a corto plazo los *shocks* de carácter sectorial tienen un mayor efecto sobre el nivel de actividad económica agregada, lo que es debido en parte al mayor impacto inicial de este tipo de perturbaciones. Obsérvese que el agregado en una combinación convexa de los diferentes sectores [7], por lo que el efecto agregado de *shocks* sectoriales considera simultáneamente un *shock* en todos y cada uno de los sectores analizados. La importancia a nivel agregado de los *shocks* específicos a cada sector hubiera sido mucho menor si hubiéramos considerado los efectos sector a sector, tal y como hacen, por ejemplo, Jimeno y Campillo (1993).

GRÁFICO 1
Función de Impulso Respuesta Agregada



Así, pues, aunque el factor común parece contribuir en mucha mayor medida a la variabilidad de la producción industrial agregada, el efecto a largo plazo sobre el nivel de actividad económica de ambos tipos de *shocks* es similar.

El Cuadro 3 ofrece la estimación de los parámetros de respuesta cíclica, $\gamma_i, i = 1, \dots, 14$, y confirma el carácter procíclico de la actividad económica sectorial. Todos los parámetros estimados son positivos y altamente significativos. Muestra, así mismo, el menor efecto de impacto que el *shock* agregado tiene sobre los sectores 1, Energía; 7, Máquinas de oficina; 10, Alimentación, y 12, Papel y derivados; lo que indica la menor sensibilidad de estos sectores respecto al estado general de la economía¹⁴.

¹⁴Recuérdese que la función de impulso-respuesta de Δy_t a η_t es proporcional entre

CUADRO 3
Análisis Factorial Dinámico: Parámetros de respuesta cíclica
y desviación típica de las innovaciones de los *shocks* sectoriales

Sectores Industriales NACE-CLIO R25	γ	SD(u)
1 Energía	0.16 (0 06)	0.70 (0 06)
2 Minerales metálicos y siderometalurgia	0 22 (0.07)	0.57 (0.05)
3 Minerales y productos no metálicos	0.39 (0.06)	0.40 (0.04)
4 Químico	0.30 (0.06)	0.52 (0.05)
5 Productos metálicos	0.37 (0.05)	0.34 (0.04)
6 Maquinaria	0 21 (0.06)	0.56 (0.05)
7 Máquinas de oficina y otros	0.15 (0.06)	0 75 (0.06)
8 Material eléctrico	0 27 (0.06)	0.50 (0 04)
9 Material de transporte	0.28 (0 05)	0.48 (0 04)
10 Alimentación	0.17 (0 07)	0.78 (0 06)
11 Textil, vestido y calzado	0.26 (0.06)	0 50 (0.04)
12 Papel y derivados	0 15 (0.08)	0 69 (0.06)
13 Caucho y plásticos	0.25 (0 05)	0 43 (0 04)
14 Madera, corcho y otras manufacturas	0.26 (0.06)	0.58 (0 05)
Media	0.24	0.56
Error estándar	(0.08)	(0 13)

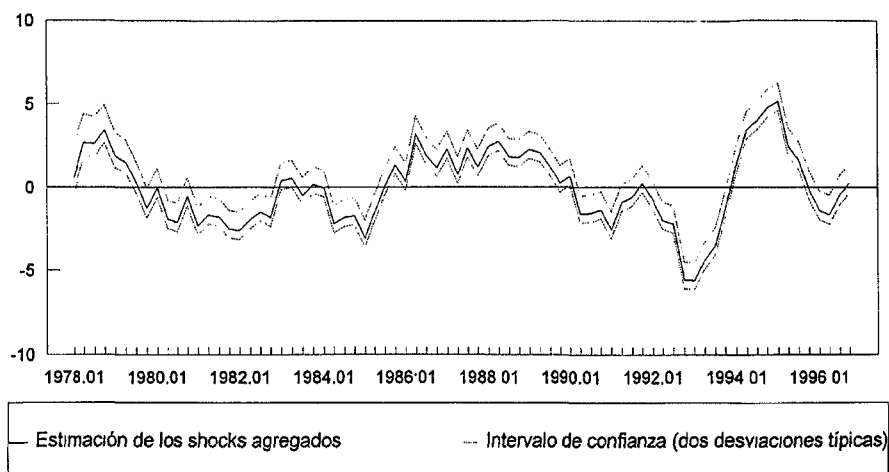
El Cuadro 3 también muestra las desviaciones típicas estimadas de las innovaciones de los *shocks* sectoriales. Todas son altamente significativas y menores, en términos relativos, que la innovación del factor común que fue normalizada a la unidad. Destaca también el hecho de que los sectores con menor efecto de impacto del *shock* agregado

sectores y que los factores de proporcionalidad vienen determinados por los elementos de γ , de forma que cuanto mayor sea el efecto de impacto del *shock* agregado mayor será, también, su efecto de largo plazo.

son precisamente aquéllos con una mayor desviación típica de la innovación del *shock* sectorial, lo que explica la mayor contribución de estos *shocks* a la variabilidad en la producción sectorial, tal y como se ilustra en el Cuadro 2.

Finalmente el Gráfico 2 muestra los valores estimados de los *shocks* agregados (así como un intervalo de ± 2 desviaciones típicas) obtenidos mediante alisado tal y como se expone en el apéndice A2. La estimación del factor común muestra una predominancia de *shocks* negativos en los subperíodos 1980-86, 1990-94 y el último año de la muestra, y un predominio de *shocks* positivos en los restantes subperíodos.

GRÁFICO 2
Shocks Agregados



De esta forma la estimación del *shock* agregado muestra el paso desde una expansión inicial a finales de los 70 a un período de recesión que dura hasta mediados de los 80 y que da lugar a otra expansión moderada en los años siguientes. El gráfico muestra igualmente el impacto del *shock* agregado de demanda de los años 90, que en la industria alcanzó su punto más bajo a finales del 92 y la consiguiente expansión posterior. A grandes rasgos la evolución del factor común se corresponde, como era de esperar, con la evolución cíclica de la economía española para el período de estudio (INE (1994)).

Resultados similares son obtenidos por Jimeno y Campillo (1993) mediante la utilización de modelos VAR estructurales, una agregación diferente de sectores del Índice de Producción Industrial y otros supuestos de identificación.

5. Conclusiones

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

Los resultados indican, a grandes rasgos, que a nivel sectorial los *shocks* sectoriales tienden a dominar la variabilidad de la producción en el corto plazo, pero a medio y largo plazo la importancia del *shock* agregado aumenta y se muestra como predominante en la mitad de los sectores analizados. A nivel agregado, por el contrario, se observa una mayor importancia del factor común, tanto en el corto como en el largo plazo, lo que indica que los efectos agregados de los *shocks* sectoriales no son muy importantes, sobre todo si se considera el efecto individual de cada sector sobre el agregado. Ambos tipos de *shocks* muestran una acusada evolución cíclica, más evidente en lo que hace referencia al factor común. Estas conclusiones coinciden con los resultados obtenidos por Jimeno y Campillo (1993) mediante la utilización de técnicas VAR estructurales.

Las implicaciones de estos resultados son dobles, en primer lugar si el efecto agregado de los *shocks* sectoriales es reducido y son los *shocks* agregados los determinantes de las fluctuaciones económicas a nivel agregado, entonces no es necesario acudir a modelos multisectoriales (Long y Plosser (1983)) para explicar los ciclos macroeconómicos¹⁵. En segundo lugar, y puesto que los *shocks* sectoriales aparecen como más relevantes al nivel de cada sector, sobre todo en el corto plazo, los modelos macroeconómicos con un único *shock* no son lo suficientemente ricos para explicar la dinámica económica a nivel sectorial, que estará determinada fundamentalmente por condiciones locales y expectativas en el entorno del propio sector.

Por otra parte, el trabajo confirma el carácter procíclico de la actividad económica y la estimación del factor común se corresponde, en líneas generales, con la evolución cíclica de la economía española para el período de estudio.

¹⁵ Esta implicación debe ser matizada por el hecho de que el supuesto de identificación utilizado por el modelo rechaza *a priori* la hipótesis de transmisión intersectorial, por lo que si las relaciones intersectoriales son importantes el efecto agregado de los *shocks* sectoriales habrá sido infravalorado.

Finalmente señalar algunas direcciones en las que el presente trabajo debe ser continuado. Por una parte es necesario estudiar la sensibilidad de los resultados a distintos indicadores de actividad, diferentes criterios de agregación y periodicidad en los datos, ya que como se ha indicado la frecuencia muestral es un aspecto clave a la hora de identificar la existencia y magnitud de los *shocks* sectoriales y agregados. Esta ampliación está siendo objeto de estudio en la actualidad. Por otra parte 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. Por último la restricción de linealidad implícita en los VAR debe ser relajada.

Apéndice A1

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

CUADRO A.1
Equivalencias sectoriales

Sectores Industriales NACE-CLIO R25	CNAE (1974)
1 Energía	11-16
2 Minerales metálicos y siderometalurgia	21, 22
3 Minerales y productos no metálicos	23, 24
4 Químico	25
5 Productos metálicos	31
6 Maquinaria	32
7 Máquinas de oficina y otros	32, 39
8 Material eléctrico	34, 35
9 Material de transporte	36-38
10 Alimentación	41, 42
11 Textil, vestido y calzado	43-45
12 Papel y derivados	47
13 Caucho y plásticos	48
14 Madera, corcho y otras manufacturas	46, 49

El Cuadro A2 ofrece los sectores industriales del Índice 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-1974) y la ponderación de cada sector dentro del índice general. Dichas ponderaciones fueron obtenidas del Boletín Trimestral de Coyuntura (Instituto Nacional de Estadística) número 62 de diciembre de 1996.

El sector 49 de la CNAE (1974), Otras industrias manufactureras, no estaba disponible para el total de la muestra en los datos del Índice 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 ponderaciones de cada sector dentro del agregado al nivel de los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25 y que fueron utilizadas en la construcción de los efectos agregados.

Apéndice A2: Representación en el espacio de estado y estimación del modelo

Definiendo como vector de variables de estado

$$z_t = \begin{bmatrix} c_t \\ \vdots \\ c_t - p + 1 \\ u_t \\ \vdots \\ u_t - k + 1 \end{bmatrix} \text{ y eligiendo}$$

$$B = \left[\begin{array}{cccc|cccc} \emptyset_1 & \cdots & \emptyset_{p-1} & \emptyset_p & & & & \\ 1 & \cdots & 0 & 0 & & & & \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & & & & \\ 0 & \cdots & 1 & 0 & & & & \\ \hline & & & 0 & & & & \end{array} \right] \text{ y } W_t = \begin{bmatrix} \eta_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$\left[\begin{array}{cccc|cccc} & & & 0 & & & & \\ D_1 & \cdots & D_{k-1} & D_k & & & & \\ I_N & \cdots & 0 & 0 & & & & \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & & & & \\ 0 & \cdots & I_N & 0 & & & & \end{array} \right]$$

donde I_N es la matriz de identidad $N \times N$ y $D_i = \text{diag}(d_{1i}, \dots, d_{N_i})$. Entonces podemos escribir la ecuación de transición como

$$z_t = B \cdot z_{t-1} + W_t \quad [A1]$$

CUADRO A.2
Equivalencias sectoriales

Sectores Industriales Índice de Producción Industrial	CNAE (1974)	Ponderación
1 Extracción y preparación de combustibles sólidos y coquerías	11	2.090%
2 Extracción de petróleo	12	0.253%
3 Refino de petróleo	13	1.304%
4 Extracción de minerales radioactivos	14	0.008%
5 Producción de energía eléctrica y fabricación de gas	15	13.075%
6 Extracción y preparación de minerales metálicos	21	0.311%
7 Producción y primera transformación de metales	22	3.564%
8 Extracción de minerales no metálicos ni energéticos	23	1.186%
9 Industria de productos minerales no metálicos	24	6.346%
10 Industria química	25	8.746%
11 Fabricación de productos metálicos (excepto máquinas y material de transporte)	31	7.710%
12 Construcción de maquinaria y equipo mecánico	32	4.046%
13 Construcción de máquinas de oficina	33	3.472%
14 Construcción de maquinaria y material eléctrico	34	3.472%
15 Fabricación de material electrónico (excepto ordenadores)	35	2.412%
16 Construcción de vehículos automóviles	36	7.621%
17 Construcción naval	37	0.481%
18 Construcción de otro material de transporte	38	1.261%
19 Fabricación de instrumentos de precisión, óptica y similares	39	0.363%
20 Industrias de productos alimenticios, bebidas y tabaco	41-42	14.114%
21 Industria textil	43	2.911%
22 Industria del cuero	44	0.605%
23 Industria del calzado y vestido y otras confecciones textiles	45	3.210%
24 Industrias de la madera, corcho y muebles de madera	46	3.603%
25 Industrias del papel, artes gráficas y edición	47	6.295%
26 Industrias de transformación del caucho y materiales plásticos	48	3.815%
27 Otras industrias manufactureras	49	0.818%

La correspondiente ecuación de medida es obtenida re- escribiendo la ecuación [1]

$$\Delta y_t = \beta + [\gamma \ 0...0 \ I_N \ 0...0] \cdot z_t = \beta + H \cdot z_t \tag{A2}$$

El sistema de ecuaciones [A1] y [A2] constituye la representación en el 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 tal que $R \cdot \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix} = w_t$.

CUADRO A 3
Ponderaciones utilizadas en la agregación

Sectores Industriales NACE-CLIO R25	Ponderaciones IPI
1 Energía	16 868%
2 Minerales metálicos y siderometalurgia	3.907%
3 Minerales y productos no metálicos	7 594%
4 Químico	8 818%
5 Productos metálicos	7.774%
6 Maquinaria	4.079%
7 Máquinas de oficina y otros	0.748%
8 Material eléctrico	5.933%
9 Material de transporte	9 440%
10 Alimentación	14 231%
11 Textil, vestido y calzado	6 782%
12 Papel y derivados	6 347%
13 Caucho y plásticos	3.847%
14 Madera, corcho y otras manufacturas	3 633%
Suma	100 000%

Como es habitual la representación en el espacio de estados ofrecida por las ecuaciones [A1] y [A2] 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 $\Delta y_t, \gamma c_t$ y u_t mediante $D(L)$ en la ecuación [1] 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 que 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 $\Sigma_{t|s} = Cov(z_t | \Delta y_1, \dots, \Delta y_s)$ las ecuaciones de predicción del filtro de Kalman para nuestro modelo particular son¹⁶

$$z_{t|t-1} = B \cdot z_{t-1|t-1} \quad [A3]$$

$$\Sigma_{t|t-1} = B \cdot \Sigma_{t-1|t-1} \cdot B' + \Sigma_w \quad [A4]$$

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

$$z_{t|t} = z_{t|t-1} + \Sigma_{t|t-1} \cdot H' F_t^{-1} \cdot v_t \quad [A5]$$

$$\Sigma_{t|t} = \Sigma_{t|t-1} - \Sigma_{t|t-1} \cdot H' F_t^{-1} H \cdot \Sigma_{t|t-1} \quad [A6]$$

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 [A1] y [A2] 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

$$\ln L(\theta) = -\frac{NT}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [\ln(\det(F_t)) + v_t' F_t^{-1} v_t] \quad [A7]$$

donde θ es un vector que recoge todos los parámetros que deben ser estimados.

¹⁶ Ecuaciones para modelos más generales pueden encontrarse en Harvey (1989) o Lütkepohl (1991).

La ecuación [A7] puede ser maximizada sobre el espacio paramétrico por los métodos numéricos habituales¹⁷.

En ocasiones la reconstrucción del vector no observable de variables de estado a partir de toda la información muestral, $\Delta y_t, \dots, \Delta y_T$, puede ser de interés; en nuestro caso ofrecemos la estimación de la evolución de los *shocks* de carácter agregado. Obsérvese que, por construcción, éstas 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 $z_{t|T}$ y $\Sigma_{t|T}$, $t < T$. Este cálculo es lo que se conoce en la literatura como alisado (smoothing) y sus ecuaciones vienen dadas, para unos valores finales de $z_{T|T}$ y $\Sigma_{T|T}$ proporcionados por [A5] y [A6], por

$$z_{t|T} = z_{t|t} + S_t \cdot (z_{t+1|T} - z_{t+1|t}) \quad [A8]$$

$$\Sigma_{t|T} = \Sigma_{t|t} - S_t \cdot [\Sigma_{t+1|t} - \Sigma_{t+1|T}] \cdot S_t' \quad [A9]$$

donde $S_t = \Sigma_{t|t} B' \Sigma_{t+1|t}^{-1}$ es la matriz de alisado de Kalman¹⁸. A partir de [A8] se puede obtener $c_{t|T} = e'_{z_{t|T}}$, siendo e la primera columna de la matriz identidad de orden $p + (N \times k)$ ¹⁹.

¹⁷La 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 en este trabajo (Goerlich (1997b)).

¹⁸Estas 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))

¹⁹Alternativamente podríamos reconstruir el shock agregado a partir de información sólo hasta el período t , $c_{t|t} = e'_{z_{t|t}}$, donde $z_{t|t}$ se obtiene a partir del filtro de Kalman, tal y como sugieren Stock y Watson (1989, 1991) en la construcción de su índice coincidente de actividad económica. En el presente caso parece razonable utilizar toda la información muestral en la reconstrucción del factor común

Referencias

- Anderson, B.D.O. y J.B. Moore (1979), *Optimal Filtering*, Englewood Cliffs, NJ, Prentice-Hall.
- Blanchard, O.J. (1989): "A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations", *American Economic Review* 79, pp. 1146-1164.
- Blanchard, O.J. y N. Kiyotaki (1987): "Monopolistic competition and the effects of aggregate demand", *American Economic Review* 77, pp. 647-666.
- Blanchard, O.J. y D. Quah (1989): "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review* 79, pp. 655-673.
- Breusch, T.S. y A.R. Pagan (1980): "The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics", *Review of Economic Studies* 47, pp. 239-253.
- Burns, A.F. y W.C. Mitchell (1947), *Measuring Business Cycles*, New York, National Bureau of Economic Research.
- Cooper, R. y J. Haltiwanger (1990): "Inventories and the propagation of sectoral shocks", *American Economic Review* 80, pp. 170-190.
- Costa, M., A. Gardini y P. Paruolo (1997): "A reduced rank regression approach to tests of asset pricing", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59, pp. 163-181.
- Costello, D. (1993): "A cross-country, cross-industry comparisons of productivity growth", *Journal of Political Economy* 101, pp. 207-222.
- Diebold, F.X. y G.D. Rudebusch (1994): "Measuring business cycles: A modern perspective", NBER Working Paper 4643.
- Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987): "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- Fisher, S. (1977): "Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule", *Journal of Political Economy* 85, pp. 191-295.
- Galí, J. (1992): "How well does the IS-LM model fit postwar US data", *Quarterly Journal of Economics* 107, pp. 709-738.
- García, S., F.J. Goerlich y V. Orts (1994): "Macromagnitudes básicas a nivel sectorial de la industria española: series históricas", *Economía Industrial* 299, pp. 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, pp. 365-383.
- Goerlich, F.J. (1994): "Comportamiento cíclico de la productividad en la industria: shocks de oferta versus shocks de demanda", *Investigaciones Económicas* 18, pp. 491-515.
- Goerlich, F.J. (1997a): "Shocks agregados versus shocks sectoriales: un análisis factorial", Documento de Trabajo WP- EC 97-05, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Goerlich, F.J. (1997b): "Dynamic factor analytic model estimation using DYNFAC. A guide for users", Versión 1.1, Documento de Trabajo WP- EC 97-06, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

- Goerlich, F.J. y V. Orts (1994): "Margen entre precio y coste marginal y economías de escala en la industria española (1964-1989)", *Revista de Economía Aplicada* 2, pp. 29-53.
- Goerlich, F.J. y V. Orts (1996): "Economías de escala, externalidades y atesoramiento de trabajo en la industria española (1964-1989)", *Revista de Economía Aplicada* 4, pp. 151-166.
- Harman, H.H. (1976), *Modern Factor Analysis*, Chicago, University of Chicago Press, Third Edition.
- Harvey, A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey, A.C., F.J. Fernández-Macho y J.H. Stock (1987): "Forecasting and interpolation using vector autoregressions with common trends", *Annales d'Economie et de Statistique* 6-7, pp. 279-288.
- INE (1994), *Sistema de indicadores cíclicos de la economía española. metodología e índices sintéticos de adelanto, coincidencia y retraso*, Instituto Nacional de Estadística. Madrid.
- Jimeno Serrano, J.F. y M. Campillo Pita (1993): "La importancia de los *shocks* agregados y de los *shocks* microeconómicos en la economía española", *Revista Española de Economía* 10, pp. 321-348.
- King, R.G., C.I. Plosser, J.H. Stock y Watson, M.W. (1991): "Stochastic trends and economic fluctuations", *American Economic Review* 81, pp. 819-840.
- King, M., E. Sentana y S. Wadhwani (1994): "Volatility and links between national stock markets", *Econometrica* 62, pp. 901-933.
- Kydland, F.E. y E.C. Prescott (1982): "Time to build and aggregate fluctuations", *Econometrica* 50, pp. 1345-1370.
- Lee, K.C., M.H. Pesaran y R.G. Pierse (1992): "Persistence of *shocks* and their sources in a multisectoral model of UK output-growth", *Economic Journal* 102, pp. 342-356.
- Lee, K.C. y M.H. Pesaran (1993): "Persistence profiles and business cycle fluctuations in a disaggregated model of U.K. output growth", DAE Working Paper 9305, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- Long, J.B. y C.I. Plosser (1983): "Real business cycles", *Journal of Political Economy* 91, pp. 39-69.
- Long, J.B. y C.I. Plosser (1987): "Sectoral vs. aggregate *shocks* in the business cycle", *American Economic Review* 77, pp. 333-336.
- Lucas, R.E. Jr. (1972): "Expectations and the neutrality of money", *Journal of Economic Theory* 4, pp. 103-124.
- Lucas, R.E. Jr. (1973): "Some international evidence on output-inflation tradeoffs", *American Economic Review* 63, pp. 326-334.
- Lütkepohl, H. (1991), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag, Berlin.
- Nelson, C.R. y C.I. Plosser (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics* 10, pp. 139-162.

- Pesaran, M.H., R.G. Pierse y K.C. Lee (1993): "Persistence, cointegration, and aggregation. A disaggregated analysis of output fluctuations in the U.S economy", *Journal of Econometrics* 56, pp. 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, pp. 285-310.
- Romer, C.D. (1991): "The cyclical behavior of individual production series, 1889-1984", *Quarterly Journal of Economics* 106, pp. 1-31.
- Sargent, T.J. y C.A. Sims (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* pp. 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, pp. 118-124.
- Shapiro, M.D. y M.W. Watson (1988): "Sources of business cycle fluctuations", en NBER *Macroeconomics Annual*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- Sims, C. (1980): "Macroeconomics and reality", *Econometrica* 48, pp. 1-48.
- Stock, J. H. y M.W. Watson (1989): "New indexes of coincident and leading economic indicators", National Bureau of Economic Research, *Macroeconomics Annual*, pp. 351-394.
- Stock, J.H. y M.W. Watson (1991): "A probability model of the coincident economic indicators", in K. Lahiri y G. H. Moore (Eds.) *Leading Economic Indicators. New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, Cambridge. Chapter 4, pp. 63-89.
- Stock, J.H. y M.W. Watson (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, pp. 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.
- Stockman, A.C. (1988): "Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven european countries", *Journal of Monetary Economics* 21, pp. 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 R.F. Engle (1983): "Alternative algorithms for the estimation of dynamic factor, mimic and varying coefficient models", *Journal of Econometrics* 15, pp. 385-400.

Abstract

This work presents a simple exercise aimed at decomposing the variance of the desaggregated Industrial Production series into the proportion that is due to sector-specific shocks and the proportion due to an aggregate shock using dynamic factor models with an unobservable common factor (single index models). The results show that the sectoral effects of sector-specific shocks dominate to the sectoral effects of an aggregate shock in the short run, while in the longer run the aggregate shock has a greater impact on the variability of the economic activity at the sectoral level. On the other hand, the aggregate effect of the sector-specific shocks is much weaker.