

Fluctuaciones cíclicas, *shocks* y asimetrías. Un análisis desagregado para las regiones e industrias españolas

Cyclic fluctuations, shocks and asymmetries. A disaggregated analysis for spanish regions and industries

Mercè Sala Ríos

Mariona Farré

Teresa Torres Solé

Universidad de Lleida

Recibido, Mayo de 2010; Versión final aceptada, Abril de 2011.

Palabras clave: Fluctuaciones cíclicas, Shocks industriales, Shocks territoriales, Asimetría, Output industrial, Regiones.

Keywords: Cyclical fluctuations, Industrial shocks, Country shock, Asymmetry, Industrial output, Regions.

Clasificación JEL: E32, L60, R11

RESUMEN

Este trabajo utiliza datos desagregados territorial y sectorialmente para evaluar la importancia de las fuentes y de las perturbaciones sobre la fluctuación del *output* industrial de las regiones españolas. Los objetivos del estudio son tres. En primer lugar, conocer las fuentes de las fluctuaciones del *output* industrial en las regiones españolas. En segundo lugar, evaluar qué porcentaje de la variación total de las innovaciones industriales está correlacionada con *shocks* industriales o con *shocks* territoriales. Por último, estudiar el mayor o menor grado de asimetría de los *shocks* industriales y de los *shocks* territoriales. Las conclusiones tienden a mostrar que las fuentes de las fluctuaciones cíclicas de la industria española están condicionadas por la localización de las industrias. En cambio, los *shocks* imprevistos afectan más a las industrias del mismo sector que a las de la misma región. Ni los *shocks* industriales ni los territoriales confieren un grado de simetría significativo a los ciclos regionales de la economía española.

ABSTRACT

This paper uses regional and industrial disaggregated data to assess the importance of sources and disturbances on industrial output fluctuation across Spanish regions. The aims of the study are three. First, identify the sources of industrial output fluctuations across Spanish regions. Second, compute how much of the total variance of industry innovations is explained by country shocks rather than by industry-specific shocks. Finally, analyse the degree of asymmetry of industry and country shocks. The results point to the fact that the sources of

cyclical fluctuations in Spanish industry are conditioned by the location of industries. However, shocks affect more industries in the same sector than to those of the same region. Neither industrial nor territorial shocks confer a significant degree of symmetry to regional cycles of Spanish economy.

1. INTRODUCCION

El actual proceso de crisis ha incrementado la investigación teórica y empírica sobre los ciclos económicos. En su día la creación de la Unión Económica y Monetaria (UEM) fue la que reabrió el interés en el estudio del tema relacionando los procesos de integración con el grado de sincronización de los ciclos¹. El debate no está cerrado y si bien los análisis agregados han proliferado, no podemos decir lo mismo de los que trabajan a escala desagregada que es precisamente donde se encuadra el estudio que presentamos.

Para la economía española y en el ámbito agregado, podemos destacar trabajos como los de Dolado et al. (1993), que analizan el ciclo de la economía española para el periodo 1970-1991 y Doménech y Gómez (2005), que lo hacen para 1970 e inicios de 2003. Por su parte, Borondo et al. (1999)² estudian la relación del ciclo español con el de los países de la UEM y Barrios y De Lucio (2003) se ocupan de la convergencia cíclica entre España y Portugal. En ambos casos los resultados tienden a mostrar un incremento de la sincronía cíclica de España con los países europeos.

Pérez et al. (2007) en un estudio sobre las variaciones observadas en el ciclo económico español tras el proceso de integración, indican que la economía española reacciona con mayor intensidad a los *shocks* mundiales, especialmente europeos, que a los internos. Gardeazábal e Iglesias (2000) revisan las relaciones de causalidad entre los componentes cíclicos del PIB de los países del G7 y de España. Mediante un enfoque econométrico robusto y muy adecuado para evitar resultados espúreos, llegan a la conclusión de que sólo existe una causalidad instantánea entre los ciclos español, francés e italiano y que las fluctuaciones cíclicas de EEUU y Alemania sólo le influyen de forma indirecta.

- 1 Existe un gran número de trabajos relativos a la UEM que se preguntan acerca del grado de sincronización de los ciclos. Véase, por ejemplo, Tondl y Traistaru-Siedschlag (2006); Böwer y Guillemineau (2006); Afonso y Furcery (2007a y b); Acedo y De Haan (2008); Camacho et al. (2008); Gouveia y Correia (2008); Hughes Hallet y Richter (2008); Artis et al. (2009). Para una revisión de los trabajos De Haan et al. (2008).
- 2 En él encontramos una revisión de la principal literatura sobre las fluctuaciones cíclicas de la economía española desde inicios de los años noventa.

Las fluctuaciones cíclicas en los sectores industriales españoles se recoge en García-Carro et al. (2002), Jimeno y Campillo (1993) o Goerlich-Gisbert (1999). El sector servicios se incorpora en el análisis que realizan Cuadrado y Ortiz (1999).

A escala desagregada la literatura es menos abundante. Podemos nombrar por ejemplo los trabajos de De la Fuente (2002) y de Gadea et al. (2007). Respecto a éstas y otras aportaciones, nuestra propuesta resulta innovadora porque contrariamente a la mayoría de las investigaciones, no nos preocupa llegar a cuantificar el grado de sincronización, sino que utilizando datos desagregados, analizamos la importancia de las fuentes y de las perturbaciones sectoriales y territoriales, sobre la fluctuación del *output* industrial de las regiones españolas. Consideramos que los resultados pueden ser de interés a la hora de valorar posibles actuaciones de política económica. El tipo de medidas e incluso los instrumentos han de ser distintos si es el territorio el que domina las fluctuaciones o si por el contrario es la industria.

Los objetivos concretos del estudio son tres. En primer lugar, conocer las fuentes de las fluctuaciones del *output* industrial en las regiones españolas. Nos preguntamos en qué medida el crecimiento de una determinada industria de una determinada región está relacionado con factores específicos de la industria o de la región. En segundo lugar, queremos evaluar qué porcentaje de la variación total de las innovaciones industriales está correlacionada con *shocks* o perturbaciones específicas de la propia industria (*shocks* industriales) o con *shocks* o perturbaciones específicas del territorio (*shocks* territoriales). Por último, pretendemos estudiar el mayor o menor grado de asimetría de los *shocks* industriales y de los *shocks* territoriales³.

Las conclusiones tienden a mostrar que las fuentes de las fluctuaciones cíclicas de la industria española vienen muy condicionadas por la localización de las industrias. En cambio, los *shocks* imprevistos afectan más a las industrias del mismo sector que a las de la misma región. Asimismo, el análisis de la asimetría revela que ni los *shocks* industriales ni los territoriales confieren un grado de simetría significativo a los ciclos regionales de la economía española.

El trabajo se estructura en seis apartados, tras esta introducción. En el segundo se exponen y justifican las regiones, industrias, período de análisis y fuentes estadísticas que se utilizan en el posterior análisis empírico. En el tercero se estudian las fuentes cíclicas del *output* industrial regional. El cuarto y el quinto analizan respectivamente, la correlación de las perturbaciones o *shocks* industriales y territoriales con las innovaciones del *output* y el grado de asimetría de dichos *shocks*. Las principales conclusiones cierran el estudio.

3 Los *shocks* sectoriales afectan a una industria en el contexto de todas las regiones. Los *shocks* territoriales afectan a todas las industrias de una determinada región. Un *shock* asimétrico se define como aquella perturbación que afecta el *output* de dos países en direcciones opuestas.

2. FUENTES ESTADÍSTICAS Y DESCRIPTIVOS POR PAÍSES Y SECTORES

El análisis se realiza a nivel desagregado a partir índice de producción industrial (IPI) mensual desestacionalizado⁴ para 2002:1–2009:1, de un total de 21 industrias manufactureras (Cuadro 1) y 17 regiones. Éstas son las 17 comunidades autónomas que se corresponden a la nomenclatura NUTS2 de Eurostat: Andalucía (54), Aragón (55), Asturias (Principado de) (56), Balears (Illes) (57), Canarias (58), Cantabria (59), Castilla y León (60), Castilla-La Mancha (61), Cataluña (62), Comunidad Valenciana (63), Extremadura (64), Galicia (65), Madrid (Comunidad de) (66), Murcia (Región de) (67), Navarra (Comunidad Foral de) (68), País Vasco (69), Rioja (La) (70).

Los datos han sido proporcionados por el Instituto Nacional de Estadística (INE)⁵. A este nivel de desagregación sectorial los datos homogéneos a disposición del INE se inician en el año 2002. Para disponer de un nivel suficiente de observaciones hemos optado por la periodicidad mensual⁶, aunque en trabajos de estas características es más usual trabajar con series trimestrales. La ventaja de trabajar con datos de mayor frecuencia, al margen de aumentar el número de observaciones, hace que al estar en disposición de más información se evite atribuir parte de las correlaciones contemporáneas a un *shock* agregado o factor común cuando en realidad derivan de *shocks* específicos sectoriales o territoriales. Ahora bien, la misma argumentación puede convertirse en una desventaja. Un *shock* agregado puede afectar con distintos retrasos a los sectores o territorios, con lo cual la mayor frecuencia de los datos puede dificultar captar el efecto agregado (Goerlich-Gisbert, 1999). En nuestro caso ha primado la ventaja señalada puesto que para nuestros objetivos resulta fundamental la posibilidad de captar los *shocks* específicos sectoriales y territoriales y además, como ya hemos señalado, precisamos de un volumen de observaciones que no estarían disponibles a escala trimestral.

Las series han sido transformadas en logarítmicas. La prueba aumentada de Dickey Fuller y el test de Phillips-Perron aplicados a las series logarítmicas desestacionalizadas no permiten rechazar la hipótesis nula de no estacionariedad. Todas las series son I(1). En consecuencia en el resto del análisis se trabaja en primeras diferencias de las series logarítmicas desestacionalizadas.

4 Para desestacionalizar se ha utilizado el método X11.

5 De las 357 series posibles la disponibilidad final ha sido de 304 series. No había disponibilidad de datos para 53 series de distintos sectores y comunidades autónomas.

6 Entre los trabajos nombrados de la economía española encontramos algunos que también trabajan con datos mensuales. Podemos nombrar los de Jimeno y Campillo (1993); García-Carro et al. (2002) o Gadea et al. (2007).

CUADRO 1
INDUSTRIAS MANUFACTURERAS CLASIFICADAS SEGÚN CNAE (2009) A DOS DÍGITOS

1	Industria de la alimentación
2	Fabricación de bebidas
3	Industria textil
4	Confección de prendas de vestir
5	Industria del cuero y calzado
6	Industria de la madera y el corcho, excepto muebles, cestería y esparto
7	Industria del papel
8	Artes gráficas y reproducción de soportes grabados
9	Coquerías y refino de petróleo
10	Industria química
11	Fabricación de productos de caucho y plástico
12	Fabricación de otros productos minerales no metálicos
13	Metalurgia, fabricación de productos de hierro y acero y ferro aleación
14	Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipo
15	Fabricación de productos informáticos, electrónicos y ópticos
16	Fabricación de material y equipo eléctrico
17	Fabricación de maquinaria y equipo NC
18	Fabricación de vehículos de motor, remolques y semiremolques
19	Fabricación de material de transporte
20	Fabricación de muebles
21	Otras industrias manufactureras

Fuente: Elaboración propia.

3. FUENTES CÍCLICAS DEL PERIODO DE ANALISIS

El primero de los objetivos del trabajo es analizar las fuentes de las fluctuaciones del *output* industrial en las regiones españolas. Nos preguntamos en qué medida el crecimiento de una determinada industria de una determinada región está relacionado con factores específicos de la industria o de la propia región.

Para alcanzar el objetivo propuesto seguimos la metodología de Helg et al. (1995) que especifican un modelo VAR aplicado a la tasa de crecimiento del *output* industrial desagregado. Como nos interesa conocer si el crecimiento de una determinada industria de un determinado país, a corto y largo plazo, está relacionado con factores específicos de la industria o del territorio especificamos un VEC con las series $I(1)$:

$$\Delta Y_t = \alpha + B(L)\Delta Y_t + DY_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Donde $B(L) = \sum_p B^p L^p$ es una matriz polinomial en el operador de retardos

L ($L_p Y_t = Y_{t-p}$), con p retardos. D es una matriz de efectos a largo plazo ($D=AB'$), resulta del producto de la matriz A que mide la velocidad de ajuste de cada variable para alcanzar la posición de equilibrio a largo plazo y la matriz B que recoge los vectores de cointegración.

Si definimos y_t^{rs} como el log de la producción industrial de la industria s de la región r , siendo $r = 1, 2, \dots, 17$ (i = índice móvil de la región); $s = 1, 2, \dots, 21$ (j = índice móvil de la industria) y $\ell = 1, 2, \dots, L$ (ℓ índice móvil de los retardos). La ecuación del modelo (1) puede escribirse

$$\Delta y_t^{rs} = \alpha^{rs} + \sum_{i=1}^{17} \sum_{j=1}^{21} \sum_{\ell=1}^L \beta_{\ell,rs}^{ij} \Delta y_{t-\ell}^{ij} + \sum_{i=1}^{17} \sum_{j=1}^{21} \delta_{rs}^{ij} y_{t-1}^{ij} + \varepsilon_t^{rs} \quad (2)$$

Para determinar el número de retardos (L) trabajamos con los criterios de Schwarz (SC), Hann-Quinn (HQ), Akaike (AIC) y el error de predicción final (FPE). En primer lugar, observamos si el grado de divergencia entre ellos es muy elevado. En general, no hay grandes divergencias entre los distintos criterios. En segundo lugar, en aras a la simplicidad, la regla de decisión utilizada es quedarnos con el número de retardos en los que haya mayor coincidencia entre SC y HQ⁷. Bajo esta regla ambos criterios coinciden en que el número óptimo de retardos es dos ($L=2$).

En el modelo especificado en (2) el número de parámetros y coeficientes a estimar es muy elevado. Sin embargo, si interpretamos lo que deseamos medir, surgen una serie de restricciones que ayudan a interpretar los resultados. En (2) queremos modelizar el crecimiento de la producción industrial de la industria s de la región r en función:

7 Está demostrado que AIC y FPE tienden a sobreestimar el número de retardos óptimo.

1. De su propio valor retardado
2. Del crecimiento del *output* territorial aproximado por un índice territorial ($IT_{t-\ell}$), calculado a partir del peso de cada industria sobre el total del *output* industrial de la región (w^j).

$$IT_{t-\ell}^r = \sum_{j \neq S} w^{rj} y_{t-\ell}^{rj} \quad \text{índice territorio}$$

3. Del crecimiento del *output* industrial aproximado por un índice industrial ($IS_{t-\ell}^s$), calculado a partir del peso de cada industria sobre el total del *output* de esta industria (w^{is}).

$$IS_{t-\ell}^s = \sum_{i \neq r} w^{is} y_{t-\ell}^{is} \quad \text{índice industria}$$

Bajo las siguientes restricciones:

$$\beta_{\ell,rs}^{ij} = \rho_{\ell,rs}^r w^{rj} \quad \text{si } i = r \forall j \neq S$$

$$\beta_{\ell,rs}^{ij} = \rho_{\ell,rs}^s w^{is} \quad \text{si } j = s \forall i \neq r$$

$$\beta_{\ell,rs}^{ij} = 0 \quad \text{si } j \neq S, i \neq r$$

4. De un término de corrección de error sujeto a las siguientes restricciones

$$\delta_{rs}^{ij} = \phi_{rs}^r w^{rj} \quad \text{si } i = r \forall j \neq S$$

$$\delta_{rs}^{ij} = \phi_{rs}^s w^{is} \quad \text{si } j = s \forall i \neq r$$

$$\delta_{rs}^{ij} = 0 \quad \text{si } j \neq S, i \neq r$$

Finalmente planteamos el VEC restringido trivariante:

$$\Delta y_t^{rs} = \alpha^{rs} + \sum_{\ell=1}^2 \beta_{\ell,rs}^{rs} \Delta y_{t-\ell}^{rs} + \sum_{\ell=1}^2 \rho_{\ell,rs}^r \Delta IT_{t-\ell}^r + \sum_{\ell=1}^2 \rho_{\ell,rs}^s \Delta IS_{t-\ell}^s + \delta_{rs}^{rs} y_{t-1}^{rs} + \phi_{rs}^r IT_{t-1}^r + \phi_{rs}^s IS_{t-1}^s + \varepsilon_t^{rs} \quad (3)$$

La estimación del modelo nos permite conocer qué coeficientes son significativos y por tanto de qué variables depende la dinámica de una determinada industria de un determinado territorio. En concreto observemos que si ϕ^r o ϕ^s resultan significativos es indicativo de que existe una relación de equilibrio a largo plazo entre el *output* de una determinada industria y el índice territorial o sectorial.

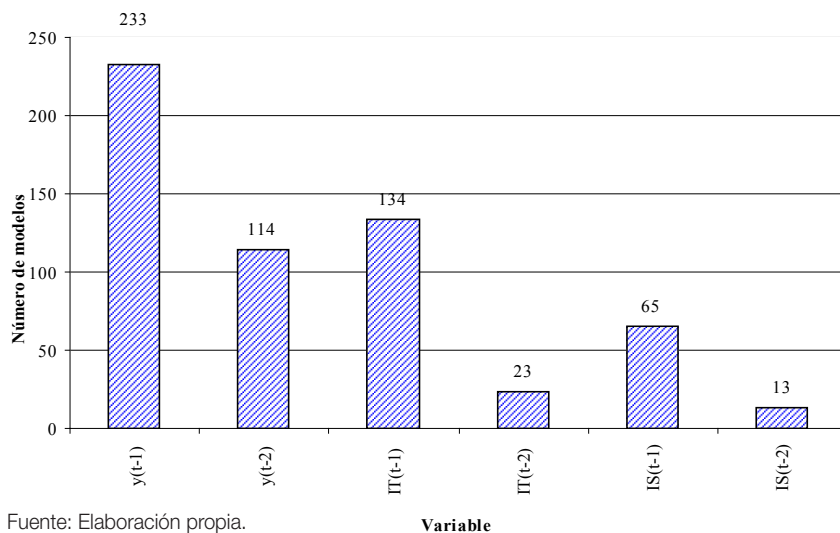
Para estimar el modelo (3) utilizamos el método iterativo de estimación SUR (Seemingly Unrelated Regresión). Se estima por máxima verosimilitud un conjunto de ecuaciones donde se permite correlación contemporánea entre los residuos. En nuestro caso el volumen de series con las que trabajamos (304) nos lleva a no

estimar simultáneamente todas las ecuaciones. Siguiendo a Helg et al. (1995) se estiman 17 modelos SUR territoriales (cada región se define sobre 21 industrias). Asimismo y a modo de validación de los resultados, se estiman 21 modelos SUR sectoriales (cada sector se define sobre 17 regiones). Los resultados no presentan divergencias remarcables, por lo que presentamos los de la primera estimación.

De las 304 series en 46 casos ninguno de los parámetros resulta significativo. En los 258 restantes al menos alguno de los coeficientes ha resultado significativo. A partir de aquí nos centramos en estas 258 series para buscar la presencia de cointegración. Redefinimos el modelo (3) con los índices del territorio y de la industria recalculados y estimamos el VEC por máxima verosimilitud mediante el procedimiento de Johansen (1988, 1991). Los resultados indican la presencia de un vector de cointegración en 5 casos. En todos ellos, los contrastes de exclusión apuntan a que todas las variables son significativas en la relación a largo plazo.

De los 253 casos que nos quedan, la frecuencia en la que cada una de las variables ha resultado significativa es la siguiente: en 233 resulta significativo el coeficiente que acompaña a la variable dependiente retardada un periodo, en 114 el de la variable dependiente con dos retardos, en 134 y 23 el del índice territorial con un y dos retardos respectivamente y en 65 y 13 el del índice sectorial también con uno y dos retardos respectivamente (Figura 1).

FIGURA 1
FRECUCIA SIGNIFICACIÓN DE LA VARIABLE



Fuente: Elaboración propia.

De las 233 estimaciones en las que ha resultado significativa la variable dependiente retardada un período en 91 lo ha sido de forma exclusiva, en 24 también ha resultado significativa la variable dependiente retardada dos períodos, en 87 la variable territorial retardada un período, en 12 la variable sectorial retardada un período, en 5 las dos últimas, en 9 la variable dependiente retardada dos períodos y la variable territorial retardada un período y en el resto de casos (5) hay diversas combinaciones (Cuadro 2).

CUADRO 2
VARIABLES CUYO COEFICIENTE HA RESULTADO SIGNIFICATIVO

	Y_{t-1}	Y_{t-2}	IT_{t-1}	IS_{t-1}	IT_{t-1}/IS_{t-1}	Y_{t-2}/IT_{t-1}	Otras combinaciones
Y_{t-1}	91	24	87	12	5	9	5

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados muestran que para explicar la dinámica de comportamiento del *output* industrial de las regiones de la economía española en el periodo objeto de análisis, tienen mayor importancia los valores retardados de la industria s de la región r y los factores específicos de la región r que los factores específicos de la industria s . Las fuentes de las fluctuaciones del *output* industrial en las regiones españolas están más relacionadas con factores territoriales que con factores industriales.

4. INNOVACIONES INDUSTRIALES

El segundo objetivo es conocer qué porcentaje de la variación total de las innovaciones industriales está correlacionada con *shocks* sectoriales o con *shocks* territoriales. Las innovaciones del *output* las aproximamos a través de los residuos estimados del modelo (3).

Para medir la importancia de los distintos *shocks* trabajamos con la técnica de componentes principales. Aplicamos primero la técnica a los residuos de todas las industrias de cada comunidad autónoma (CP territoriales o CP_r), y después a los residuos de cada industria de todas las comunidades autónomas (CP industriales o CP_s). La varianza explicada por los tres primeros componentes principales es la medida que proponemos para valorar la importancia de los *shocks*⁸. El porcentaje de varianza explicada por los tres primeros componentes de CP_r da idea de la importancia de los *shocks* territoriales. La varianza no explicada la atribuimos a *shocks* industriales. Por el contrario, la varianza explicada por los tres primeros componentes

8 En el anexo A.1 se exponen los criterios seguidos para la elección de tres componentes.

principales de CP_s nos da información de los *shocks* industriales. La varianza no explicada la atribuimos a *shocks* territoriales (Cuadros 3 y 4).

CUADRO 3
VARIANZA ACUMULADA EXPLICADA POR CP_R

		Comp. 1	Comp. 2	Comp.3
54	Andalucía	0,189	0,334	0,455
55	Aragón	0,705	0,767	0,821
56	Asturias (Principado de)	0,396	0,582	0,716
57	Balears (Illes)	0,695	0,900	0,949
58	Canarias	0,320	0,546	0,733
59	Cantabria	0,332	0,546	0,693
60	Castilla y León	0,251	0,404	0,536
61	Castilla-La Mancha	0,271	0,466	0,610
62	Cataluña	0,313	0,460	0,587
63	Comunidad Valenciana	0,208	0,396	0,547
64	Extremadura	0,497	0,638	0,753
65	Galicia	0,239	0,442	0,579
66	Madrid (Comunidad de)	0,222	0,362	0,469
67	Murcia (Región de)	0,422	0,556	0,637
68	Navarra (Comunidad Foral de)	0,293	0,421	0,526
69	País Vasco,	0,273	0,436	0,561
70	Rioja (La)	0,591	0,744	0,813
	Media	0,366	0,529	0,646

Fuente: Elaboración propia.

En general, los datos de los Cuadros 3 y 4 muestran que los tres primeros componentes principales industriales (CP_s) explican un mayor porcentaje de la varianza que los tres primeros componentes territoriales (CP_r). Por término medio, el primer componente de la industria explica el 41,9%, el segundo el 58,2% y el tercero el 69,7%. Por su parte, el primer componente territorial explica el 36,6%, el segundo el 52,9% y el tercero el 64,6%. En un análisis más detallado y si nos centramos primero en los componentes territoriales del cuadro 3 (CP_r), vemos que en 6 regiones (35,3% del total): Balears, Aragón, Rioja, Extremadura, Canarias y Asturias, los tres primeros componentes principales explican más del 70%, de la varianza de las perturbaciones. En el lado opuesto encontramos 8 regiones (47,1% del total) en las que los tres primeros componentes principales explican entre un 40% y un 60%: Andalucía, Madrid, Navarra, Castilla y León, Comunidad Valenciana, País Vasco, Galicia y Cataluña.

CUADRO 4
VARIANZA ACUMULADA EXPLICADA POR CP_s

	Comp. 1	Comp. 2	Comp.3
1 Industria de la alimentación	0,327	0,483	0,562
2 Fabricación de bebidas	0,351	0,528	0,638
3 Industria textil	0,663	0,792	0,892
4 Confección de prendas de vestir	0,232	0,396	0,544
5 Industria del cuero y calzado	0,362	0,548	0,705
6 Industria madera y corcho, exc. muebles, cestería y esparto	0,432	0,578	0,700
7 Industria del papel	0,367	0,560	0,694
8 Artes gráficas y reproducción de soportes grabados	0,253	0,419	0,547
9 Coquerías y refino de petróleo	0,450	0,673	0,779
10 Industria química	0,573	0,700	0,787
11 Fabricación de productos de caucho y plástico	0,328	0,494	0,625
12 Fabricación de otros productos minerales no metálicos	0,416	0,605	0,701
13 Metalurgia, fabr. productos hierro y acero y ferro aleación	0,375	0,539	0,650
14 Fabricación productos metálicos, exc. maquinaria y equipo	0,294	0,495	0,660
15 Fabricación productos informáticos, electrónicos y ópticos	0,340	0,600	0,758
16 Fabricación de material y equipo eléctrico	0,332	0,467	0,578
17 Fabricación de maquinaria y equipo NC	0,359	0,512	0,643
18 Fabricación de vehículos de motor, remolques y semirem.	0,409	0,605	0,716
19 Fabricación de material de transporte	0,730	0,817	0,881
20 Fabricación de muebles	0,823	0,872	0,908
21 Otras industrias manufactureras	0,373	0,536	0,665
Media	0,419	0,582	0,697

Fuente: Elaboración propia.

Los componentes industriales del Cuadro 4 (CP_s) muestran que el tercer componente principal explica más de un 70% en 10 industrias (47,6%): Fabricación de muebles, Industria textil, Fabricación de material de transporte, Industria química, Coquerías y refino de petróleo, Fabricación de productos informáticos electrónicos y ópticos, Fabricación de vehículos de motor, remolques y semiremolques, Industria del cuero y calzado, Fabricación de otros productos minerales no metálicos e Industria de la madera y el corcho. En el lado opuesto, en 4 industrias (19% del total) la varianza explicada se mueve entre el 50% y el 60%: Confección de prendas de vestir, Artes gráficas y reproducción de soportes grabados, Industria de la alimentación y Fabricación de material y equipo eléctrico. El Cuadro 5 resume y completa los porcentajes que acabamos de comentar.

CUADRO 5
% DE REGIONES Y DE INDUSTRIAS QUE ALCANZAN LOS VALORES MÁS ELEVADOS Y MÁS BAJOS DE LA VARIANZA EXPLICADA (VE)

	VE +70%	VE 60%-70%	VE 50%-60%	VE 40%-60%
Industrias	47,6%	33,3%	19%	-
Regiones	35,3%	17,6%	-	47,1%

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados indican que la variación total de las innovaciones industriales está más correlacionada con *shocks* industriales que con *shocks* territoriales. Mientras en las fluctuaciones del *output* industrial de las regiones españolas tienen mayor importancia los factores específicos del territorio que los factores específicos de la industria, en las innovaciones del *output* juegan un papel relativamente mayor los *shocks* o perturbaciones industriales que los territoriales.

En general, cuanto menor es la importancia de los *shocks* territoriales menor es el grado de especialización relativa industrial de la Comunidad Autónoma. Este hecho queda reflejado en la Figura 2. En ella se presenta la relación entre el índice de especialización relativa de Krugman⁹ y el porcentaje de varianza explicada por los tres primeros componentes principales territoriales. Una mayor similitud de la estructura productiva de la región con la del conjunto de la economía española se asocia en la mayoría de los casos, con una menor importancia de los *shocks* territoriales sobre las innovaciones del *output*. Lo contrario puede decirse de las regiones que se sitúan en la parte superior derecha del gráfico.

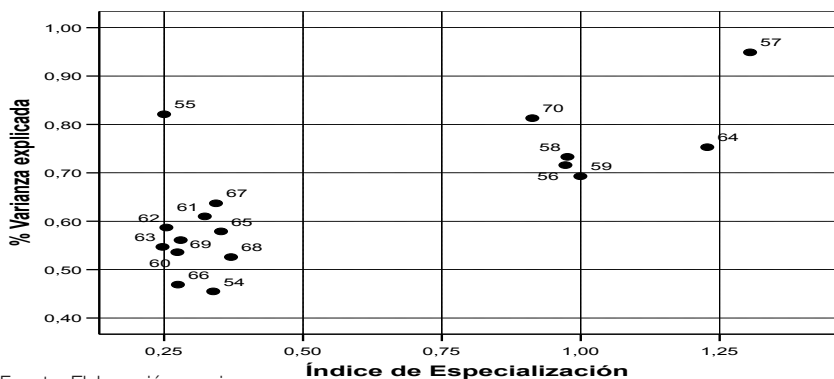
La Figura 3 relaciona el índice de concentración relativa territorial¹⁰ con la varianza explicada por los tres primeros componentes principales industriales. El resultado es más dispar que el obtenido para la especialización. Se pueden llegar a definir tres grandes perfiles industriales:

1. Industrias con un bajo nivel de concentración y en el que los *shocks* industriales tienen relativamente poca importancia. Son industrias con presencia en muchas de las regiones con un porcentaje de la variación total de las innovaciones industriales poco correlacionado con *shocks* específicos de la propia industria: Fabricación de material y equipo eléctrico, Industria de la alimentación, Artes gráficas y reproducción de soportes grabados y Confección de prendas de vestir.

9 En el Anexo A.2 se presenta su cálculo y los resultados. Como se indica, valores cercanos a cero son signo de mayor similitud de la estructura productiva de la región con la del conjunto de la economía española y por tanto signo de menor especialización relativa.

10 Véase Anexo A.3 para su explicación y cálculo.

FIGURA 2
VARIANZA EXPLICADA TERRITORIAL/ÍNDICE ESPECIALIZACIÓN

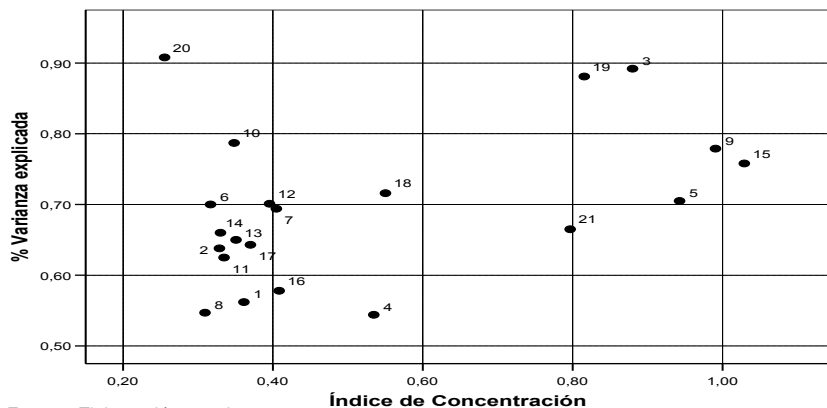


Fuente: Elaboración propia.

2. Industrias con una importancia significativa de los *shocks* industriales y con un bajo nivel de concentración. Son industrias distribuidas de forma bastante equitativa por las regiones cuyos *shocks* industriales afectan de forma clara a la variación total de las innovaciones industriales. Es el perfil más representativo ya que en él se incluyen 9 de las 21 industrias (42,9%): Fabricación de vehículos de motor, remolques y semiremolques, Fabricación de otros productos minerales no metálicos, Industria del papel, Industria de la madera y el corcho, Metalurgia, fabricación de productos de hierro y acero y ferro aleación, Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipo, Fabricación de maquinaria y equipo NC, Fabricación de bebidas, Fabricación de productos de caucho y plástico e Industria química¹¹.
3. Industrias con una importancia significativa de los *shocks* industriales y con un elevado nivel de concentración. Son las industrias del cuero y calzado, Coquerías y refino de petróleo, Fabricación de productos informáticos, electrónicos y ópticos, Otras industrias manufactureras, Fabricación de material de transporte y Industria textil. En ellas los *shocks* industriales afectan de forma clara a la variación total de las innovaciones industriales.

11 La Fabricación de muebles se encuentra en la parte superior izquierda del gráfico denotando una amplia diversificación territorial con elevada influencia de los *shocks* industriales en sus innovaciones del *output*, sería un caso extremo de este segundo perfil.

FIGURA 3
% VARIANZA EXPLICADA INDUSTRIAL/ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN



Fuente: Elaboración propia.

Los resultados en esta sección indican por un lado, que los *shocks* o perturbaciones industriales tienen una importancia relativamente mayor que los territoriales para explicar las variaciones sobre las innovaciones del *output* industrial. Por otro lado, que la especialización de las regiones va unida a un mayor protagonismo de los *shocks* territoriales. O visto desde el punto de vista opuesto, cuanto más similar es la estructura productiva de una región a la del conjunto de la economía española menor es el protagonismo de los *shocks* específicos de la región. Por último y desde el punto de vista de la industria, el perfil más representativo son aquellas que están distribuidas de forma bastante equitativa por las regiones y cuyos *shocks* industriales tienen un peso importante en la variación total de las innovaciones industriales.

5. ASIMETRÍA DE LOS SHOCKS ANALIZADOS

El tercer objetivo reside en analizar el mayor o menor grado de asimetría de los *shocks* territoriales e industriales¹². Stockman (1988) sugiere que los *shocks* espe-

12 El trabajo de Akin (2006) realiza una buena revisión de las variables que conceden mayor grado de *a/simetría* a los *shocks*. En él se ofrece además un análisis empírico muy interesante centrado en 47 países de América, Asia, Europa y Oriente Medio-África, en el que se incluyen países de mercados emergentes, para el período 1970-2003. En la misma línea se encuentra el trabajo de Böwer y Guillemineau (2006), en este caso para la zona euro y el período 1980-2004. Por su parte, Sala et al. (2009) realizan una recopilación de trabajos que analizan qué variables afectan positiva o negativamente al proceso de simetría en las fluctuaciones cíclicas.

oficios de la industria tienden a extenderse entre países, por lo que incorporan un elemento importante de simetría en los ciclos inter-países. Ahora bien, ante procesos de integración que intensifican las relaciones comerciales, podemos encontrarnos con dos escenarios distintos. Por un lado, si los países tienden a especializarse, predominando el comercio inter-industrial, entonces las asimetrías específicas de la industria pueden traducirse en una mayor idiosincrasia en las fluctuaciones cíclicas entre países (Krugman, 1993). Este suele ser el escenario de los países en desarrollo. Por otro lado, si la especialización es más intra-industrias y existe una mayor interdependencia entre regiones de diferentes países, con un predominio del comercio intra-industrial, lo que parece ir más ligado a la realidad de los países desarrollados, la argumentación de Stockman vuelve a tomar protagonismo y el resultado es una mayor simetría o sincronización de los *shocks* específicos de la industria (Fidmuc, 2004; Volpe y Molinari, 2007).

De lo dicho se desprende que la relación entre los *shocks* específicos de la industria, y la simetría o sincronización entre los ciclos del *output* entre países no tienen una relación unívoca, dependiendo en gran manera del modelo de especialización y de las diferencias entre las estructuras productivas entre países. Está confirmado empíricamente que si los países presentan estructuras productivas similares los *shocks* específicos de la industria conducen a las fluctuaciones cíclicas a moverse simétricamente (Eickmeier y Breitung, 2006)¹³.

En este escenario, según los datos del cuadro A.2. del anexo, las regiones que muestran una estructura productiva más semejante a la de la media del conjunto y por ello mayor grado de simetría en los *shocks* industriales son Comunidad Valenciana, Aragón, Cataluña, Castilla y León, Madrid y País Vasco. Todas ellas con índices de especialización inferiores a 0,3.

Por su parte, entre las industrias, el grado de simetría será más elevado cuanto mayor sea el grado de correlación entre sus *shocks* industriales, es decir, cuanto mayor sea el grado de correlación entre CP_{it} . Lo medimos a través de la matriz de correlaciones del primer componente principal de las industrias que recoge el Cuadro 6¹⁴. En este sentido, analizando el cuadro por columnas, las industrias con un grado más elevado de simetría son la Fabricación de productos de caucho y plástico, la Fabricación de otros productos minerales no metálicos y la Fabricación

13 Sin embargo, Kalemli-Ozcan et al. (2001) ven en la especialización productiva una fuente de asimetría o falta de sincronización en las fluctuaciones cíclicas cuando una mayor integración comercial y de mercados financieros se utiliza por los países para defenderse contra *shocks* asimétricos en el ámbito internacional.

14 Trabajamos con el primer componente principal porque es el que aporta mayor porcentaje de varianza explicada.

de material y equipo eléctrico (correlaciones por pares: 0,629, 0,593 y 0,463)¹⁵. Encontramos también correlaciones superiores a la media entre la Fabricación de material y equipo eléctrico y la Industria de la madera y corcho por una parte y por otra con la Fabricación de productos informáticos, electrónicos y ópticos. Por último se observa una simetría industrial importante entre la Industria textil y la Fabricación de vehículos de motor, remolques y semiremolques. Como se ve, destaca la simetría en las fluctuaciones del *output* industrial que generan los *shocks* de la industria de Fabricación de material y equipo eléctrico.

Por lo que se refiere a los *shocks* específicos territoriales, según Helg et al. (1995) se espera que acompañen un mayor grado de asimetría en las fluctuaciones cíclicas. Sin embargo, el mayor grado de integración entre territorios genera un incremento de las correlaciones que incrementa el grado de sincronización. Así por ejemplo, como indican Calderón et al. (2007), las perturbaciones de carácter positivo pueden producir efectos *spillovers* sobre la demanda agregada tanto interior como de los socios comerciales, efectos que serán tanto mayores cuanto mayor sea la coordinación que muestren las principales políticas económicas¹⁶.

En este estudio estamos analizando regiones integradas en un país con importantes efectos *spillovers* entre ellas, con una política monetaria única y con las mismas grandes líneas de política presupuestaria, lo que en principio habría de neutralizar en buena medida la asimetría entre *shocks* territoriales. Para medir qué regiones presentan mayor o menor grado de sincronización procedemos de igual forma que hemos hecho en el caso de las industrias. El grado de simetría será más elevado cuanto más elevado sea el grado de correlación entre los *shocks* territoriales, es decir, cuanto mayor sea el grado de correlación entre CP_t. Lo medimos a través de la matriz de correlaciones del primer componente principal de las regiones que recoge el Cuadro 7.

En una lectura por columnas del Cuadro 7, vemos que las regiones con mayor grado de simetría entre ellas son Andalucía, Cataluña y Navarra; Aragón, Cataluña, Navarra y País Vasco; Aragón y Madrid; Cantabria y Madrid. En estas sincróni-

- 15 Se ha dejado fuera del análisis las correlaciones de cada industria con la (21), "Otras industrias manufactureras" puesto que esta última, al englobar industrias diversas, no nos aporta información suplementaria.
- 16 La literatura en este terreno es muy abundante. Véase por ejemplo Fatás y Mikov (2006) para EU Darvas et al. (2005) para la UEM o Akin (2006) para países desarrollados y emergentes. En el contexto de la UEM la política monetaria, al ser común, es la que toma mayor protagonismo. Las conclusiones no siempre van en la línea a la que nos acogemos, sino que hay autores que ven en la coordinación un elemento de asimetría. Así por ejemplo, dos grandes riesgos asimétricos que se destacan son por un lado, los retardos temporales y por otro, las diferencias en la transmisión e impacto de las medidas tomadas. Véase Ramos et al. (2002) para una revisión sobre la evidencia empírica de estas fuentes de asimetría.

zaciones territoriales se detecta cierto efecto frontera y cierto efecto capitalidad. Observemos además, que de las 17 regiones sólo 7 muestran síntomas de simetría en las fluctuaciones cíclicas ante *shocks* territoriales. Es una cifra que denota que un número importante de regiones de la economía española queda bastante al margen de los efectos de transmisión que puedan generarse entre regiones después de un *shock* de carácter territorial. Incluso puede deducirse asimetría en los *shocks* territoriales en las regiones de Balears, Castilla la Mancha y Extremadura en las que los niveles de correlación alcanzan valores medios negativos.

De lo dicho en los párrafos anteriores se desprende que ni las correlaciones industriales ni las territoriales aportan un elemento importante de simetría a los ciclos regionales de la economía española. Los resultados se corroboran si en lugar de considerar los datos desagregados por regiones o por industrias nos centramos en los valores medios de los Cuadros 6 y 7 (última fila). Las cifras presentan valores de las correlaciones relativamente bajos. También podemos ver que las correlaciones territoriales son más extremas, las correlaciones altas son mayores que las industriales y las bajas o negativas menores. Es un indicador de que entre las regiones correlacionadas, los *shocks* territoriales confieren un mayor grado de simetría en las fluctuaciones cíclicas que los *shocks* industriales, siendo lo contrario igualmente cierto, la asimetría territorial es mayor que la industrial.

CUADRO 6
MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LOS PRIMEROS COMPONENTES PRINCIPALES INDUSTRIALES (CP_s)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1		0,078	-0,174	0,081	0,055	-0,093	0,108	0,025	0,249	0,032	0,345	0,426	0,279	0,211	0,341	0,256	0,147	0,261	0,240	-0,169	0,169
2	0,078		-0,245	0,089	0,067	0,019	-0,019	-0,034	0,244	0,262	0,339	0,189	0,121	0,049	0,136	0,405	0,032	0,014	0,185	0,239	0,231
3	-0,174	-0,245		-0,146	0,151	0,234	0,071	-0,138	-0,109	-0,195	0,046	0,121	-0,198	0,100	-0,401	-0,172	-0,050	0,441	-0,238	-0,189	0,293
4	0,081	0,089	-0,146		0,076	0,279	-0,037	0,102	0,049	0,008	0,145	0,175	-0,051	0,064	0,034	0,272	0,148	0,171	0,088	0,001	0,293
5	0,055	0,067	0,151	0,076		0,028	0,129	-0,026	0,054	0,073	0,144	0,121	-0,014	0,135	0,023	0,165	0,119	0,171	0,258	0,021	0,163
6	-0,093	0,019	0,234	0,279	0,028		-0,227	0,024	0,026	-0,029	0,192	0,055	-0,361	0,092	0,144	0,478	0,092	0,302	-0,064	0,000	0,354
7	0,108	-0,019	0,071	-0,037	0,129	-0,227		0,271	-0,127	0,093	-0,059	0,233	0,132	0,038	0,067	0,004	-0,024	0,033	0,097	-0,125	0,013
8	0,025	-0,034	-0,138	0,102	-0,026	0,024	0,271		0,050	0,026	-0,031	-0,022	0,053	0,166	0,051	0,108	-0,120	-0,071	-0,104	0,088	0,032
9	0,249	0,244	-0,109	0,049	0,054	0,026	-0,127	0,050		-0,091	0,197	0,114	-0,024	0,037	0,199	0,127	0,001	0,018	0,135	0,199	0,221
10	0,032	0,262	-0,195	0,008	0,073	-0,029	0,093	0,026	-0,091		0,227	0,239	0,104	0,202	0,227	0,369	-0,089	0,112	0,285	-0,005	0,107
11	0,345	0,339	0,046	0,145	0,144	0,192	-0,059	-0,031	0,197	0,227		0,629	0,250	0,213	0,287	0,593	-0,032	0,430	0,216	0,193	0,450
12	0,426	0,189	0,121	0,175	0,121	0,055	0,233	-0,022	0,114	0,239	0,629		0,216	0,183	0,227	0,463	0,019	0,606	0,176	-0,060	0,373
13	0,279	0,121	-0,198	-0,051	-0,014	-0,361	0,132	0,053	-0,024	0,104	0,250	0,216		0,075	0,213	0,083	-0,087	0,060	0,047	-0,063	-0,155
14	0,211	0,049	0,100	0,064	0,135	0,092	0,038	0,166	0,037	0,202	0,213	0,183	0,075		0,190	0,174	-0,087	0,325	0,157	-0,180	0,227
15	0,341	0,136	-0,401	0,034	0,023	0,144	0,067	0,051	0,199	0,227	0,287	0,227	0,213	0,190		0,449	-0,114	-0,025	0,252	-0,042	0,002
16	0,256	0,405	-0,172	0,272	0,165	0,478	0,004	0,108	0,127	0,369	0,593	0,463	0,083	0,174	0,449		0,057	0,383	0,257	0,252	0,494
17	0,147	0,032	-0,050	0,148	0,119	0,092	-0,024	-0,120	0,001	-0,089	-0,032	0,019	-0,087	-0,087	-0,114	0,057		0,040	0,122	-0,042	0,008
18	0,261	0,014	0,441	0,171	0,171	0,302	0,033	-0,071	0,018	0,112	0,430	0,606	0,060	0,325	-0,025	0,383	0,040		-0,062	-0,031	0,588
19	0,240	0,185	-0,238	0,038	0,258	-0,064	0,097	-0,104	0,135	0,285	0,216	0,176	0,047	0,157	0,252	0,257	0,122	-0,062		0,055	0,169
20	-0,169	0,239	-0,189	0,001	0,021	0,000	-0,125	0,088	-0,199	-0,005	0,193	-0,060	-0,063	-0,180	-0,042	0,252	-0,042	-0,031	0,055		0,335
21	0,169	0,231	0,293	0,293	0,163	0,354	0,013	0,032	0,221	0,107	0,450	0,373	-0,155	0,227	0,002	0,494	0,008	0,568	0,169	0,335	
Med	0,143	0,120	-0,040	0,089	0,096	0,077	0,033	0,022	0,078	0,098	0,239	0,224	0,034	0,118	0,113	0,261	0,007	0,187	0,111	0,024	0,217

Fuente: Elaboración propia.

CUADRO 7
MATRIZ DE CORRELACIÓN ENTRE LOS PRIMEROS COMPONENTES PRINCIPALES TERRITORIALES (CP_R)

	54	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70
54		0,560	-0,042	-0,228	0,182	0,154	0,291	-0,144	0,646	0,182	-0,120	0,487	0,342	0,330	0,521	0,339	0,050
55	0,560		-0,069	-0,222	0,302	0,506	0,351	-0,198	0,809	0,303	-0,184	0,490	0,701	-0,001	0,577	0,558	0,031
56	-0,042	-0,069		0,122	-0,081	0,012	0,117	0,052	-0,009	0,126	0,043	-0,026	-0,089	0,178	0,054	-0,026	0,132
57	-0,228	-0,222	0,122		-0,041	0,153	-0,323	0,198	-0,172	0,300	-0,025	-0,018	-0,270	0,282	-0,081	-0,122	0,046
58	0,182	0,302	-0,081	-0,041		0,125	0,028	0,014	0,215	0,164	0,010	0,206	0,225	-0,050	0,116	0,088	-0,156
59	0,154	0,506	0,012	0,153	0,125		0,263	-0,216	0,419	0,227	-0,316	0,184	0,551	-0,204	0,405	0,439	0,159
60	0,291	0,351	0,117	-0,323	0,028	0,263		-0,283	0,361	-0,034	-0,296	0,160	0,465	-0,216	0,408	0,321	-0,013
61	-0,144	-0,198	0,052	0,198	0,014	-0,216	-0,283		-0,276	0,031	-0,074	-0,014	-0,247	0,111	-0,183	-0,240	-0,011
62	0,646	0,809	-0,009	-0,172	0,215	0,419	0,361	-0,276		0,391	-0,143	0,537	0,610	0,161	0,651	0,565	0,037
63	0,182	0,303	0,126	0,300	0,164	0,227	-0,034	0,031	0,391		-0,087	0,394	0,202	0,340	0,316	0,008	0,019
64	-0,120	-0,184	0,043	-0,025	0,010	-0,316	-0,296	-0,074	-0,143	-0,087		-0,073	-0,267	0,243	-0,415	-0,072	0,061
65	0,487	0,490	-0,026	-0,018	0,206	0,184	0,160	-0,014	0,537	0,394	-0,073		0,291	0,489	0,411	0,372	-0,127
66	0,342	0,701	-0,089	-0,270	0,225	0,551	0,465	-0,247	0,610	0,202	-0,267	0,291		-0,274	0,490	0,453	0,065
67	0,330	-0,001	0,178	0,282	-0,050	-0,204	-0,216	0,111	0,161	0,340	0,243	0,489	-0,274		-0,011	0,005	0,007
68	0,521	0,577	0,054	-0,081	0,116	0,405	0,408	-0,183	0,651	0,316	-0,415	0,411	0,490	-0,011		0,394	0,005
69	0,339	0,566	-0,026	-0,122	0,088	0,439	0,321	-0,240	0,565	0,008	-0,072	0,372	0,453	0,005	0,394		0,124
70	0,050	0,031	0,132	0,046	-0,156	0,159	-0,013	-0,011	0,037	0,019	0,061	-0,127	0,065	0,007	0,005	0,124	
Med	0,222	0,280	0,029	-0,025	0,084	0,179	0,100	-0,092	0,300	0,180	-0,107	0,235	0,203	0,087	0,229	0,200	0,027

Fuente: Elaboración propia.

6. CONCLUSIONES

El trabajo analiza la importancia de las fuentes y de las perturbaciones territoriales y sectoriales sobre la fluctuación del *output* industrial de las regiones españolas. Los objetivos concretos son tres. En primer lugar, conocer las fuentes de las fluctuaciones del *output* industrial en las regiones españolas. En segundo lugar, evaluar si las innovaciones industriales están relacionadas con *shocks* industriales o *shocks* territoriales. Por último, estudiar si dichos *shocks* son un elemento de simetría de los ciclos regionales de la economía española.

El *output* industrial se aproxima con el índice de producción industrial (IPI) mensual desestacionalizado para el período 2002:1–2009:1 y desagregado para un total de 21 industrias manufactureras y 17 regiones. La metodología de análisis se apoya en la estimación de un modelo VAR y un análisis de componentes principales aplicado a los residuos de la estimación.

El estudio muestra que las variaciones del *output* de las industrias de las regiones españolas están más relacionadas con el propio pasado de la industria y con factores específicos territoriales que con factores específicos de la industria. Por lo tanto, la localización regional de las industrias resulta fundamental para entender las fluctuaciones cíclicas de la industria española.

En cambio, los *shocks* imprevistos afectan más a las industrias del mismo sector que a las de la misma región. En este sentido, una mayor similitud de la estructura productiva de la región con la del conjunto de la economía española y la menor concentración de una industria en pocas regiones se asocia con una menor importancia de los *shocks* territoriales sobre las innovaciones del *output*.

Ante *shocks* territoriales, las regiones que presentan mayor grado de simetría entre ellas son Andalucía, Cataluña y Navarra; Aragón, Cataluña, Navarra y País Vasco; Aragón y Madrid; Cantabria y Madrid. Por su parte, ante *shocks* sectoriales, las industrias que alcanzan un grado más elevado de simetría son Fabricación de productos de caucho y plástico, Fabricación de otros productos minerales no metálicos y Fabricación de material y equipo eléctrico; Fabricación de material y equipo eléctrico e Industria de la madera y corcho; Fabricación de material y equipo eléctrico y Fabricación de productos informáticos, electrónicos y ópticos; Industria textil y Fabricación de vehículos de motor, remolques y semiremolques. Destaca la simetría sobre las fluctuaciones del *output* industrial que generan los *shocks* de la industria de Fabricación de material y equipo eléctrico.

Teniendo en cuenta que trabajamos con 17 regiones y 21 industrias, la simetría se manifiesta en un número reducido de territorios y de sectores. De lo que se deduce que ni los *shocks* industriales ni los territoriales confieren un grado de sincronización significativo a los ciclos regionales de la economía española.

Los resultados anteriores nos llevan a las siguientes conclusiones:

La escasa simetría de los *shocks* regionales e industriales hace pensar en un leve efecto transmisión inter-región o inter-industria que dote de mayor sincronización a los ciclos regionales de la economía española.

Sin este efecto transmisión, cabe esperar una eficacia limitada tanto en las medidas de política económica regionales como en las sectoriales o verticales.

El trabajo apunta qué regiones y qué industrias gozan de mayor sincronización, lo cual permite conocer en qué territorio o en qué industria el esfuerzo de una innovación en materia de política económica facilitará una mayor difusión a otros territorios y a otras industrias.

El reducido número de regiones y de industrias en las que se detecta mayor grado de simetría implica que la línea de transmisión de cualquier política económica se agote en pocas regiones e industrias. Este hecho puede ayudar a mantener o incluso acrecentar dicha falta de sincronización o de simetría en las fluctuaciones cíclicas del *output* regional español.

BIBLIOGRAFÍA

- ACEDO, L. y De HAAN, J. (2008): "Regional business cycle synchronization in Europe?". *International Economics and Economic Policy*, 5(1-2), 123-137.
- AFONSO, A. y FURCERI, D. (2007a): "Sectoral business cycle synchronization in the European Union". *Economics Paper 2/2007/DE/UECE*, Institute for Economics and business administration (ISEG) and Technical University of Lisbon (UTL).
- AFONSO, A. y FURCERI, D. (2007b): "Business cycle synchronization and insurance mechanisms in the EU". *Working Paper Series*, 844, European Central Bank.
- AKIN, C. (2006): *Multiple determinants of business cycle synchronization*. Paper presented at the 2006 Annual Meeting of the Canadian Economic Association. Montreal, May 2006.
- ARTIS, M.; DREGER, Ch. y KHOLODILIN, K. (2009): "Common and spatial drivers in regional business cycles", *Discussion Papers*, 859, DIW, Berlin.
- BARRIOS, S. y DE LUCIO, J. (2003): "Economic integration and regional business cycles: Evidence from the Iberian Regions", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 65 (4), pp. 497-515.
- BORONDO, C.; GONZÁLEZ, Y. y RODRÍGUEZ, B. (1999): "Convergencia cíclica dentro de la UE: el caso de España", *Moneda y Crédito*, (208), pp. 171-220.
- BÖWER, U. y GUILLEMINÉAU, C. (2006): "Determinants of business cycle synchronization across euro area countries". *Working Paper Series* 587, European Central Bank.
- CALDERON, C.; CHONG, A. y STEIN, E. (2007): "Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different?" *Journal of International Economics*, 71 (1), pp. 2-21.
- CAMACHO, M.; PEREZ-QUIROS, G. y SAIZ, L. (2008): "Do European business cycles look like one?" *Journal of Economic Dynamics & Control*, 32 (7), pp. 2165-2190.
- CUADRADO, J.R. y ORTIZ, A. (1999): *Fuentes de fluctuación sectorial de la economía española*, Working Paper, Instituto Universitario de Análisis Económico y Social. Universidad de Alcalá.
- DARVAS, Z.; ROSE, A. y SZAPÁRY, G. (2005): "Fiscal divergence and business cycle synchronization: irresponsibility is idiosyncratic", *NBER Working Paper* 11580, National Bureau of economic Research, Cambridge, Mass.
- DE HAAN, J.; INKLAAR, R. y JONG-A-PIN, R., (2008): "Will business cycle in the euro area converge? A critical survey of empirical research.", *Journal of Economics Surveys*, 22 (2), 234-273.
- DOLADO, J.J.; SEBASTIÁN, M. y VALLÉS, J. (1993): "Cyclical patterns of the Spanish economy", *Investigaciones Económicas*, XVII (3), pp. 445-473.
- DOMÉNECH, R. y GÓMEZ, V. (2005): "Ciclo económico y desempleo estructural en la economía española", *Investigaciones Económicas*, XXIX (2), pp. 259-288.
- DE LA FUENTE, A. (2002): "On the sources of convergence: A close look at the Spanish regions", *European Economic Review*, 46 (3), pp. 569-599.
- EICKMEIER, S. y BREITUNG, J. (2006): How synchronized are new member status with the Euro Area? Evidence from a structural factor model. *Journal of Comparative Economics*, 34 (3), 538-563.
- FATÁS, A. y MIKOV, J. (2006): "The macroeconomic effects of fiscal rules in the US states", *Journal of Public Economics*, 90 (1), pp. 101-117.
- FIDRMUC, J. (2004): The endogeneity of the Optimum Currency Area criteria, intra-industry trade, and EMU enlargement. *Contemporary Economic Policy*, 22 (1), 1-12.
- FRANKEL, J.A. y ROSE, A.K. (1998): "The endogeneity of the optimum currency area criteria", *Economic Journal*, 108 (449), pp. 1009-1025.
- GARCÍA-CARRO, B.; CRUZ, A.I.; LÓPEZ, I. y AMENEIRO, M. (2002): *Análisis desagregado del índice de producción industrial español: evaluación de sus fluctuaciones cíclicas, convergencias, causalidades e impactos*. FEDEA, Estudios de Economía Aplicada, serie Crecimiento, fluctuaciones y economía del bienestar, nº 147.
- GADEA, M.D.; GÓMEZ, A. y MONTAÑÉS, A. (2007): "How many regional business cycles are there in Spain?", ERSA 2007

- GARDEAZÁBAL, J. e IGLESIAS, M.C. (2000): "¿Causan los ciclos del G7 el ciclo español?", *Revista de Economía Aplicada*, vol. VIII, (24), pp. 39-80.
- GOERLICH-GISBERT, F.J. (1999): "Shocks agregados versus shocks sectoriales: un análisis factorial dinámico", *Investigaciones Económicas*, vol. XXIII (1), pp. 27-53.
- GOUVEIA, S. y CORREIA, L. (2008): "Business cycle synchronisation in the Euro area: the case of small countries". *International Economics and Economic Policy*, 5 (1-2), 103-121.
- HELG, R.; MANASSE, P. y MONACELLI, R.R. (1995): "How much a(symmetry in Europe? Evidence from industrial sectors". *European Economics Review*, 39 (5), pp. 1017-1041.
- HUGHES HALLET, A. y RICHTER, Ch. (2008): "Have the Eurozone converged on a common European cycle?" *International Economics and Economic Policy*, 5 (1-2), 71-101.
- JIMENO, J.F. y CAMPILLO, M. (1993): "La importancia de los *shocks* agregados y de los *shocks* microeconómicos en la economía española", *Revista Española de Economía*, Vol. 10, (2), pp. 321-348.
- JOHANSEN, S. (1988): "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- JOHANSEN, S. (1991): "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models". *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
- KALEMLI-OZCAM, S.; Sorensen, B.E. and Yosha, O. (2001): "Economic integration, industrial specialization, and the asymmetry of macroeconomic fluctuations". *Journal of International Economics*, 55 (1), 107-137.
- KRUGMAN, P. (1993): "Lessons of Massachusetts for EMU", en Torres, F. y Giavazzi, F. (editores), *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 241-261.
- PÉREZ, P.J.; Escriche, L. y García, J.R. (2007): "Las perturbaciones externas en la economía española tras la integración: ¿tamaño del *shock* o grado de respuesta?" *Revista de Economía Aplicada*, vol XV (45), pp. 5-39.
- RAMOS, R.; Clar, M y Suriñach, J. (2002): *Efectos regionales de la política monetaria: implicaciones para los países de la zona euro*, Documents de Treball de la Divisió de Ciències Jurídiques Econòmiques i socials. Col·lecció d'Economia.
- SALA, M; TORRES, T.; MÁRQUEZ, D. y MUÑOZ, M.P. (2009): "Un análisis de la a/simetría de las fluctuaciones cíclicas entre los nuevos miembros de la UE y la UEM-12". *Revista de Economía Mundial*. En proceso de evaluación.
- STOCKMAN, A.C. (1988): "Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven European countries", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21 (2 y 3), pp. 387-409.
- TONDL, G. y TRAISTARU-SIEDSCHLAG, I. (2006): "Regional growth cycle convergence in the European Union". *EUROPAINSTITUT Working Paper*, 71, University of Economics and Business Administration Vienna.
- VOLPE, CH. y MOLINARI, A. (2007): "Regional business cycle and national economic borders: What are the effects of trade in developing countries? *Review of world Economics*, vol. 143 (1), pp. 140-178.

ANEXOS

A.1. Criterios para determinar el número de componentes a retener

La decisión de trabajar con tres componentes se ha tomado siguiendo los resultados de dos criterios analíticos como son la media aritmética y el contraste sobre las raíces no retenidas. Según el criterio de la media aritmética se recomienda retener aquel número de componentes (h) tales que su raíz característica (λ_h) exceda de la media de las raíces características. Analíticamente esto implica retener aquellas componentes en las que se cumpla:

$$\lambda_h > \bar{\lambda} = \frac{\sum_{q=1}^p \lambda_q}{p}$$

El criterio del contraste sobre las raíces características no retenidas supone considerar que las $p-h$ últimas raíces características poblacionales son igual a cero. Bajo los supuestos que las variables siguen una distribución normal y que si las raíces de la muestra no son exactamente igual a cero se debe al azar, se puede formular la hipótesis nula: $H_0: \lambda_{h+1} = \lambda_{h+2} = \dots \dots \dots \lambda_p = 0$

El estadístico que contrasta la hipótesis es:

$$Q = \left\{ n - \frac{2p+11}{6} \right\} \left\{ (p-h) \ln \bar{\lambda}_{p-h} - \sum_{j=h+1}^p \ln \lambda_j \right\}$$

El estadístico se distribuye como una Chi-cuadrado con $(p-h+2)(p-h+1)/2$ grados de libertad. En el caso de que se rechace la hipótesis nula significa que una o más de las raíces características no retenida es significativa, por lo que deberían retenerse más componentes. El proceso continúa hasta que no se rechace la hipótesis nula.

En casi el 69% de los CP_r y en más del 80% de los CP_s ambos criterios aconsejan retener 3 componentes (véase excepciones en el cuadro A.1), estos porcentajes junto al hecho de que necesitamos trabajar con un número reducido de componentes para no entorpecer el análisis es lo que ha llevado a la elección de tres componentes.

CUADRO A.1
NÚMERO DE CP A RETENER (H≠3)

CP _r	Media aritmética	Contraste raíces
Andalucía	5	5
Balears (Illes)		2
Castilla y León	4	4
Cataluña	4	5
País Vasco	5	5
CP _s	Media aritmética	Contraste raíces
Industria de la alimentación	4	4
Artes gráficas y reproducción	4	
Maquinaria y equipo eléctrico	5	4
Material de transporte	1	1

Fuente: Elaboración propia.

A.2. Índice de especialización relativa de Krugman

Es un índice de especialización relativa que cuantifica la diferencia entre la estructura productiva de un territorio respecto a otro territorio de referencia. En nuestro caso mide la diferencia entre la estructura productiva de las comunidades autónomas y el conjunto de la economía española. Su expresión viene dada por:

$$KE_r = \sum_s |S_{rs}^E - S_s| \quad \text{siendo:}$$

S = *output* industrial

r = región (Comunidad Autónoma)

s = industria

S_{rs}^E = porcentaje del *output* de la industria s de la región r en el total del *output* de la región r

S_s = porcentaje del *output* de la industria s en el total del *output* industrial (excluye la región para la que se está calculando el índice)

El índice se mueve entre cero y dos. Alcanzaría el valor mínimo de 0 si la estructura productiva de la región fuera idéntica a la de la media del conjunto del país, y 2 si la región no tuviera ninguna industria en común con el conjunto del país.

Los resultados para las 17 regiones y para el año 2008 son los que recoge el cuadro A.2.

CUADRO A.2
ÍNDICE DE ESPECIALIZACIÓN RELATIVA DE KRUGMAN (2008)

54	Andalucía	0,3385
55	Aragón	0,2525
56	Asturias (Principado de)	0,9724
57	Baleares (Illes)	1,3048
58	Canarias	0,9759
59	Cantabria	0,9992
60	Castilla y León	0,2739
61	Castilla-La Mancha	0,3233
62	Cataluña	0,2542
63	Comunidad Valenciana	0,2471
64	Extremadura	1,2277
65	Galicia	0,3524
66	Madrid (Comunidad de)	0,2749
67	Murcia (Región de)	0,3433
68	Navarra (Comunidad Foral de)	0,3705
69	País Vasco,	0,2798
70	Rioja (La)	0,9127

Fuente: Elaboración propia.

A.3. Índice de concentración relativa de Krugman

Es un índice de concentración relativa que cuantifica la diferencia entre la distribución geográfica de una determinada industria respecto a la distribución del conjunto de la industria. Su expresión viene dada por:

$$KC_s = \sum_r \left| S_{rs}^C - S_r \right| \text{ siendo:}$$

S = *output* industrial

r = región (Comunidad Autónoma)

s = industria

S_{rs}^C = porcentaje del *output* de la industria s de la región r en el total del *output* de la industria s

S_r = porcentaje del *output* de la región r en el total del *output* industrial (excluye la industria para la que se está calculando el índice)

El índice se mueve entre cero y dos. Alcanzaría el valor mínimo de 0 si la distribución territorial de la industria fuera idéntica a la de la media del conjunto industrial, y 2 si la industria presentara una distribución territorial del todo distinta a la del conjunto industrial.

Los resultados para las 21 industrias y para el año 2008 son los que recoge el cuadro A.3.

CUADRO A.3
ÍNDICE DE CONCENTRACIÓN RELATIVA DE KRUGMAN (2008)

1	Industria de la alimentación	0,3612
2	Fabricación de bebidas	0,3286
3	Industria textil	0,8799
4	Confección de prendas de vestir	0,5346
5	Industria del cuero y calzado	0,9427
6	Industria de la madera y el corcho, excepto muebles, cestería y esparto	0,3167
7	Industria del papel	0,4046
8	Artes gráficas y reproducción de soportes grabados	0,3093
9	Coquerías y refino de petróleo	0,9905
10	Industria química	0,3482
11	Fabricación de productos de caucho y plástico	0,3347
12	Fabricación de otros productos minerales no metálicos	0,3955
13	Metalurgia, fabricación de productos de hierro y acero y ferro aleación	0,3507
14	Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipo	0,3300
15	Fabricación de productos informáticos, electrónicos y ópticos	1,0291
16	Fabricación de material y equipo eléctrico	0,4083
17	Fabricación de maquinaria y equipo NC	0,3607
18	Fabricación de vehículos de motor, remolques y semiremolques	0,5502
19	Fabricación de material de transporte	0,8154
20	Fabricación de muebles	0,2554
21	Otras industrias manufactureras	0,7966

Fuente: Elaboración propia.

