



**Especialización productiva y asimetrías en
las fluctuaciones económicas en las regiones europeas***

por

Jordi Pons Novell**

Daniel A. Tirado Fabregat***

DOCUMENTO DE TRABAJO 2002-23

Diciembre 2002

- * Los autores agradecen los comentarios de Vicente Orts, Albert Solé y Elisabet Viladecans. El estudio se ha beneficiado de la financiación ofrecida por el Ministerio de Ciencia y Tecnología a través de los proyectos BEC2002-00423 y SEC2002-03212.
- ** Departament d'Econometria, Estadística i Economia Espanyola. Av. Diagonal, 690 08034 Barcelona. email.- jpons@eco.ub.es
- *** Departament d'Història i Institucions Econòmiques. Av. Diagonal, 690 08034 Barcelona. email.- datir@eco.ub.es

Resumen

En este trabajo se explora la hipótesis de existencia de una relación inversa entre la especialización productiva de las regiones europeas y la simetría de las fluctuaciones cíclicas de las mismas. Para ello se construye un índice de asimetrías de las fluctuaciones cíclicas del PIB per cápita regional europeo y, a partir del mismo, se contrasta la existencia de una relación entre la especialización productiva de las regiones y este índice. Por lo que respecta a la cuantificación de las asimetrías, del estudio se deriva la existencia de un patrón geográfico en las fluctuaciones cíclicas de las regiones europeas que sitúa a la cuenca mediterránea en los niveles más altos de asincronía. Por otra parte, la evidencia empírica encontrada confirma la existencia de una relación inversa entre especialización productiva y sincronía en el ciclo económico regional y la importancia del tamaño de las asimetrías dentro del propio país y en las regiones vecinas para explicar su magnitud en las regiones europeas.

Abstract

This article explores the hypothesis that establishes the existence of an inverse relationship between specialization and symmetry of cyclical fluctuations across European regions. In order to do that, an index of asymmetries among the cyclical fluctuations of per capita GDP in the European regions is constructed and several geographical patterns are found. Mediterranean regions show the highest levels of asymmetry in the sample. Besides, an econometric analysis of the determinants of asymmetries among regional fluctuations is carried out. The results show, on the one hand, the significance of productive specialization as determinant of asymmetries across regions. On the other, geographical location of a region also matters in explaining its level of asymmetry. Those regions whose neighbours show high levels of asymmetry tend to show high levels of asymmetries as well.

Introducción

La construcción y futura ampliación de la Unión Económica y Monetaria Europea (EMU) han renovado el interés académico por el análisis de los efectos de los procesos de integración monetaria. En este sentido, una gran parte de trabajos ha hecho de la Teoría de las Áreas Monetarias Óptimas, establecida por Robert Mundell en 1961¹, el marco analítico de referencia. En él se apuntaba que los procesos de integración monetaria generaban tanto costes como beneficios a las economías participantes.

Esta teoría destacaba que la pertenencia a un área monetaria podía interpretarse como la imposición de una regla de política monetaria consistente en el tiempo que tendía a favorecer la consecución del objetivo de estabilidad de precios frente a una hipotética alternativa basada en la utilización de la política monetaria de forma discrecional. En segunda instancia, se señalaba que la pertenencia a un área monetaria, al reducir los costes de transacción generados por la existencia de un riesgo cambiario, actuaría como un elemento impulsor de los intercambios internacionales de bienes y servicios. En definitiva, estos dos aspectos (estabilidad macroeconómica y crecimiento en los volúmenes de comercio) vendrían a favorecer el crecimiento del *output* de las economías participantes.

Pero el trabajo de Mundell también apuntaba la existencia de costes derivados de la pertenencia a un área monetaria. Ésta suponía la pérdida de un instrumento de política económica que permitía el manejo del ciclo económico. Por ello, sólo los países que mostraran una elevada simetría en su comportamiento cíclico obtendrían ventajas ligadas a la pertenencia a un área monetaria que iban a superar a los costes que ésta podría generar. Sólo ellos, por tanto, serían candidatos a formar parte de un área monetaria óptima.

Partiendo de este marco de análisis, distintos trabajos han tratado de evaluar la relevancia de los diferentes argumentos relacionados con los beneficios generados por la pertenencia a una unión monetaria. Así, Rose (2000), Frankel y Rose (2002) o Alesina y Barro (2002) han contrastado la existencia de una relación significativa y positiva entre la pertenencia a un área monetaria común y el volumen de comercio realizado por pares de países. Alesina y Barro (2002), además, han apuntado la existencia de una relación directa entre mayor volumen de comercio e incremento en el ritmo de crecimiento de las economías implicadas.

Por lo que respecta a la evaluación de los costes derivados de la pertenencia a un área monetaria, inicialmente, las investigaciones trataron de identificar qué países mostraban una mayor sincronía en su comportamiento

¹ Mundell (1961).

cíclico y, con ello, mayor probabilidad de formar parte de un área monetaria óptima (Artis y Zhang, 1999).

Sin embargo, distintos trabajos han venido a cuestionar la exogeneidad de los criterios establecidos por Mundell a la hora de indentificar qué países parecían, *a priori*, candidatos a formar parte de un área monetaria óptima. En este sentido, Frankel y Rose (1998) han señalado que la entrada en un área monetaria genera una mayor especialización internacional y favorece el crecimiento de los flujos comerciales entre los países miembros. Por ello, es la propia integración monetaria la que puede acabar favoreciendo una mayor sincronización en el ciclo de las economías participantes, de forma que se reduzcan los hipotéticos costes derivados de la pérdida del instrumento monetario.

El trabajo de Frankel y Rose (1998) abrió una nueva vía de aproximación al análisis de los costes de los procesos de integración monetaria. Desde su publicación, lo que se ha tratado de analizar es si la integración monetaria genera o no más sincronía entre las economías participantes. Ante este nuevo escenario, distintos autores han mostrado nuevos aspectos a través de los cuales la integración económica en general, y la monetaria en particular, puede afectar al comportamiento cíclico de las economías.

Así, Coe y Helpman (1995) han destacado que los avances en los procesos de integración económica estimulan la difusión internacional de los *shocks* de política económica y mejoran las conexiones tecnológicas y de oferta entre los países participantes. Desde esta perspectiva, la integración económica favorecerá una mayor sincronía en el ciclo.

Autores como Krugman (1993), sin embargo, han resaltado que la mayor integración comercial derivada de la integración monetaria estimula los procesos de especialización productiva, generando una reducción en la correlación internacional del ciclo. Por el contrario, como ya se ha señalado, Frankel y Rose (1998), y también Rose y Engel (2001), han destacado que el crecimiento en los volúmenes de comercio sirve para reforzar las conexiones de demanda existentes entre los participantes. Como resultado, la simetría del ciclo económico debería ser mayor tras el proceso de integración.

Finalmente, Frankel y Rose (1998) plantean que, aunque la secuencia integración económica, especialización productiva, mayor comercio internacional genere efectos teóricos dispares sobre la simetría del ciclo económico, el análisis empírico permite sostener que existe una relación positiva entre intensidad de los flujos comerciales bilaterales y simetría en el ciclo económico. Es decir, la sincronía en el ciclo aumenta con los procesos de integración.

En esta línea de trabajo, Kalemli-Ozcan et al. (2001) y (2002) han destacado la existencia de un mecanismo de conexión adicional entre integración económica y ciclo. Apuntan que, cuando el proceso de integración alcanza el mercado de factores, en particular el mercado de capitales, la existencia de una vía a través de la cual los inversores pueden establecer estrategias de cobertura internacional de riesgo favorece un grado de especialización productiva que va más allá del marcado por los niveles de barreras arancelarias existentes, con efectos sobre la sincronía en el ciclo productivo.

La intuición teórica del argumento es la siguiente: aunque los beneficios derivados de los procesos de especialización gocen de amplio consenso, distintos autores han señalado que la especialización productiva puede elevar la variabilidad en la producción.² En estas condiciones, una creciente especialización productiva podría estar provocando una pérdida de bienestar para la economía que la experimenta que superara a la ganancia derivada del proceso de especialización. Como resultado, los procesos de especialización encontrarían un freno a su desarrollo.

No obstante, como ha sido señalado por Grossman y Razin (1985) o Helpman (1988), la integración del mercado de capitales abre vías a través de las cuales es posible distribuir el riesgo asociado a la especialización productiva entre las diversas regiones y países que participan del proceso de integración. El comercio de activos financieros permite que la concentración geográfica de la producción sea compatible con la diversificación geográfica de las fuentes generadoras de renta para cada región. Como consecuencia, en estas condiciones de integración del mercado de capitales, la especialización productiva podría crecer producto de un mecanismo que es independiente del nivel de integración comercial. Con ello, en última instancia, la sincronía en el ciclo productivo también podría verse afectada.

Kalemli-Ozcan et al. (2001) y (2002) someten a contraste empírico la existencia de esta doble relación basándose, para ello, en una muestra que incluye los estados USA y un grupo de países de la OCDE. Confirman la existencia de una relación positiva entre cobertura internacional del riesgo y especialización productiva (Kalemli-Ozcan et al., 2002). Además, también muestran como la mayor especialización alcanzada por esta vía mantiene una relación inversa con la simetría de las fluctuaciones cíclicas a través de un mecanismo de causación que aparece de forma independiente a la integración comercial.³ Por tanto, la integración de los mercados de capitales, si genera la aparición de mecanismos de cobertura internacional de riesgo, permite la

² Ruffin (1974).

³ No obstante también apuntan que la evidencia presentada avala la existencia de un efecto a la Krugman entre integración comercial, especialización y mayores asimetrías en el ciclo.

profundización en los procesos de especialización, con efectos relevantes sobre la simetría de los ciclos económicos de las economías participantes.

El trabajo que aquí se presenta avanza por esta línea de análisis empírico centrándose en el estudio de los países y regiones europeas. En particular, en el trabajo se evalúa la existencia de asimetrías en el ciclo productivo entre los países y regiones europeas y se analiza la existencia de una relación entre el nivel de especialización productiva y el tamaño de estas asimetrías en el ciclo económico regional.

Para ello, el artículo se desarrolla a lo largo de tres apartados. En el primero, se construye un indicador de asimetrías para los países y regiones europeas. La presentación y estudio de los valores alcanzados por el indicador nos permite identificar la existencia de una pauta geográfica en el mismo, pauta que trasciende el ámbito estatal y cuya consideración puede ser relevante a la hora de abordar el análisis de sus determinantes. El apartado segundo está dedicado a la presentación de un ejercicio analítico en el que se estudia la existencia de una relación entre grado de especialización productiva y asimetrías en el ciclo productivo. En el ejercicio se considera la influencia de la posición ocupada por las regiones en el espacio mediante la utilización de técnicas de estimación provenientes de la econometría espacial. Finalmente, el apartado tercero sirve para destacar las principales conclusiones alcanzadas y situarlas en el contexto de las propuestas de política económica propias de la Unión Económica y Monetaria Europea.

Asimetrías en el ciclo en las regiones europeas

La medida de asimetría construida y utilizada en este estudio trata de recoger la pérdida potencial de bienestar que experimenta un consumidor representativo de cada región debido a la existencia de fluctuaciones asimétricas del PIB y ausencia de mecanismos de cobertura internacional de riesgo. En particular, el indicador que se propone recoge la diferencia entre el bienestar alcanzado por el consumidor representativo en caso de limitar su consumo al PIB per cápita de cada región (no hay cobertura de riesgo) y el que éste podría obtener si el output, o las rentas que éste genera, fuera distribuido de forma homogénea entre todas las regiones. Es decir, se trata de una medida de las ganancias potenciales de cada región ante la alternativa de compartir totalmente el riesgo.

Con esta idea de fondo, Kalemli-Ozcan et al. (2001) muestran cómo se puede derivar una medida de asimetría como la sugerida a partir de un modelo de corte estructural. Ésta, dependiendo de la función de utilidad propuesta en el modelo, responde a una forma funcional final diferente, aunque la intuición subyacente a las distintas formas obtenidas sea la misma.

En el caso de que la forma funcional propuesta para la función de utilidad sea la logarítmica, el indicador de asimetría puede construirse según la siguiente expresión:

$$G^i = \frac{1}{\delta} \left(\frac{1}{2} \sigma^2 + \frac{1}{2} \sigma_i^2 - \text{cov}^i \right)$$

Siendo σ^2 la varianza del crecimiento del PIB per cápita del conjunto de áreas estudiadas en el periodo considerado, σ_i^2 la varianza del crecimiento del PIB per cápita de la región analizada, cov^i la covarianza entre estas dos series y δ una constante que recoge la tasa de descuento temporal. La intuición de la fórmula resultante es directa: cuando menor es la covarianza entre las series de crecimiento del PIB per cápita, más alto es el indicador de asimetría, hecho que apunta a la existencia de una ganancia potencial mayor para la región analizada en caso de existir mecanismos que permitan una total cobertura internacional de riesgo.⁴

A la hora de aplicar esta fórmula a la muestra de regiones europeas los índices se han construido con datos seriados de PIB per cápita regional para el periodo 1981-1996. Por lo que respecta a δ , siguiendo la propuesta de Kalemli-Ozcan et al. (2001), se ha tomado una tasa de descuento temporal igual a 0.02.

El indicador de asimetrías se ha construido para todas aquellas unidades territoriales para las que la base de datos REGIO de EUROSTAT ofrece datos seriados de PIB per cápita para los países de la EUR-12. En particular han sido, 12 países, 59 NUTS-1 y 111 NUTS-2.⁵ En el cuadro 1 se presentan los valores alcanzados por el indicador de asimetrías para los 12 estados miembros de la EUR-12 y en el mapa 1 se presentan los resultados obtenidos para este indicador al máximo nivel de desagregación territorial posible, que puede oscilar entre la NUTS-2 y el país.⁶

⁴ La derivación algebraica de la expresión se encuentra en Kalemli-Ozcan et al. (2001), pp. 130-135.

⁵ En el Apéndice 1 se relacionan todas las unidades territoriales para las que se ha construido el indicador, así como los valores alcanzados por el mismo. Aunque se disponía del PIB per cápita para años posteriores, se ha optado por finalizar el estudio en 1996 puesto que parte de la información utilizada en el apartado siguiente sólo está disponible hasta este año.

⁶ Este sería el caso de Dinamarca, Irlanda y Luxemburgo, países para los que sólo se dispone de datos seriados de PIB per cápita a este nivel de desagregación territorial.

Cuadro 1
Índices de asimetría. Países

Grecia	8,71
España	8,21
Portugal	7,38
Italia	7,32
Reino Unido	5,11
Luxemburgo	4,32
Alemania	2,81
Bélgica	2,52
Irlanda	2,12
Dinamarca	2,04
Holanda	1,98
Francia	0,78

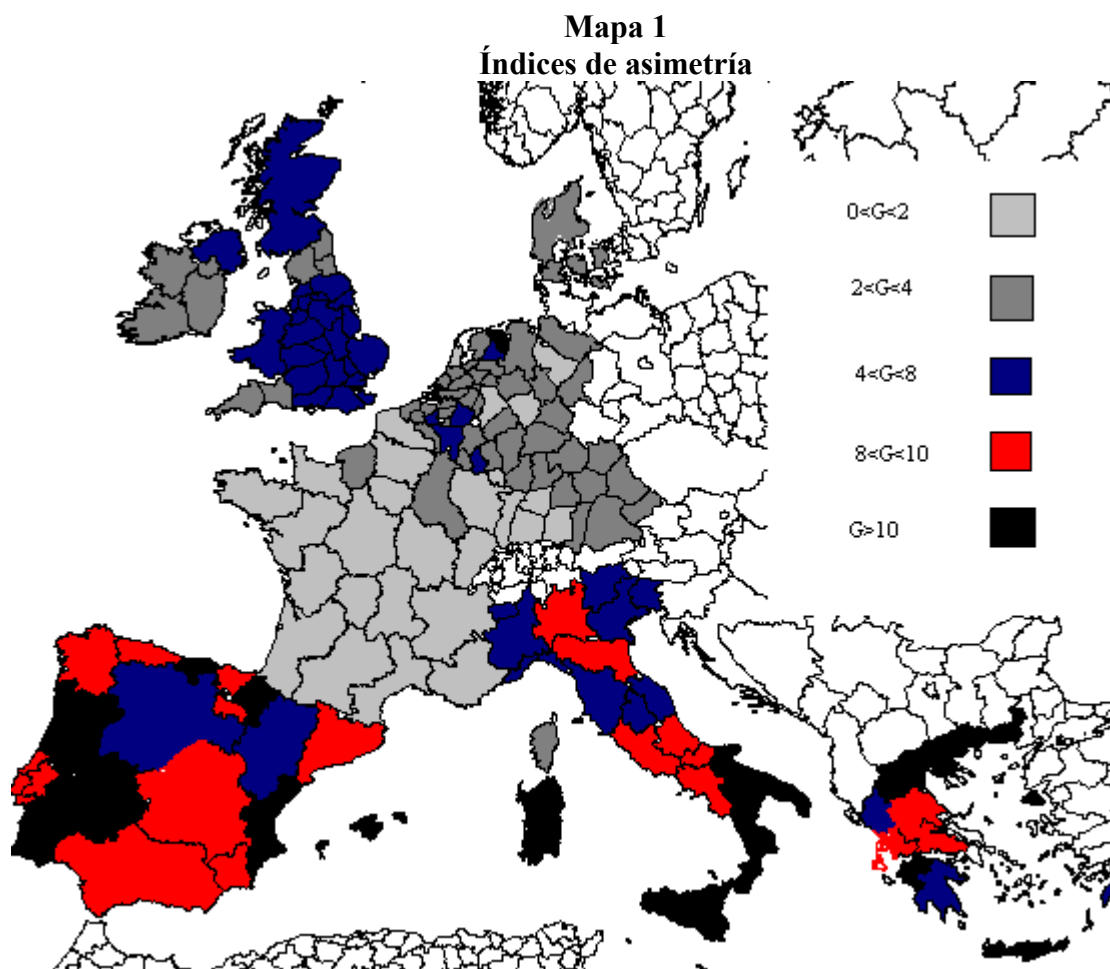
De una primera lectura de los datos parece apuntarse una constante. Se observa como los países de la cuenca mediterránea mantienen unos índices de asimetría superiores a la media. Este sería el caso de Portugal, España, Italia y Grecia. En la cola de esta clasificación aparecerían países del Centro y Norte europeo (Francia, Alemania, Bélgica, Dinamarca y Holanda). Los niveles intermedios corresponderían al Reino Unido. Parece, por tanto, que se define un patrón en el tamaño de las asimetrías a nivel estatal que sitúa al Norte europeo en unos valores claramente por debajo de los registrados en los países de la cuenca mediterránea

El mapa 1 recoge toda la información elaborada, presentada al mayor nivel de desagregación territorial consentido por la fuente. Como se puede comprobar, si el dibujo se plantea a partir de los valores alcanzados por los indicadores de asimetría a nivel regional (NUTS-1 y NUTS-2), la impresión general derivada del cuadro 1 se mantiene. Los valores más altos del indicador los alcanzan regiones italianas, griegas, españolas o portuguesas. Los mínimos los registran las regiones francesas y holandesas, aunque, en este caso aparecen con valores muy bajos algunas regiones alemanas como Baden-Württemberg, Saarland o Nordrhein-Westfalen o británicas como Yorkshire and the Humber o North East. Los valores intermedios quedarían repartidos entre distintas regiones británicas, belgas, alemanas e incluso alguna holandesa (Oost-Nederland).

La evidencia regional confirma la aparición de un patrón geográfico en la distribución de las asimetrías en el ciclo económico. Las regiones mediterráneas tienden a mantener indicadores de asimetría más altos que las del centro europeo. Las regiones francesas, alemanas, holandesas y belgas muestran los valores más bajos.

Además, el análisis del mapa 1 permite observar como, en la mayor parte de casos, los valores alcanzados por el indicador de asimetrías tienden a ser próximos cuando se comparan regiones contiguas pertenecientes al mismo país.

No obstante, en algunas ocasiones, aparecen divergencias manifiestas entre regiones pertenecientes al mismo estado. En este sentido, serían paradigmáticos los casos español, italiano, griego o portugués, en los que se desvela una amplia diversidad de comportamientos regionales, y en los que incluso aparecen casos de regiones cuyos indicadores de asimetría comparten valores con regiones vecinas pertenecientes a estados diferentes.



Una hipótesis que permitiría explicar este tipo de comportamiento es que, junto a elementos de tipo institucional, éste viene determinado por la existencia de similitudes en las dotaciones relativas de factores entre países y regiones próximas. Con ello, éstas tenderían a especializarse en sectores similares y, en caso de aparición de *shocks* de tipo específico, los indicadores de asimetría mostrarían, *caeteris paribus*, valores más parejos entre regiones contiguas.

Este tipo de efectos, los vinculados a las líneas de especialización productiva específicas, son los considerados por Kalemlı-Ozcan et al. (2001) en su análisis empírico de los determinantes de los indicadores de asimetría a través de variables como, volumen de población, peso relativo del sector agrario o del sector energético. En el próximo apartado se estudian los determinantes que explican el valor que alcanza el índice de asimetría en las regiones europeas.

Asimetrías y especialización productiva

Como se ha señalado en la introducción, el trabajo analítico trata de contrastar la existencia de una relación directa entre la especialización productiva de las regiones europeas y el tamaño de las asimetrías detectadas en el ciclo productivo. Para ello, el estudio requiere información de carácter regional sobre dos variables básicas: estructura productiva, que es la que nos permitirá construir los indicadores sintéticos de especialización productiva, y PIB per cápita, variable necesaria para la elaboración de los indicadores de asimetría. Para obtenerla se ha contado con las bases de datos REGIO que nos ofrece EUROSTAT y, a partir de la información disponible, se ha condicionado el proceso de elaboración de los indicadores a la misma.

Por lo que hace referencia a los indicadores de asimetría, en el apartado previo se ha apuntado que es posible su construcción para la totalidad de la Unión Europea 12, aunque a distintos niveles de agregación geográfica. En particular, ha sido posible construir estos indicadores para 12 países, 59 NUTS-1 y 111 NUTS-2.

Sin embargo, las limitaciones de la información disponible imposibilitan la construcción de indicadores regionales de especialización productiva para una parte de la EUR-12. En particular, EUROSTAT no ofrece información desagregada sobre estructura productiva al nivel contemplado en este análisis, ni a nivel regional, ni incluso a nivel estatal, para Alemania, Reino Unido y Países Bajos.

Con esta restricción, la muestra utilizada en el análisis econométrico son 91 observaciones, compuestas por 76 NUTS-2 para las que se dispone de información seriada de PIB per cápita y de estructura productiva desagregada a nivel de 19 ramas de producción, de 12 NUTS-1 para las que se dispone del mismo tipo de información, pero no a nivel de las NUTS-2 que las componen y de 3 estados para los que también se dispone de este tipo de información, aunque no al nivel de desagregación correspondiente a las NUTS-1 o las NUTS-2 que las conforman.⁷

El coeficiente de especialización global de cada una de las regiones consideradas en el estudio se ha calculado a partir de la expresión:

$$SPECG_i = \sum_{s=1}^S \left(\frac{LAB_i^s}{LAB_i} - \frac{1}{J-1} \sum_{j \neq i} \frac{LAB_j^s}{LAB_j} \right)^2$$

donde LAB_i^s (LAB_j^s) es la ocupación en el sector s en la región i (región j), LAB_i (LAB_j) es la ocupación total en la región i (región j), S es el número de

⁷ En el Apéndice 2 se relacionan las 91 unidades territoriales consideradas, así como las ramas de actividad en las que se descompone la producción regional.

sectores productivos considerados y J es el número de regiones estudiadas. En el análisis que se presenta a continuación S toma el valor 19 y J el valor 91.

La intuición de la fórmula resultante es la siguiente: si la región i tuviera la misma estructura productiva que la media de las regiones estudiadas el indicador tomaría el valor 0 ($SPECI_i=0$), mientras que a medida que la estructura productiva de la región se aleje de la del resto de regiones el coeficiente de especialización se aproximará a 2.

Se ha calculado también un coeficiente de especialización industrial para cada una de las regiones ($SPECI_i$). En este caso la fórmula utilizada es la misma que la anterior con la salvedad que únicamente se emplean los ocupados en las 11 ramas industriales en las que se desagrega el producto industrial.

Aunque la mejor de las alternativas hubiera sido computar el valor de los índices de especialización año a año y calcular su media, los datos disponibles no dan información seriada para todos los años. Por ello se ha decidido computarlos sólo para el año central del estudio, 1988 y realizar el análisis con esta información.

Como se ha señalado, el análisis que se propone trata de contrastar la existencia de una relación positiva entre el nivel de especialización regional y el indicador de asimetrías en el ciclo productivo. La variable endógena es el índice de asimetría presentado en el apartado previo. Siendo ésta la variable a explicar, la forma funcional básica se construye utilizando como explicativa del modelo el índice de especialización productiva.

En la estrategia de contraste empírico se ha abordado el posible problema de especificación incompleta a través de dos procedimientos. En primer lugar, en las especificaciones se ha considerado la utilización de diversas variables de control propuestas en la literatura empírica. Así, se ha controlado por la existencia de diferentes niveles de especialización en algunas líneas productivas, como la industrial, incorporando un índice sintético de especialización industrial como variable de control en las regresiones. Igualmente, atendiendo a las características del ciclo productivo agrario, más irregular que el de los sectores industrial, construcción o servicios, se ha considerado la posibilidad de que, caeteris paribus, las regiones con un mayor peso de la producción agraria sobre el total de producción mostraran índices de asimetría mayores. En este caso no se ha considerado las diferencias en la configuración interna del sector atendiendo a que la base de datos no permite la construcción de este tipo de índice. En última instancia, como es común en este tipo de ejercicios, en el proceso de estimación se ha intentado controlar también por el tamaño de la región analizada, a través de variables como el volumen de población o transformaciones de la misma.

Por tanto, la forma funcional propuesta es del tipo:

$$\text{LASIM}_i = \alpha + \beta \text{LESPEG}_i + \gamma \text{LCONTROL}_i + u_i$$

Siendo LASIM el logaritmo del valor del coeficiente de asimetría para cada una de las observaciones; LESPEG, el logaritmo del coeficiente de especialización productiva calculado para cada una de las regiones y LCONTROL, de forma indistinta, cada una de las diferentes variables de control utilizadas en el análisis, expresadas en logaritmos. En particular, en los cuadros 2 y 3, LESPECI hará referencia al logaritmo del coeficiente de especialización industrial y LAGRI al logaritmo del peso del sector agrario en la estructura productiva de cada una de las regiones.⁸

Siguiendo con los procedimientos empleados para abordar el problema de especificación incompleta, en segundo lugar, atendiendo a las regularidades espaciales halladas para la variable endógena, en el proceso de estimación se ha tratado de considerar la posición ocupada por las distintas unidades territoriales en el espacio. Es decir, se ha analizado si la distribución espacial de las variables estudiadas es meramente aleatoria o si responde a un esquema de autocorrelación o dependencia espacial. Se ha optado por el análisis de esta alternativa por dos razones.

En primer lugar, por que la presencia de autocorrelación espacial en la ecuación estimada tendría consecuencias graves que podrían invalidar algunas de las conclusiones obtenidas al aplicar la metodología econométrica clásica. En este caso, los estimadores MCO de los parámetros seguirían siendo insesgados pero serían ineficientes, por lo que la inferencia basada en los tests de significación individual de los parámetros estaría sesgada y afectaría a la validación de diversos tests de especificación como los contrastes de heterocedasticidad (Anselin y Griffith, 1988).

En segunda instancia, desde la perspectiva del análisis de los determinantes de las diferencias en las fluctuaciones cíclicas regionales, podemos esperar que, con independencia del nivel de especialización agregado, regiones próximas puedan especializarse en sectores productivos similares de forma que, ante la aparición de shocks sectoriales específicos, regiones cercanas tengan indicadores de asimetría similares. La variable espacial, por tanto, podría estar recogiendo, con independencia del nivel de especialización agregado, la importancia de los shocks específicos en la configuración del indicador de asimetría. En este sentido, podría estar relacionada con las variables de control propuestas por la literatura, como peso del sector agrario o especialización industrial, en tanto que este tipo de variables pueden acabar por recoger la

⁸ No se presentan los resultados referidos a las variables de control ligadas al tamaño de la región puesto que al incorporarlas al modelo resultan no ser estadísticamente significativas.

existencia de especialización relativa en producción agraria o en diferentes sectores industriales en función de las dotaciones relativas de tierra, mano de obra o capital humano.

Con el objetivo de estudiar la presencia de autocorrelación espacial en las variables consideradas, en primer lugar se han calculado los estadísticos I de Moran y c de Geary, que bajo la hipótesis nula contemplan una distribución aleatoria de las variables en el espacio.⁹ Para efectuar estos cálculos es necesario definir una matriz de contactos (W) que muestra las interacciones o dependencias espaciales entre las distintas unidades territoriales. Esta matriz indica para cada elemento del espacio los subconjuntos de elementos entre los cuales es posible que existan relaciones de dependencia mutua. Para efectuar el análisis propuesto en este artículo se ha utilizado una matriz de contactos basada en la inversa de la distancia existente entre las capitales de cada par de regiones consideradas.

En el cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos. En el caso de rechazar la hipótesis nula de una distribución aleatoria en el espacio de las variables consideradas se encontrará evidencia en el sentido de que el valor alcanzado por estas variables en una región se ve afectado por el valor que tomen en las regiones contiguas.

Cuadro 2
Contrastes de autocorrelación espacial

VARIABLES	I de Moran	c de Geary
LASIM	9.40 ^a	-8.50 ^a
LESPEG	6.71 ^a	-6.18 ^a
LESPECI	4.48 ^a	-4.34 ^a
LAGRI	6.42 ^a	-6.41 ^a

Nota.- Rechazo de la hipótesis nula con un nivel de significación $\alpha=0.01$ (^a).

Los valores obtenidos al efectuar estos contrastes indican que presentan dependencia espacial todas las variables. Estos resultados muestran que existen relaciones de interdependencia espacial entre las regiones consideradas, por lo que será necesario considerar esta distribución no aleatoria de las series analizadas al estimar las ecuaciones propuestas para estudiar los determinantes de los indicadores de asimetría.

⁹ Para un análisis formalizado de las técnicas englobadas en lo que ha venido en denominarse Econometría Espacial puede consultarse Anselin (1988a), Anselin y Florax (1995) y Anselin et al. (1996).

En este sentido, cabe señalar que, en los modelos de regresión, la autocorrelación espacial puede adoptar dos formas. El primer caso es el denominado por Anselin modelo espacial autorregresivo. En este caso se habla de una dependencia estructural, puesto que aparece cuando el valor de la variable endógena en un área depende de los valores que toma esta variable en las áreas vecinas o próximas. La segunda forma de autocorrelación espacial es el denominado modelo con perturbaciones espaciales autorregresivas, en el que la dependencia espacial está incorporada al término de error.

Por ello se ha estimado la forma funcional básica propuesta por MCO y se ha procedido a contrastar la presencia de autocorrelación espacial, ya sea a nivel de la variable endógena o a nivel residual.¹⁰ Para determinar este aspecto se han calculado los contrastes de la I de Moran y los basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange LM-LAG (Anselin (1988b)) y LM-ERR (Burrige (1980)). El contraste de la I de Moran es un test general que no suministra información adicional sobre la forma del proceso espacial, mientras que los contrastes LM-LAG y LM-ERR permiten, en el caso de existir dependencia espacial, discriminar entre las dos formas que puede adoptar la misma.

Estos dos contrastes basados en el principio de los multiplicadores de Lagrange requieren que los errores de los modelos estimados por MCO sigan una distribución normal. Esta hipótesis de normalidad ha sido contrastada mediante el test de Kiefer y Salmon, aceptándose la normalidad de los residuos del modelo estimado por MCO. Por otra parte, en los modelos estimados se ha calculado el test de Breusch y Pagan, no siendo posible en ninguno de los casos rechazar la hipótesis nula de homocedasticidad de la muestra.

En el cuadro 3 se muestran los resultados obtenidos en tres baterías de regresiones: las primeras (columnas 1 y 2) incluyen dos variables de control, LESPECI y LAGRI. Las columnas 3 y 4 ofrecen los resultados de un modelo en el que no se incluye el peso de la producción agraria como variable de control. En las columnas 5 y 6, por último, se presenta un modelo en el que no se incluye ninguna de las variables de control consideradas. La diferencia entre las columnas impares y las pares es que las primeras muestran los resultados derivados de una estimación por mínimos cuadrados ordinarios y las pares se derivan de un proceso de estimación por máxima verosimilitud en el que se incluye un término de correlación espacial.

¹⁰ Estos estadísticos y el resto de resultados obtenidos en esta sección han sido calculados mediante el programa Space Stat. Anselin (1992).

Cuadro 3
Resultados de las estimaciones

	(MCO)	(ML-SL)	(MCO)	(ML-SL)	(MCO)	(ML-SL)
	1	2	3	4	5	6
Constante	1.20 ^a (0.16)	0.43 ^a (0.14)	1.50 ^a (0.08)	0.50 ^a (0.11)	1.46 ^a (0.09)	0.47 ^a (0.11)
LESPEG	0.26 ^a (0.07)	0.14 ^a (0.05)	0.33 ^a (0.06)	0.15 ^a (0.04)	0.39 ^a (0.05)	0.19 ^a (0.04)
LESPECI	0.18 ^c (0.10)	0.11 ^c (0.06)	0.19 ^b (0.10)	0.11 ^c (0.06)		
LAGRI	0.18 ^b (0.08)	0.05 (0.06)				
λ		0.66 ^a (0.06)		0.67 ^a (0.06)		0.68 ^a (0.06)
R ² -adj.	0.39	(*)	0.36	(*)	0.34	(*)
AIC	206.56	150.00	209.07	148.81	211.11	149.98
LIK	-99.28	-69.98	-101.54	-70.40	-103.55	-71.99
Kiefer-Salmon	4.17		3.54		3.28	
Breusch-Pagan	1.73	2.65	1.14	0.98	0.87	0.42
I-MORAN	7.01 ^a		7.14 ^a		6.89 ^a	
LM-ERR	0.77	0.25	0.35	0.24	1.76	0.15
LM-LAG	10.46 ^a		12.06 ^a		15.38 ^a	

Notas.- Entre paréntesis se ofrecen los errores estándar estimados.

Rechazo de la hipótesis nula con un nivel de significación $\alpha=0.01$ (^a), $\alpha=0.05$ (^b) y $\alpha=0.10$ (^c).

MCO: Mínimos Cuadrados Ordinarios.

ML-SL: Estimación por máxima verosimilitud del modelo espacial con retardos.

λ : Coeficiente de autocorrelación espacial.

(*) La presencia de autocorrelación espacial implica que el coeficiente de determinación ajustado, R²-adj., es inadecuado para determinar la bondad del ajuste. Por ello, se ha calculado el criterio de información de Akaike (AIC) y el valor máximo de la función de verosimilitud (LIK) para cada uno de los modelos estimados.

Respecto a las tres estimaciones por MCO, comprobamos como en todas ellas aparece de forma robusta el signo positivo en la relación entre especialización y asimetrías y con unos niveles de significación muy altos. Además, por lo que hace referencia a las regresiones que incluyen variables de control, como peso del sector agrario y coeficiente de especialización industrial, éstos aparecen con el signo esperado y con niveles de significación elevados.

Sin embargo, al estimar el modelo propuesto se rechaza, en todos los casos, la hipótesis nula de ausencia de dependencia espacial. Los resultados obtenidos sugieren que la dependencia espacial es de tipo estructural. Es decir, el valor que toma la variable endógena en un área depende del valor tomado por esta variable en las áreas vecinas o próximas. Por ello, se han estimado nuevamente los modelos espaciales autorregresivos mediante el método de máxima verosimilitud (Columnas 2, 4, y 6).

Como se observa en cada caso, los resultados obtenidos mediante los dos procedimientos de estimación son similares, aunque en las estimaciones por máxima verosimilitud el valor del coeficiente estimado para el índice de especialización se ve reducido respecto a la estimación por MCO. Además, los valores y la significación de los parámetros relacionados con las variables de control bajan de forma manifiesta en caso de incorporar el término de correlación espacial al estimar la regresión por máxima verosimilitud.¹¹

Por contra, la robustez de los valores estimados para la variable espacial en las distintas especificaciones indican la importancia de la consideración de elemento espacial en las regresiones. En particular, el signo y magnitud del parámetro estimado λ señala que el valor alcanzado por el indicador de asimetría en una región se ve influido, de forma positiva, por el valor alcanzado por este mismo indicador en las regiones vecinas o próximas.

Si atendemos a la caída en los valores y significatividad de los parámetros estimados para las variables de control en las regresiones que incorporan el elemento espacial, podríamos afirmar que esta última variable podría estar recogiendo, con independencia del nivel de especialización agregado, la importancia de los *shocks* específicos en la configuración del indicador de asimetría. En última instancia, ésta podría estar relacionada con las variables de control propuestas por la literatura, como peso del sector agrario o especialización industrial, en tanto que este tipo de variables puede acabar recogiendo la existencia de especialización relativa en producción agraria o en sectores industriales intensivos en mano de obra o en capital humano y tomar valores cercanos en caso de regiones próximas, con dotaciones relativas de factores similares.

¹¹En el proceso de estimación también se ha considerado el posible problema de endogeneidad en los regresores. En particular, desde una perspectiva teórica, no es posible descartar la posibilidad de que la especialización se vea afectada por las asimetrías en las fluctuaciones de la producción. Para abordar esta cuestión, en el análisis empírico también se han realizado estimaciones alternativas usando variables instrumentales. En aquellas especificaciones en las que no se incluye el índice de especialización industrial (LESPECI) como regresor, se han utilizado como instrumentos del índice de especialización agregado (LESPEG) tanto valores retardados de este índice (LESPEG) como el índice de especialización industrial (LESPECI). Por el contrario, en aquellas especificaciones en las que se incluye el índice de especialización industrial como regresor sólo se ha tomado como instrumento del índice de especialización agregado (LESPEG) valores del mismo correspondientes a diversos años. De la comparación mediante el test de Hausman (1978) entre las estimaciones realizadas por MCO y por variables instrumentales se deduce que no existe un problema de endogeneidad en el ejercicio planteado. En estas condiciones, y aún considerando la posibilidad de que los instrumentos utilizados no sean los más apropiados, se ha decidido mantener la hipótesis de no endogeneidad de la variable relativa a la especialización productiva.

Conclusiones

Este trabajo ha explorado la hipótesis de existencia de una relación inversa entre la especialización productiva de las regiones europeas y la simetría de las fluctuaciones cíclicas de las mismas. Para ello se ha construido un índice de asimetrías de las fluctuaciones cíclicas del PIB per cápita regional europeo y, a partir del mismo, se ha contrastado la existencia de una relación entre la especialización productiva de las regiones y este índice.

Por lo que respecta a la cuantificación de las asimetrías, del estudio se deriva la existencia de un patrón geográfico en las fluctuaciones cíclicas de las regiones europeas que sitúa a la cuenca mediterránea en los niveles más altos de asincronía. Por contra, las regiones centrales francesas, alemanas, holandesas o incluso alguna británica obtendrían los mayores niveles de sincronía en las fluctuaciones del PIB per cápita.

Además, se ha contrastado la existencia de una relación inversa entre especialización productiva y sincronía en el ciclo económico regional. Sin embargo, en el trabajo se sostiene que al enfrentar el problema de especificación incompleta no es suficiente la consideración de las variables de control planteadas por la literatura. La existencia de correlación espacial entre las variables analizadas hace necesaria la consideración de esta relación mediante las técnicas de la econometría espacial. Al hacerlo, se confirma la existencia de una relación directa entre especialización productiva y tamaño de las asimetrías en un modelo de regresión en el que aparece como significativa en la explicación del tamaño de las asimetrías de una región, el tamaño de las mismas en las regiones vecinas.

Pasando al terreno de la interpretación el trabajo ofrece evidencia adicional a la presentada por Kalemli-Ozcan et al. (2001) y (2002) referente a la existencia de un efecto propio de los procesos de integración económica. Si, como han mostrado estos autores, una más profunda integración del mercado de capitales que ofrezca mecanismos de cobertura internacional de riesgo favorece que la especialización productiva vaya más allá de la provocada por la reducción de barreras arancelarias asociada a la integración del mercado de bienes, es previsible que este efecto genere la aparición de mayores asimetrías en el ciclo productivo.

La interpretación de esta evidencia, sin embargo, no ha de suponer la génesis de mayores costes ante la integración monetaria para estas regiones. En realidad, la profundización en los mecanismos de cobertura internacional del riesgo debería dotar de una mayor estabilidad a las rentas percibidas por el individuo medio en cada una de las regiones aunque la distribución geográfica de la producción suponga que las regiones experimenten mayores asimetrías en el ciclo.

Bibliografía

- Alesina, A. y Barro, R. (2002), “Currency Unions”, *Quarterly Journal of Economics*, 117, 409-436.
- Anselin, L. (1988a), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin, L. (1988b), “Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity”, *Geographical Analysis*, 20, 1-23.
- Anselin, L. (1992), *SpaceStat tutorial*, Regional Research Institute, West Virginia University, Morgantown.
- Anselin, L., Bera, A., Florax, R y Yoon, M. (1996), “Simple diagnostic tests for spatial dependence”, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77-104.
- Anselin, L. y Florax, R. (eds.) (1995), *New directions in Spatial Econometrics*, Springer-Verlag, Berlin.
- Anselin, L. y Griffith, D.A. (1988), “Do spatial effects really matter?”, *Papers in Regional Science*, 65, 11-24.
- Artis, M. y Zang, W. (1999), “Further evidence on the international business cycle and the ERM: Is there a european business cycle?”, *Oxford Economic Papers*, 51, 133-151.
- Belsley, D.A., Kuh, E. y Welsch, R.E. (1980), *Regression diagnostics*, John Wiley, New York.
- Burridge, P. (1980), “On the Cliff-Ord tests for spatial autocorrelation”, *Journal of the Royal Statistical Association*, Series B, 42, 107-108.
- Coe, D. y Helpman, E. (1995), “International R&D spillovers”, *European Economic Review*, 39, 859-887.
- Frankel, J. A. y Rose, A. K. (1998), “The endogeneity of the optimum currency area criteria”, *Economic Journal*, 108, 1009-1025.
- Frankel, J. A. y Rose, A. K. (2002), “An estimate of the effect of common currencies on trade and income”, *Quarterly Journal of Economics*, 117, 437-466.
- Grossman, G. y Razin, A. (1985), “International capital movements under uncertainty”, *Journal of Political Economy*, 92, 286-306.
- Hausman, J. A. (1978), “Specification tests in econometrics”, *Econometrica*, 46, 1251-1272.
- Helpman, E. (1988), “Trade patterns under uncertainty with country specific shocks”, *Econometrica*, 56, 645-659.
- Kalemli-Ozcan, S., Sorensen, B. E. y Yosha, O. (2001), “Economic integration, industrial specialization, and the asymmetry of macroeconomic fluctuations”, *Journal of International Economics*, 55, 107-137.
- Kalemli-Ozcan, S., Sorensen, B. E. y Yosha, O. (2002), “Risk sharing and industrial specialization: Regional and International evidence”, mimeo, University of Houston.
- Krugman, P. (1993), “Lessons of Massachussets for EMU”. En Gavazzi, F. y Torres, F. (eds.), *The Transition to Economic and Monetary Union in Europe*, Cambridge University Press, New York, 241-261.

- Mundell, R. (1961), “A theory of optimum currency areas”, *American Economic Review*, 51, 509-17.
- Rose, A. K. (2000), “One money, one market. the effect of common currencies on trade”, *Economic Policy*, April, 9-45.
- Rose, A. K y Engel, C. (2001), “Currency Unions and International Integration”, *Journal of Money, Credit and Banking* (forthcoming).
- Ruffin, R. (1974), “Comparative advantage under uncertainty”, *Journal of International Economics*, 4, 261-273.

Apéndice 1**1.1.- Valores del indicador de asimetría**

NUTS	CÓDIGO	DENOMINACIÓN	G_i
	BEL	BELGIQUE-BELGIË	2.5155
1	BE1	Bruxelles/Brussels	3.1161
1	BE2	Vlaams Gewest	2.4390
2	be21	Antwerpen	2.6911
2	be22	Limburg	4.6669
2	be23	Oost-Vlaanderen	2.3319
2	be24	Vlaams Brabant	3.5199
2	be25	West-Vlaanderen	3.3089
1	BE3	Région Wallonne	2.9633
2	be31	Brabant Wallon	4.4170
2	be32	Hainaut	3.1840
2	be33	Liège	2.8586
2	be34	Luxembourg (Be)	2.6899
2	be35	Namur	4.5589
	DIN	DANMARK	2.0408
	ALE	DEUTSCHLAND	2.8143
1	DE1	Baden-Württemberg	1.7197
2	de11	Stuttgart	2.4274
2	de12	Karlsruhe	1.5365
2	de13	Freiburg	1.5187
2	de14	Tübingen	1.4322
1	DE2	Bayern	2.2899
2	de21	Oberbayern	2.6395
2	de22	Niederbayern	2.0888
2	de23	Oberpfalz	2.2055
2	de24	Oberfranken	2.1493
2	de25	Mittelfranken	2.3721
2	de26	Unterfranken	2.6647
2	de27	Schwaben	2.3440
1	DE5	Bremen	2.5289
1	DE6	Hamburg	2.2926
1	DE7	Hessen	2.2571
2	de71	Darmstadt	2.8192
2	de72	Gießen	3.7151
2	de73	Kassel	3.8802
1	DE9	Niedersachsen	2.1154
2	de91	Braunschweig	2.5022
2	de92	Hannover	1.9890
2	de93	Lüneburg	2.1138
2	de94	Weser-Ems	2.1438
1	DEA	Nordrhein-Westfalen	1.9551
2	dea1	Düsseldorf	1.6414
2	dea2	Köln	2.8950
2	dea3	Münster	2.5479
2	dea4	Detmold	2.5318
2	dea5	Arnsberg	1.6186
1	DEB	Rheinland-Pfalz	2.5726
2	deb1	Koblenz	2.5718
2	deb2	Trier	2.3898

2	deb3	Rheinhessen-Pfalz	2.7748
1	DEC	Saarland	1.9420
1	DEF	Schleswig-Holstein	3.1662
	GRE	GRÈCIA	8.7133
1	GR1	Voreia Ellada	10.6621
2	gr11	Anatoliki Makedonia, Thraki	24.3479
2	gr12	Kentriki Makedonia	10.0632
2	gr13	Dytiki Makedonia	10.8695
2	gr14	Thessalia	9.8042
1	GR2	Kentriki Ellada	8.2058
2	gr21	Ipeiros	6.4876
2	gr22	Ionia Nisia	9.6958
2	gr23	Dytiki Ellada	12.6243
2	gr24	Stereia Ellada	9.1430
2	gr25	Peloponnisos	6.7764
1	GR3	Attiki	8.6614
1	GR4	Nisia Agaiou, Kriti	10.7268
2	gr41	Voreio Aigaio	18.5636
2	gr42	Notio Aigaio	5.7485
2	gr43	Kriti	16.0925
	ESP	ESPAÑA	8.2138
1	ES1	Noroeste	9.5056
2	es11	Galicia	9.8025
2	es12	Asturias	9.9381
2	es13	Cantabria	11.8079
1	ES2	Noreste	7.9961
2	es21	País Vasco	8.9409
2	es22	Navarra	10.7497
2	es23	La Rioja	8.8209
2	es24	Aragón	7.7462
1	ES3	Madrid	9.3293
1	ES4	Centro	7.3716
2	es41	Castilla y León	5.6718
2	es42	Castilla-La Mancha	9.9619
2	es43	Extremadura	14.8316
1	ES5	Este	9.5237
2	es51	Cataluña	9.6431
2	es52	Comunidad Valenciana	10.3227
2	es53	Islas Baleares	11.8629
1	ES6	Sur	8.1639
2	es61	Andalucía	8.4573
2	es62	Murcia	8.7021
1	ES7	Canarias	8.2651
	FR	FRANCE	0.7836
1	FR1	Île de France	1.0579
1	FR2	Bassin Parisien	1.0531
2	fr21	Champagne-Ardenne	2.0149
2	fr22	Picardie	1.5998
2	fr23	Haute-Normandie	3.5255
2	fr24	Centre	1.0015
2	fr25	Basse-Normandie	1.4533
2	fr26	Bourgogne	1.2750
1	FR3	Nord-Pas de Calais	1.0591
1	FR4	Est	1.0675
2	fr41	Lorraine	1.2583

2	fr42	Alsace	1.7161
2	fr43	Franche-Comté	1.5996
1	FR5	Ouest	1.0830
2	fr51	Pays de la Loire	1.2330
2	fr52	Bretagne	1.1501
2	fr53	Poitou-Charentes	1.4113
1	FR6	Sud-Ouest	0.7246
2	fr61	Aqutanie	0.8758
2	fr62	Midi-Pyrenees	0.8024
2	fr63	Limousin	1.6467
1	FR7	Centre-Est	0.9598
2	fr71	Rhône-Alpes	0.9681
2	fr72	Avergne	1.5924
1	FR8	Méditerranée	0.8427
2	fr81	Languedoc-Roussillon	1.9085
2	fr82	Provence-Alpes-Côte d'Azur	0.7621
2	fr83	Corse	2.1905
	IRL	IRELAND	2.1155
	ITA	ITALIA	7.3245
1	IT1	Nord Ovest	7.1959
2	it11	Piemonte	7.1974
2	it12	Valle d'Aosta	7.7593
2	it13	Liguria	8.0878
1	IT2	Lombardia	6.8484
1	IT3	Nord Est	6.2508
2	it31	Trentino-Alto Adige	7.6703
2	it32	Veneto	6.1688
2	it33	Friuli-Venezia Giulia	6.1833
1	IT4	Emilia-Romagna	6.0335
1	IT5	Centro	6.8704
2	it51	Toscana	6.6962
2	it52	Umbria	7.3688
2	it53	Marche	7.6124
1	IT6	Lazio	9.9281
1	IT7	Abruzzo-Molise	8.9217
2	it71	Abruzzo	8.9273
2	it72	Molise	9.9018
1	IT8	Campania	9.4576
1	IT9	Sud	9.4963
2	it91	Puglia	10.8839
2	it92	Basilicata	10.3308
2	it93	Calabria	10.8282
1	ITA	Sicilia	11.0553
1	ITB	Sardegna	10.8292
	LUX	LUXEMBOURG	4.3276
	NL	NEDERLAND	1.9799
1	NL1	Noord-Nederland	10.7767
2	nl11	Groningen	31.8297
2	nl12	Friesland	3.8479
2	nl13	Drenthe	5.0101
1	NL2	Oost-Nederland	2.7084
1	NL3	West-Nederland	2.1484
2	nl31	Utrecht	2.9452
2	nl32	Noord-Nederland	1.9920
2	nl33	Zuid-Holland	2.9871

2	nl34	Zeeland	4.8255
1	NL4	Zuid-Nederland	2.0844
2	nl41	Noord-Brabant	2.2356
2	nl42	Limburg (NL)	2.3659
	POR	PORTUGAL	7.3861
1	PT1	Continente	7.1232
2	pt11	Norte	12.5350
2	pt12	Centro	22.6737
2	pt13	Lisboa e Vale do Tejo	9.8284
2	pt14	Alentejo	54.9982
2	pt15	Algarve	32.5539
	UK	UNITED KINGDOM	5.1123
1	UKC	North East	2.5172
1	UKD	Noerth West	2.7318
1	UKE	Yorkshire and the Humber	2.0598
1	UKF	East Midlands	5.0456
1	UKG	West Midlands	5.0725
1	UKH	Eastern	3.2754
1	UKJ	South East	4.3301
1	UKK	South West	3.9639
1	UKL	Wales	4.5627
1	UKM	Scotland	4.7278
1	UKN	Northern Ireland	4.4319

Apéndice 2

2.1.- Unidades territoriales que componen la muestra sobre la que se realiza el análisis econométrico

Bruxelles/Brussels
Antwerpen
Limburg
Oost-Vlaanderen
Vlaams Brabant
West-Vlaanderen
Brabant Wallon
Hainaut
Liège
Luxembourg (Be)
Namur
Danmark
Anatoliki Makedonia, Thraki
Kentriki Makedonia
Dytiki Makedonia
Thessalia
Ipeiros
Ionia Nisia
Dytiki Ellada
Stereia Ellada
Peloponnisos
Attiki
Voreio Aigaio
Notio Aigaio
Kriti
Galicia
Asturias
Cantabria
País Vasco
Navarra
La Rioja
Aragón
Madrid
Castilla y León
Castilla-La Mancha
Extremadura
Cataluña
Comunidad Valenciana
Islas Baleares
Andalucía
Murcia
Canarias
Île de France
Champagne-Ardenne
Picardie

Haute-Normandie
Centre
Basse-Normandie
Bourgogne
Nord-Pas de Calais
Lorraine
Alsace
Franche-Comté
Pays de la Loire
Bretagne
Poitou-Charentes
Aquitaine
Midi-Pyrenees
Limousin
Rhône-Alpes
Avergne
Languedoc-Roussillon
Provence-Alpes-Côte d'Azur
Corse

Ireland

Piemonte
Valle d'Aosta
Liguria
Lombardia
Trentino-Alto Adige
Veneto
Friuli-Venezia Giulia
Emilia-Romagna
Toscana
Umbria
Marche
Lazio
Abruzzo
Molise
Campania
Puglia
Basilicata
Calabria
Sicilia
Sardegna

Luxembourg

Norte
Centro
Lisboa e Vale do Tejo
Alentejo
Algarve

2.2. - Descomposición sectorial del output

Los 19 sectores en los que se desagrega la producción regional son:

1. Agriculture
2. Fuel and power products
3. Manufactured products
4. Ferrous and non-ferrous ores and metals, other than radioactive
5. Non-metallic minerals and mineral products
6. Chemical products
7. Metal products, machinery, equipment and electrical goods
8. Transport equipment
9. Food, beverages, tobacco
10. Textiles and clothing, leather and footwear
11. Paper and printing products
12. Products of various industries
13. Building and construction
14. Recovery, repair, trade, lodging and catering services
15. Transport and communication services
16. Market services
17. Services of credit and insurance institutions
18. Other market services
19. Non-market services

RELACIÓN DE DOCUMENTOS DE FEDEA

DOCUMENTOS DE TRABAJO

- 2002-23: Especialización productiva y asimetrías en las fluctuaciones económicas en las regiones europeas”, **Jordi Pons Novell y Daniel A. Tirado Fabregat**.
- 2002-22: “An Eclectic Approach to Currency Crises: Drawing Lessons from the EMS Experience”, **Reyes Maroto, Francisco Pérez y Simón Sosvilla-Rivero**.
- 2002-21: “Migration Willingness in Spain: Analysis of Temporal and Regional Differences”, **Namkee Ahn, Juan F. Jimeno y Emma García**.
- 2002-20 “¿Es relevante el trato fiscal diferencial en el volumen de ahorro de los individuos?”, **José A. Herce**.
- 2002-19: “Industry Mobility and Concentration in the European Union”, **Salvador Barrios y Eric Strobl**.
- 2002-18: “The Closed-Form Solution for a Family of Four-Dimension Non-Linear MHDS”, **José Ramón Ruiz-Tamarit**.
- 2002-17: “Multiplicity, Overtaking and Convergence in the Lucas Two-Sector Growth Model”, **José Ramón Ruiz-Tamarit**.
- 2002-16: “A Matching Model of Crowding-Out and On-the-Job Search (with an application to Spain)”, **Juan J. Dolado, Marcel Jansen y Juan F. Jimeno**.
- 2002-15: “Youth unemployment in the OECD: Demographic shifts, labour market institutions, and macroeconomic shocks”, **Juan F. Jimeno y Diego Rodríguez-Palenzuela**.
- 2002-14: “Modelling the linkages between US and Latin American stock markets”, **José L. Fernández-Serrano y Simón Sosvilla-Rivero**.
- 2002-13: “Incentivos y desigualdad en el sistema español de pensiones contributivas de jubilación”, **Juan F. Jimeno**.
- 2002-12: “Price Convergence in the European Union”, **Simón Sosvilla-Rivero y Salvador Gil-Pareja**.
- 2002-11: “Recent Trends in Occupational Segregation by Gender: A Look Across The Atlantic”, **Juan J. Dolado, Florentino Felgueroso y Juan F. Jimeno**.
- 2002-10: “Demand- and Supply-Driven Externalities in OECD Countries: A Dynamic Panel Approach”, **Salvador Barrios y Federico Trionfetti**.
- 2002-09: “Learning by Doing and Spillovers: Evidence from Firm-Level Panel Data”, **Salvador Barrios y Eric Strobl**.
- 2002-08: “Interdependent Growth in the EU: The Role of Trade”, **María García-Vega y José A. Herce**.
- 2002-07: “Export market integration in the European Union”, **Salvador Gil-Pareja y Simón Sosvilla-Rivero**.
- 2002-06: “Early mortality declines at the dawn of modern growth”, **Raouf Boucekkine, David de la Croix y Omar Licandro**.
- 2002-05: “Nearest-Neighbour Predictions in Foreign Exchange Markets”, **Fernando Fernández-Rodríguez, Simón Sosvilla-Rivero y Julián Andrada-Félix**.
- 2002-04: “Demografía, empleo, salarios y pensiones”, **Juan F. Jimeno**.
- 2002-03: “La reforma de la negociación colectiva en España”, **Samuel Bentolia, Juan F. Jimeno**.
- 2002-02: “Efficiency Spillovers from Foreign Direct Investment in the EU Periphery: A comparative study of Greece, Ireland and Spain”, **Salvador Barrios, Sophia Dimelis, Helen Louri y Eric Strobl**.
- 2002-01: “Non-Linear Forecasting Methods: Some Applications to the Analysis of Financial Series”, **Oscar Bajo-Rubio, Simón Sosvilla-Rivero y Fernando Fernández-Rodríguez**.