

PERTURBACIONES ASIMÉTRICAS Y UNIÓN MONETARIA EUROPEA: LAS REGIONES ESPAÑOLAS

Blanca SÁNCHEZ-ROBLES
Juncal CUÑADO (*)

I. INTRODUCCIÓN

LOS costes y beneficios presentes y futuros de la unión monetaria europea (UME) para los países miembros se han analizado profusamente en los últimos años mediante el enfoque de las áreas monetarias óptimas, que surgió a partir de los trabajos de Mundell (1961) y McKinnon (1963). Este tipo de estudios, en general, argumenta que una integración monetaria es beneficiosa, fundamentalmente, por dos razones: en primer lugar, y desde una perspectiva microeconómica, la unión monetaria da lugar a una eficiencia mayor, debido a la eliminación de la incertidumbre asociada al riesgo cambiario, a la reducción de los costes de transacción y al incremento de la competencia que suscita la denominación en una misma moneda, puesto que dificulta la discriminación de precios.

Los beneficios macroeconómicos se derivan, en primer término, del incremento de la estabilidad y de la credibilidad de las políticas. Este efecto se ha visto con claridad en el caso concreto de la Unión Europea: los países firmantes del Tratado de la Unión se comprometieron a poner en marcha las políticas que condujeran a la convergencia nominal, tal y como se especificaba en los criterios de convergencia. En el caso de España, las exigencias derivadas del Tratado de Maastricht han dotado de credibilidad a las políticas económicas de los últimos años, y han permitido al gobierno llevar a cabo ajustes en el déficit público que de otra forma no hubieran prosperado; debido a la oposición de los agentes sociales.

Otro tipo de beneficios macroeconómicos que desencadena una unión monetaria procede de la coordinación de las políticas económicas, como han puesto de manifiesto Hamada (1985) y Sachs (1983). Estos trabajos argumentan que el tipo de cambio real entre dos bienes puede compararse a un bien público, que se suministra en una cuantía ineficiente si los dos países no actúan de forma co-

operativa. Así, por ejemplo, si dos países se enfrentan a un *shock* simétrico de oferta, como una subida en el precio de la energía, ambos pueden tener incentivos a apreciar su moneda con respecto al otro país. En este contexto, sería más conveniente para ambos países una actuación cooperativa. Si el flujo de comercio entre los países es grande, y los *shocks* potenciales son simétricos, la unión monetaria será ventajosa, puesto que la coordinación de las políticas reducirá este tipo de actuaciones ineficientes.

Existen, como es lógico, desventajas del proceso. La primera de ellas es la pérdida de la política monetaria como herramienta para contrarrestar los efectos del *shock*, lo que no sólo puede dificultar la estabilización, sino, además, suponer una pérdida de una fuente de ingresos para el gobierno: el señoriaje (Cohen y Wyplosz, 1989). Otro coste de la integración es la pérdida del tipo de cambio como instrumento de ajuste. La relevancia de este tipo de costes depende, en buena medida, nuevamente, de la naturaleza de las perturbaciones a que estén sometidos los integrantes de la unión monetaria. Si las perturbaciones más frecuentes son las simétricas, la pérdida por parte de cada país de algunos instrumentos de política no será tan grave, a priori, puesto que —al menos desde el punto de vista teórico— las medidas diseñadas por la autoridad monetaria central serán adecuadas para todos. En cambio, si existe una probabilidad elevada por parte de los miembros de la unión monetaria de sufrir una perturbación asimétrica, la pérdida de autonomía en la política será más gravosa, puesto que cada país requerirá una estrategia distinta para paliar los efectos del *shock*.

El estudio de la probabilidad de ocurrencia de perturbaciones asimétricas es relevante, por lo tanto, en la evaluación de la conveniencia para un país de su inclusión en una unión monetaria. Si se concluye que la probabilidad de incidencia de perturbaciones asimétricas es pequeña, o menor que en las otras alternativas, el coste de la pérdida del tipo de cambio como instrumento de ajuste será escaso, y el balance neto posiblemente resulte positivo para el país.

En cambio, si se detecta que las perturbaciones asimétricas son importantes, el país podrá decidir que no le es ventajoso integrarse en la unión monetaria, o bien optar por pertenecer a ella, pero buscando elementos alternativos de ajuste frente a las perturbaciones asimétricas; estas vías alternativas son, básicamente, la movilidad de la mano de obra, la flexibilidad en los precios y salarios, y las transferencias de la mano del federalismo fiscal.

A priori, no es fácil pronosticar si la moneda única aumentará o reducirá la simetría de las perturbaciones a las que se verán sometidos los países y regiones encuadrados en la unión monetaria, puesto que, desde un punto de vista teórico, ambas posibilidades pueden justificarse. Si la UME conduce a un grado de especialización superior de determinadas áreas geográficas, en la línea de los trabajos de Kenen (1969), reformulados posteriormente por Krugman (1991, 1993), la probabilidad de que aparezcan *shocks* asimétricos aumentará con la integración.

Si, por el contrario, no prevalecen las pautas de especialización, y el comercio intraindustrial entre los miembros de la unión es elevado, las fluctuaciones pueden ser más parecidas después de la integración. Como argumentan Buti y Sapir (1998), puede ocurrir, incluso, que la sincronización entre los ciclos en los países de la Unión Europea se eleve debido no sólo al incremento de los flujos comerciales, sino también a la movilidad más intensa de capital y a la convergencia en las políticas económicas nacionales que la Unión Europea ha propiciado. Esta idea la comparten, asimismo, Frankel y Rose (1997), quienes proporcionan evidencia empírica, para 21 países industrializados, que muestra que el incremento en los flujos de comercio en el periodo 1959-93 ha comportado una correlación mayor en las fluctuaciones.

El presente trabajo analiza la trayectoria reciente de las regiones españolas con el fin de calibrar la magnitud de las asimetrías en su comportamiento. De este estudio pueden obtenerse algunas ideas que orienten sobre el efecto previsible que la UME ejercerá sobre las regiones, en cuanto a si incrementará la probabilidad de que experimenten perturbaciones asimétricas. Esta tarea se acomete por dos vías fundamentales: en primer lugar, mediante la detección del componente cíclico en las series de asimetrías regionales en la productividad; en segundo lugar, a través de la consideración de las diferencias en las respuestas de cada una de las regiones a un *shock* en la productividad. Del estudio de esta cuestión pueden derivarse implicaciones importantes para la política económica futura de los gobiernos nacionales y locales.

II. NATURALEZA DE LAS PERTURBACIONES ASIMÉTRICAS

Normalmente, se describe una perturbación asimétrica como aquella que no incide en todas las regiones o países de la misma manera. Eichengreen

(1993) aduce como ejemplos de este tipo de *shocks* las variaciones en el tipo de cambio real, las alteraciones en el precio de la energía, o el incremento de la competencia por parte de países con costes laborales inferiores.

Existen varias dificultades asociadas al análisis de este tipo de perturbaciones. Algunas de ellas se enumeran a continuación.

1) El primer problema vinculado al estudio de las perturbaciones asimétricas es su identificación: de modo análogo a como ocurre con otros análisis económicos, no resulta fácil distinguir el *shock* en sí mismo de la respuesta al *shock*. Normalmente, la evidencia empírica sólo permite comprobar los efectos del *shock* sobre variables endógenas que también se ven influidas por otros episodios, como los cambios en las políticas, de manera que la diferenciación entre una y otra causa no es inmediata.

2) Una segunda dificultad consiste en delimitar el origen de la perturbación, cuestión que puede estar asociada a la de la persistencia de sus efectos. En efecto, la consideración del *shock* como temporal o permanente es especialmente importante en el análisis empírico. Como la investigación de los últimos años ha puesto de manifiesto, los resultados pueden ser diferentes si los modelos econométricos se especifican bajo el supuesto de que las variables son estacionarias o si se supone, por el contrario, que presentan raíces unitarias; estas hipótesis están vinculadas, en buena parte, a que los efectos del *shock* se consideren temporales o permanentes. Las teorías tradicionales del ciclo atribuyen las fluctuaciones en el *output* a factores de demanda, y los consideran temporales, de manera que al cabo de un cierto tiempo las series de variables macroeconómicas —como el PIB— deben revertir a su media. Otras teorías, que surgieron en el decenio de 1980, en el marco de los modelos del ciclo real (Beveridge y Nelson, 1981; Nelson y Plosser, 1982; Kydland y Prescott, 1982), atribuyen las fluctuaciones a factores de oferta y las consideran persistentes. Desde el punto de vista econométrico, estos trabajos argumentan que numerosas series macroeconómicas son no estacionarias, de modo que las innovaciones sobre el PIB en un momento determinado ejercen un efecto permanente sobre esta variable.

El grado de persistencia de las perturbaciones es, en todo caso, una cuestión controvertida y dependiente de las técnicas empleadas (1). A la vez, se trata de un aspecto relevante desde el punto de vista de sus implicaciones de política económica. Mientras que una perturbación temporal puede

combatirse provisionalmente mediante un déficit en el presupuesto público o mediante el recurso a la deuda externa, esta práctica, sin embargo, puede ser peligrosa si el *shock* es permanente.

Caben posturas más eclécticas, que permiten atribuir los *shocks* a factores tanto de demanda como de oferta, lo cual, a su vez, se plasmará en un grado distinto de persistencia en determinadas variables. En esta línea, puede mencionarse el trabajo de Blanchard y Quah (1989), quienes, en este artículo, argumentan que puede conocerse el origen del *shock* si se analiza la trayectoria en el tiempo de varias variables. Identifican las perturbaciones con efecto temporal en el *output* y en el empleo como *shocks* de demanda; aquellas cuyo efecto en el *output* es permanente y su impacto en el empleo es transitorio son *shocks* de oferta. Mediante la estimación de un modelo VAR, caracterizan el *output* y el empleo como funciones de los *shocks* de demanda y oferta del periodo corriente y de periodos anteriores. Las estimaciones concuerdan con sus hipótesis de partida sobre los efectos de los *shocks* de demanda y oferta. También muestran que los *shocks* de demanda explican una parte importante de las fluctuaciones del *output* en un horizonte temporal del corto-medio plazo.

Bayoumi y Eichengreen (1993) emplean un marco similar «demanda agregada-oferta agregada» con el fin de argumentar que el origen del *shock* puede conocerse a través del estudio de sus efectos. Estos autores asocian los *shocks* positivos de demanda con cambios temporales en el *output* e incrementos en los precios; argumentan, en cambio, que los *shocks* positivos de oferta originan movimientos permanentes en el *output* y descenso de los precios.

3) Otra cuestión debatida largamente en la literatura es si resulta apropiada la distinción de perturbaciones que tienen efecto sobre la tendencia y otras que lo tendrían sobre el ciclo. La cuestión es controvertida, porque la pertinencia de la distinción entre ciclo y tendencia depende, en último término, del tipo de modelo que subyace a las fluctuaciones. Así, la distinción no sería apropiada en los modelos de ciclo real, pero sí en otros con algún tipo de imperfección en la información o rigideces en el ajuste de los precios.

4) En último lugar, es necesario precisar cómo se mide la asimetría o, más precisamente, qué variable o variables se toman como referencias. Un procedimiento que parece apropiado es el que emplean Cohen y Wyplosz (1989) —y, en trabajos posteriores, otros autores como Myro y Perelli

(1996) y Villaverde (1999a)—, que detectan las perturbaciones asimétricas a partir de las diferencias en la evolución de algunas macromagnitudes, como el PIB, el salario real y el nivel de precios.

III. EVIDENCIA SOBRE LAS PERTURBACIONES ASIMÉTRICAS EN LA UNIÓN EUROPEA

A continuación se apuntan algunos de los trabajos más relevantes en el análisis de esta cuestión. Las consideraciones expresadas más arriba, en relación con las dificultades inherentes a estos estudios, sugieren que los resultados pueden depender estrechamente de las hipótesis de partida de los distintos trabajos, de manera que deberán ser tomados con cierta cautela.

Cohen y Wyplosz (1989) basan su análisis en la descomposición de las asimetrías en un componente transitorio y otro permanente mediante la estimación del ajuste de la serie a una tendencia. Aplican esta metodología a la comparación entre Francia y Alemania, y muestran que, en el caso de estos dos países, los *shocks* más frecuentes y persistentes parecen ser los simétricos (2).

Bayoumi y Eichengreen (1993) aplican un modelo VAR a once países europeos, y sugieren que los *shocks* son más idiosincrásicos entre las regiones europeas que entre los estados americanos, y también que el ajuste es más lento en el caso de Europa. Además, los *shocks* parecen ser mayores y más asimétricos entre las regiones de la periferia de Europa (Italia, Irlanda, España, Gran Bretaña, Grecia, Portugal) que entre las que integran el núcleo (Alemania, Francia, Benelux, Dinamarca).

Otros autores consideran que la dispersión de las tasas de paro entre regiones puede poner de manifiesto la existencia de perturbaciones asimétricas. Esta idea se basa en el hecho de que un *shock* de oferta negativo llevará a un incremento en la tasa de paro, de manera que los diferenciales en las tasas de paro pueden indicar que esas regiones se han visto afectadas por distintos tipos de *shocks*. De Grauwe y Vanhaverbeke (1993) emplean este procedimiento, y concluyen que los *shocks* asimétricos son importantes en Europa.

Blanchard y Katz (1992) estudian la respuesta dinámica de los mercados laborales regionales en Estados Unidos mediante un modelo VAR. Su trabajo apunta a que existen importantes *shocks* regionales permanentes o muy persistentes en Estados Unidos. Obstfeld y Peri (1998) extienden el

análisis de Blanchard y Katz en cuanto al horizonte temporal y espacial, puesto que incluyen algunos países europeos y Canadá. Su análisis sugiere que los *shocks* asimétricos en Europa son importantes, a tenor de los diferenciales de paro que existen entre las regiones europeas, y que el desempleo es más persistente en Europa que en Estados Unidos, probablemente porque existe menos movilidad de la mano de obra. Por otra parte, detectan escasa respuesta de los precios. También indican cómo el ajuste viene fundamentalmente de las transferencias, que hasta cierto punto aminoran o retrasan otro tipo de soluciones como la flexibilización de los mercados. Dada la persistencia de los *shocks*, además, es difícil distinguir el componente estabilizador y redistributivo de las transferencias.

Decressin y Fatás (1995) estudian el ajuste de los mercados de trabajo regionales en Europa frente a *shocks* regionales específicos. Encuentran que estos *shocks* regionales están más asimétricamente distribuidos en Europa que en Estados Unidos, pero que tienen un efecto más persistente en Estados Unidos que en Europa. Fatás (1997) atribuye este resultado al hecho de que en Estados Unidos el grado de especialización y de movilidad de la mano de obra es superior, como ha mostrado Krugman (1993), de modo que los *shocks* idiosincrásicos específicos a una industria se amplifican por los flujos de factores. Fatás (1997) muestra, además, que la correlación en las fluctuaciones entre los países europeos se ha incrementado, al mismo tiempo que se ha reducido la correlación entre los ciclos de las regiones que pertenecen a un mismo país; en suma, la importancia económica de las fronteras nacionales ha disminuido (3). El autor atribuye estos resultados a la coordinación de las políticas económicas y al hecho de que la integración no ha dado lugar a especialización, sino a vínculos más estrechos entre regiones de distintos países. El hallazgo le permite concluir que el componente nacional de los ciclos se ha reducido, lo cual puede emplearse como un argumento a favor de que las asimetrías potenciales no son un coste importante de la moneda única.

Viñals y Jimeno (1996, 1997) analizan el mercado de trabajo mediante la metodología VAR. Sus resultados sugieren que la varianza en las tasas de paro nacionales se explica en una gran parte (entre el 59 y el 70 por 100) por factores comunes a toda Europa. La varianza de las tasas de paro regionales se explica, por el contrario, por factores específicos de cada región en una proporción cercana a las dos terceras partes. Los factores nacionales, en cambio, ejercen el peso relativo más pequeño, lo cual les permite concluir que el coste

asociado a la pérdida del tipo de cambio como instrumento de política es escaso. En su opinión, la rigidez de los salarios parece poner de manifiesto que una buena parte del desempleo en Europa es estructural (en otras palabras, la NAIRU es elevada y no necesariamente constante), e incluso que el paro cíclico puede convertirse en estructural con facilidad. Además, la razón del paro estructural parece radicar en las instituciones del mercado de trabajo, como la negociación colectiva, los subsidios de desempleo y otras formas de legislación social. Estas ideas parecen indicar que los diferenciales en las tasas de paro en España se explican, en buena parte, por factores regionales estructurales, y no tanto por perturbaciones asimétricas.

IV. LA EVOLUCIÓN RECIENTE DE LAS REGIONES ESPAÑOLAS

1. Trayectoria del valor añadido bruto

Es difícil conocer si la unión monetaria europea incrementará la probabilidad de que las regiones españolas experimenten perturbaciones asimétricas. Como apunta Villaverde (1999a), existen numerosos factores que deben tenerse en cuenta al estudiar este tema. Ahora bien, si se postula que la probabilidad de que las regiones españolas se vean sometidas a perturbaciones asimétricas está vinculada a su trayectoria en los últimos años, entonces el análisis de la evolución reciente de algunos indicadores macroeconómicos puede proporcionar un acercamiento a esta cuestión.

Otra idea que debe tenerse en cuenta es que la vinculación del ciclo económico español al europeo es cada vez mayor, como destacan Raymond (1994, 1995) y Cuadrado *et al.* (1998). Por lo que respecta a la conexión entre el ciclo económico español y el regional, también la correlación es sensiblemente estrecha (Cuadrado *et al.*, 1998), y puede atribuirse en parte a la aproximación de las estructuras productivas de las diferentes regiones. Las diferencias mayores se registran en las regiones que ostentan una participación relativa superior del sector agrario, y también en los dos archipiélagos, Canarias y Baleares.

El cuadro n.º 1 sintetiza algunos estadísticos descriptivos de la evolución del producto por regiones, medido como el valor añadido bruto (VAB) a coste de los factores en pesetas constantes de 1980. Los datos están tomados de la base de datos BBV-MORES (Doménech *et al.*, 1998). El crecimiento medio para el total nacional en el período

CUADRO N.º 1

VAB Y EMPLEO
(Tasas de crecimiento, 1965-1995)

Regiones	VAB		EMPLEO	
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
Andalucía	0,038	0,027	-0,0025	0,027
Aragón	0,033	0,025	-0,0029	0,023
Asturias.....	0,029	0,031	-0,0064	0,017
Baleares	0,037	0,051	0,0056	0,037
Canarias	0,044	0,052	0,0073	0,035
Cantabria	0,030	0,030	-0,0020	0,028
Castilla y León	0,027	0,024	-0,0094	0,019
Castilla-La Mancha.....	0,032	0,036	-0,0129	0,026
Cataluña	0,033	0,030	0,0047	0,028
Comunidad Valenciana.....	0,038	0,040	0,0025	0,033
Extremadura	0,031	0,033	-0,0138	0,027
Galicia.....	0,037	0,026	-0,0067	0,021
Madrid.....	0,034	0,037	0,0092	0,038
Murcia.....	0,043	0,036	0,0075	0,027
Navarra.....	0,036	0,028	0,0024	0,023
País Vasco	0,030	0,036	0,0023	0,024
La Rioja.....	0,039	0,027	0,0012	0,030
NACIONAL	0,034	0,027	-0,0005	0,022

Fuente: Elaboración propia a partir de BBVMORES.

1965-1995 es del 3,4 por 100. Las regiones que presentan un diferencial negativo más acusado con la media nacional son Asturias y Castilla y León. Registran valores sensiblemente superiores a la media Murcia, Canarias y La Rioja. El cuadro muestra también la dispersión del crecimiento medida a través de la desviación típica, más elevada para Baleares, Canarias, Castilla-La Mancha, Madrid, Murcia, País Vasco y Valencia. La observación del cuadro indica que, en principio, no parece existir correlación a priori entre el signo y la magnitud de las tasas de crecimiento y su variabilidad, ya que esta última ha sido elevada para regiones con tasas medias de crecimiento tanto superiores a la media (Canarias) como inferiores a ésta (País Vasco).

En general, el comportamiento del producto de las regiones españolas en el periodo considerado es muy dispar, lo que ha conducido a un cambio de la posición relativa de las regiones en la ordenación por niveles de renta (un análisis más detallado de esta cuestión se lleva a cabo en Villaverde y Sánchez-Robles, 1998a).

2. Trayectoria de la productividad del trabajo

A continuación, se comentarán los resultados de un análisis similar para el caso de la productividad del trabajo, calculada como VAB por ocupado. El cuadro n.º 2 muestra algunos estadísticos descriptivos. El diferente comportamiento de la productividad y el VAB para algunas regiones se debe a las variaciones en la tasa de empleo, como puede comprobarse analizando la segunda parte del cuadro n.º 1 (4). Así, las regiones para las que el crecimiento de la productividad ha sido menor que el crecimiento del VAB han experimentado una notable creación de empleo; en las regiones donde el fenómeno es el inverso, de manera que el crecimiento del producto por trabajador ha superado la tasa de variación de la renta —Andalucía, Aragón, Asturias, Cantabria, Castilla y León, Castilla-La Mancha, Extremadura y Galicia— el crecimiento neto del empleo ha sido negativo.

La dispersión más elevada de la productividad se produce en los casos de La Rioja, Canarias, Extremadura y Baleares.

El gráfico 1 recoge la trayectoria en el tiempo de las tasas de crecimiento del VAB por empleado en el periodo 1965-95.

CUADRO N.º 2

VAB POR EMPLEADO
(Tasas de crecimiento, 1965-1995)

Regiones	Media	Desviación típica
Andalucía	0,040	0,027
Aragón	0,036	0,026
Asturias	0,036	0,026
Baleares	0,031	0,052
Canarias	0,037	0,044
Cantabria	0,031	0,025
Castilla y León	0,037	0,026
Castilla-La Mancha	0,045	0,029
Cataluña	0,028	0,018
Comunidad Valenciana	0,035	0,029
Extremadura	0,044	0,040
Galicia	0,043	0,022
Madrid	0,025	0,021
Murcia	0,035	0,034
Navarra	0,034	0,023
País Vasco	0,028	0,025
La Rioja	0,038	0,040
NACIONAL	0,035	0,019

Fuente: Elaboración propia a partir de BBVMORES.

El gráfico 2 recoge la productividad relativa de cada región en relación con la media nacional.

Como ilustra el gráfico 2, por debajo de la media nacional de productividad —con valores de la *ratio* inferiores a 1— se sitúan Andalucía, Asturias, las dos Castillas, Extremadura, Galicia y Murcia. Se observa una productividad consistentemente superior, en cambio, en los casos de Cataluña y Baleares. Por último, Madrid y País Vasco también presentan productividades por encima de la media, pero su tendencia es decreciente. Del análisis de los gráficos 1 y 2 se desprende que es difícil extraer conclusiones generales para las regiones españolas sobre la relación entre la trayectoria de la productividad y su variabilidad. Una variabilidad limitada del crecimiento de la productividad no es necesariamente un rasgo favorable, porque es compatible con una productividad persistentemente inferior a la nacional, como ocurre en los casos de Andalucía y Galicia. En cambio, existen regiones con alta variabilidad y una productividad superior a la nacional, como Baleares. Finalmente, Extremadura y las dos Castillas muestran una variabilidad elevada, asociada a niveles de productividad por debajo de la media nacional.

3. Algunos indicadores complementarios

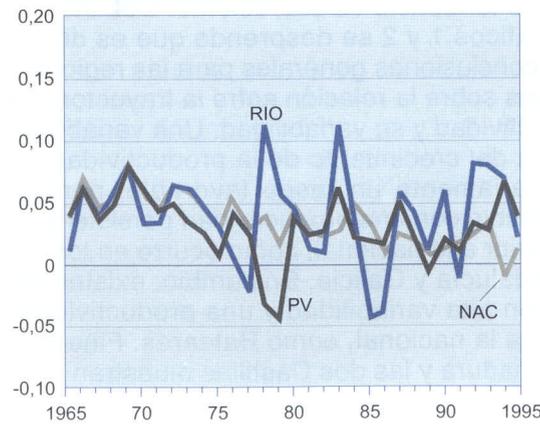
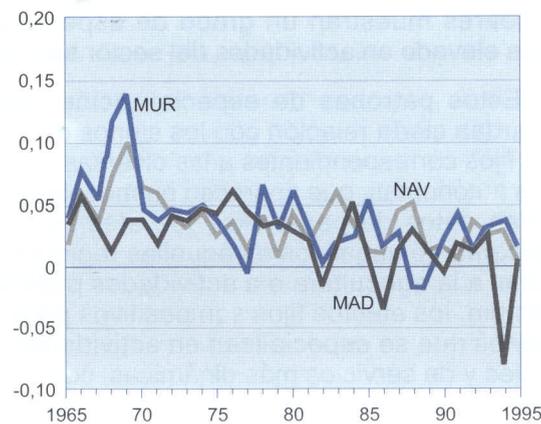
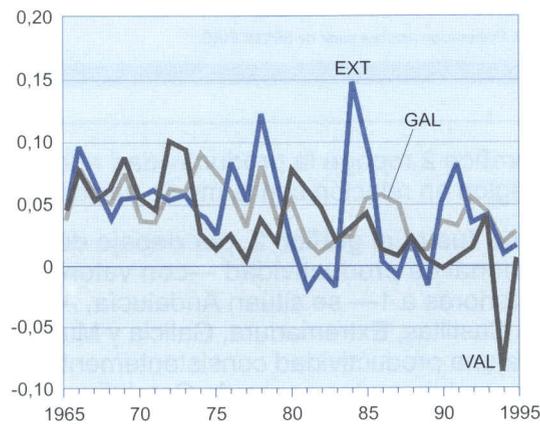
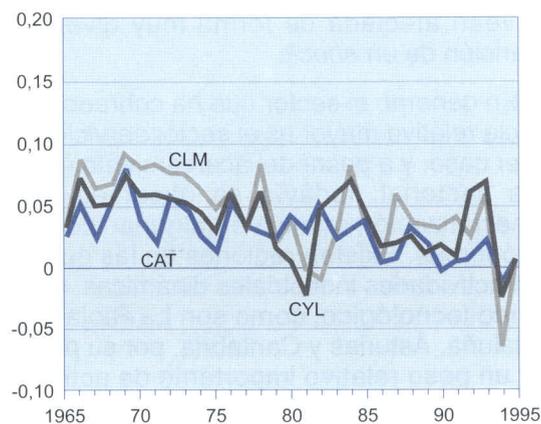
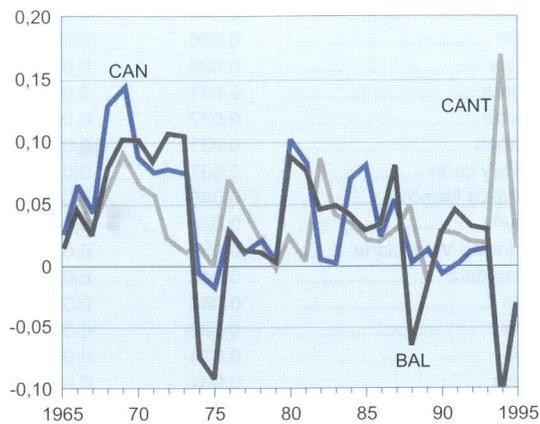
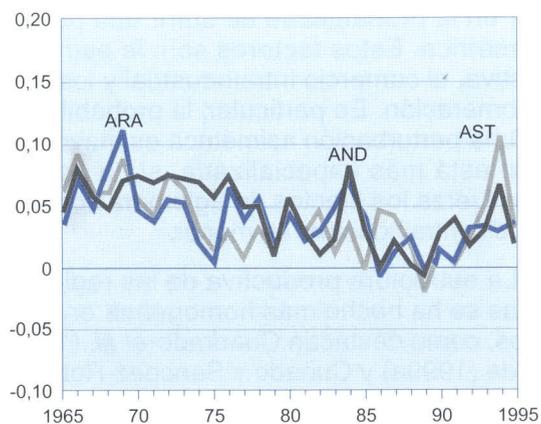
Resulta interesante completar la información obtenida en el epígrafe anterior mediante algunos indicadores complementarios para el caso de las regiones españolas. Tradicionalmente, se alude a tres factores como los principales que pueden influir en la probabilidad de sufrir una perturbación asimétrica. Estos factores son: la estructura productiva, el comercio intraindustrial y los efectos de aglomeración. En particular, la probabilidad de sufrir una perturbación asimétrica es mayor si una región está más especializada, si ha acusado con más fuerza los efectos de aglomeración y si su comercio intraindustrial es menor.

La estructura productiva de las regiones españolas se ha hecho más homogénea en los últimos años, como destacan Cuadrado *et al.* (1998), Villaverde (1999a) y Cuñado y Sanchez-Robles (1999). En otras palabras, las regiones españolas tienden a asimilarse en sus patrones productivos, lo que implica una probabilidad menor de que las regiones se vean afectada de forma muy diversa ante la aparición de un *shock*.

En general, el sector que ha cobrado una importancia relativa mayor es el sector servicios. En cualquier caso, y a pesar del acercamiento en la estructura sectorial, todavía se observan pautas de especialización relativa en algunas comunidades autónomas. Existen regiones en las que predominan actividades industriales dinámicas, de alto contenido tecnológico, como son La Rioja, Navarra y Cataluña. Asturias y Cantabria, por su parte, ostentan un peso relativo importante de actividades industriales en declive. El sector primario constituye la actividad predominante en Galicia, las dos Castillas, Andalucía, Extremadura y Murcia. Canarias y Baleares muestran un grado de especialización más elevado en actividades del sector servicios.

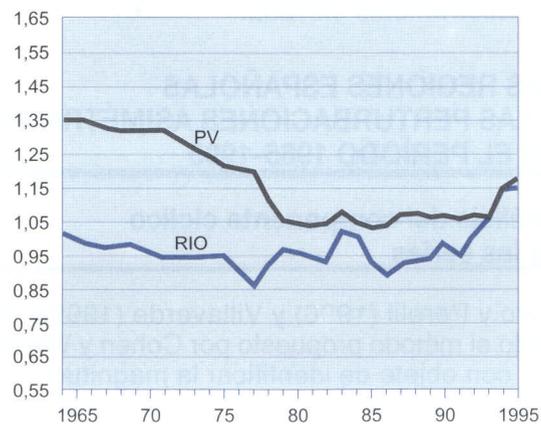
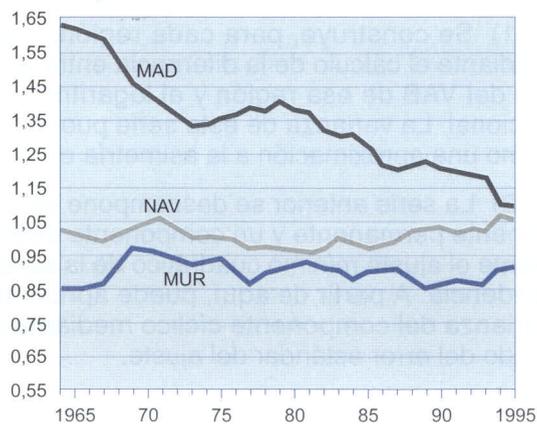
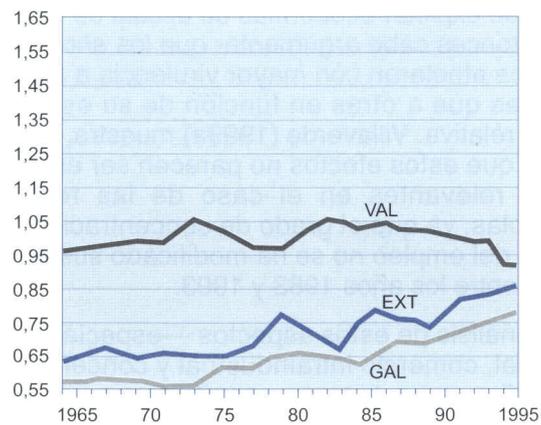
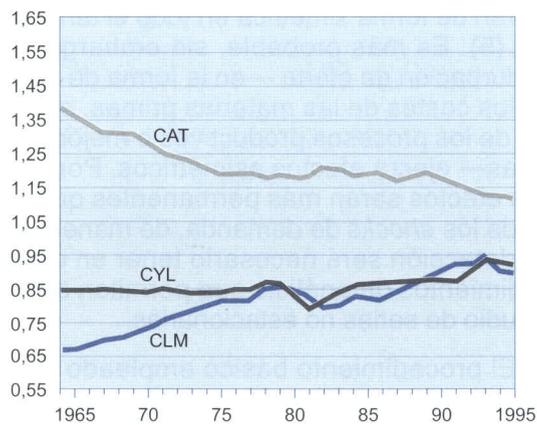
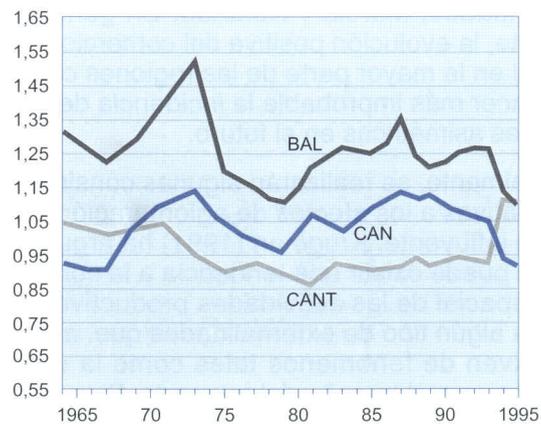
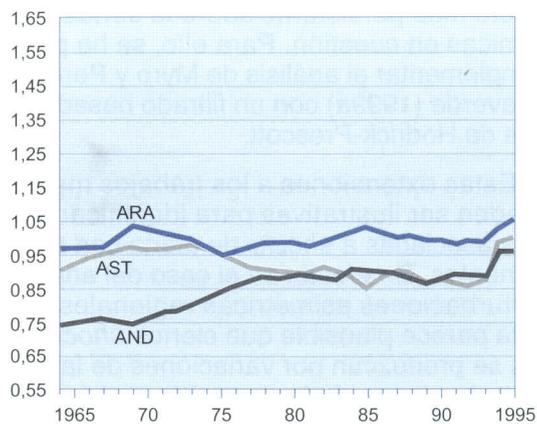
Estos patrones de especialización, además, guardan cierta relación con los signos de los efectos fijos correspondientes a las diversas comunidades autónomas, que aparecen en modelos que emplean datos de panel. Así, los efectos fijos son típicamente negativos en aquellas regiones vinculadas a la agricultura o a actividades públicas. En cambio, los efectos fijos son positivos para las regiones que se especializan en actividades industriales y de servicios más dinámicas, como los servicios financieros o el transporte (Cuadrado *et al.*, 1998). Estos resultados permiten apuntar que parece existir una relación estrecha entre la estructura sectorial y la trayectoria de la economía de una región.

GRÁFICO 1
TASAS DE CRECIMIENTO DE LAS PRODUCTIVIDADES REGIONALES
(VAB POR EMPLEADO, 1965-1995)



Fuente: Elaboración propia a partir de BBVMORES.

GRÁFICO 2
ASIMETRÍAS REGIONALES EN PRODUCTIVIDAD
(VAB POR EMPLEADO EN TÉRMINOS RELATIVOS, 1964-1995)



Fuente: Elaboración propia a partir de BBVMORES.

El comercio intraindustrial se ha incrementado sensiblemente en los últimos años, como también muestra Villaverde (1999a). Es especialmente intenso, además, con los países de la Unión Europea. Navarra y Castilla y León presentan un índice elevado de comercio intraindustrial; las cifras son más desfavorables, sin embargo, para otras dos comunidades, Murcia y Asturias. En general, no obstante, la evolución positiva del comercio intraindustrial en la mayor parte de las regiones contribuye a hacer más improbable la incidencia de perturbaciones asimétricas en el futuro.

Finalmente, se realizarán algunas consideraciones relativas a los efectos de aglomeración. En un trabajo influyente, Krugman (1991) ha argumentado que puede existir una tendencia a la concentración espacial de las actividades productivas, asociada a algún tipo de externalidades que, a su vez, se deriven de fenómenos tales como la difusión tecnológica o el tamaño del mercado. Si la integración europea conlleva la especialización de actividades productivas en determinados núcleos, con objeto de explotar economías de escala de este estilo, entonces cabe argumentar que los *shocks* asimétricos afectarán con mayor virulencia a algunas regiones que a otras en función de su especialización relativa. Villaverde (1999a) muestra, sin embargo, que estos efectos no parecen ser especialmente relevantes en el caso de las regiones españolas, ya que el grado de concentración geográfica del empleo no se ha modificado sustancialmente entre los años 1983 y 1993.

El análisis de estos aspectos —especialización sectorial, comercio intraindustrial y concentración geográfica—, por lo tanto, permite argumentar que, a primera vista, la vulnerabilidad de las regiones españolas a las perturbaciones asimétricas no parece excesivamente elevada.

V. LAS REGIONES ESPAÑOLAS Y LAS PERTURBACIONES ASIMÉTRICAS EN EL PERÍODO 1965-1995

1. Análisis del componente cíclico de las series

Myro y Perelli (1996) y Villaverde (1999a) han aplicado el método propuesto por Cohen y Wyplosz (1989) con objeto de identificar la magnitud de las perturbaciones asimétricas en las regiones españolas, mediante la descomposición de las series originales de renta en un componente cíclico y un componente asociado a la tendencia. A continuación, se realizará un análisis empírico tomando co-

mo punto de partida los artículos mencionados y extendiéndolos fundamentalmente por dos vías: por una parte, mediante el análisis de las series de productividad; por otra, utilizando técnicas de ajuste de tendencias que sean aplicables a series no estacionarias: implícitamente, de esta forma se acepta que las perturbaciones puedan ejercer un efecto más persistente sobre la series macroeconómicas en cuestión. Para ello, se ha procedido a complementar el análisis de Myro y Perelli (1996) y Villaverde (1999a) con un filtrado basado en la técnica de Hodrick-Prescott.

Estas extensiones a los trabajos mencionados pueden ser ilustrativas para identificar las asimetrías asociadas a *shocks* de oferta con efectos permanentes. En efecto, en el caso del análisis de las perturbaciones asimétricas regionales, a primera vista parece plausible que ciertos *shocks* asimétricos se produzcan por variaciones de la oferta. Las perturbaciones de la demanda podrían derivarse fundamentalmente de variaciones en la política fiscal o en la política monetaria, que en principio actuarán de forma simétrica en todo el territorio español (5). Es más probable, sin embargo, que una perturbación de oferta —en la forma de variaciones en los costes de las materias primas, obsolescencia de los procesos productivos o mejoras tecnológicas— ejerza efectos asimétricos. Por otra parte, sus efectos serán más permanentes que en el caso de los *shocks* de demanda, de manera que para su detección será necesario tener en cuenta procedimientos de análisis que permitan acometer el estudio de series no estacionarias.

El procedimiento básico empleado por Myro y Perelli (1996) y Villaverde (1999a) para el caso de la renta (6), y que se sigue a continuación en sus líneas generales, es el siguiente:

1) Se construye, para cada región, una serie mediante el cálculo de la diferencia entre el logaritmo del VAB de esa región y el logaritmo del VAB nacional. La varianza de esta serie puede tomarse como una aproximación a la asimetría en la renta.

2) La serie anterior se descompone en un componente permanente y un componente cíclico, mediante el ajuste mínimo cuadrático de la serie a una tendencia. A partir de aquí, puede aproximarse la varianza del componente cíclico mediante el cuadrado del error estándar del ajuste.

3) El cociente entre la varianza del componente cíclico, obtenido en el paso anterior, y la varianza de la serie original proporciona una aproximación a la magnitud del componente cíclico en las asimetrías. Un componente cíclico mayor implica un gra-

do de vulnerabilidad asociado a los *shocks* asimétricos más elevado.

En general, estos trabajos permiten concluir a los autores que no parece existir asociación entre un mayor componente cíclico en las series de producto y una menor tasa de crecimiento, de manera que el crecimiento no parece estar estrechamente asociado a la ocurrencia de perturbaciones asimétricas. A continuación, se mostrará que estos resultados no se modifican sensiblemente si se analizan series de productividad, filtradas mediante la técnica de Hodrick y Prescott (1980).

Como es sabido, el filtro de Hodrick y Prescott es un procedimiento de estimación de la tendencia de una serie, sujeto a la restricción de que la suma de las segundas diferencias de la serie al cuadrado no sean excesivamente grandes. Más específicamente, si se denota la serie original por $\{y_t, t = 1, 2, \dots, n\}$ y su tendencia por $\{y^*_t, t = 1, 2, \dots, n\}$, entonces el ajuste consiste en minimizar la expresión:

$$\min_{y^*_1, y^*_2, \dots, y^*_n} \left[\sum_{t=1}^n (y_t - y^*_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{n-1} (\Delta^2 y^*_{t+1})^2 \right] \quad [1]$$

Donde el parámetro de alisado λ se elige de acuerdo con la periodicidad de las observaciones (7). Este filtro se ha utilizado extensamente en

el tratamiento de series no estacionarias, sobre todo a través de su empleo en el trabajo de Kydland y Prescott (1982). Aunque el empleo de este filtro no está exento de limitaciones (cfr. Cogley y Nason, 1995), puede ser apropiado para series no estacionarias, ya que equivale a diferenciar la serie original con objeto de hacerla estacionaria, y a continuación alisar los datos resultantes con el filtro.

En este trabajo, en primer lugar, se ha calculado la varianza de las series originales de diferencias en productividad (construidas como el logaritmo del cociente entre la variable regional y la variable nacional). Estos valores se recogen en la primera columna del cuadro n.º 3, y representan, como se dijo más arriba, una aproximación a las asimetrías. En el cuadro puede apreciarse que el comportamiento más asimétrico, en términos de la productividad, corresponde a Madrid, Baleares y País Vasco.

A continuación se ha procedido al análisis univariante de las series de diferencias en productividad, con objeto de proceder a la detección de raíces unitarias. Los tests convencionales de raíces unitarias (de Dickey-Fuller y de Phillips-Perron) sugieren que las series son integradas de orden 1 (8).

A continuación, se ha procedido al filtrado de las series originales mediante el procedimiento de Ho-

CUADRO N.º 3

VARIABILIDAD RELATIVA DEL COMPONENTE CÍCLICO
(Productividad relativa, 1965-1995)

Regiones	Varianza Serie original	Varianza Componente cíclico	Varianza relativa del componente cíclico	Ordenación de menor a mayor componente cíclico
Andalucía.....	0,4201	0,0094	0,0224	Madrid 1
Aragón.....	0,0602	0,0115	0,1914	Cataluña 2
Asturias.....	0,1754	0,0210	0,1200	Galicia 3
Baleares.....	0,9310	0,1840	0,1976	Castilla-La Mancha 4
Canarias.....	0,5436	0,0494	0,0909	País Vasco 5
Cantabria.....	0,4280	0,0548	0,1281	Andalucía 6
Castilla y León.....	0,0871	0,0134	0,1534	Extremadura 7
Castilla-La Mancha.....	0,5973	0,1080	0,0181	Canarias 8
Cataluña.....	0,4844	0,0064	0,0132	Asturias 9
Comunidad Valenciana.....	0,1287	0,0195	0,1515	Cantabria 10
Extremadura.....	0,4968	0,0391	0,0786	Comunidad Valenciana 11
Galicia.....	0,4048	0,0067	0,0166	La Rioja 12
Madrid.....	2,0409	0,0236	0,0116	Castilla y León 13
Murcia.....	0,1194	0,0234	0,1964	Navarra 14
Navarra.....	0,0880	0,0136	0,1549	Aragón 15
País Vasco.....	1,4340	0,0275	0,0192	Murcia 16
La Rioja.....	0,3622	0,0553	0,1527	Baleares 17

Fuente: Elaboración propia.

drick-Prescott. El componente cíclico de las asimetrías se ha aproximado por la varianza del ciclo estimado (cuadro n.º 3, segunda columna). Seguidamente, se ha calculado el cociente entre las varianzas obtenidas en el paso anterior y las varianzas originales de la serie. Los principales resultados se muestran en las dos últimas columnas del cuadro número 3. En la última columna, las regiones están ordenadas de menor a mayor componente cíclico.

En general, los resultados que recoge el cuadro número 3 son similares a los obtenidos por Myro y Pirelli (1996) y Villaverde (1999a). Las regiones que muestran un componente cíclico menor son Madrid, Cataluña y Galicia. El componente cíclico es más elevado en Baleares, Murcia, Aragón, Navarra, y Castilla y León.

Es interesante destacar que algunas de las regiones que, de acuerdo con estos resultados, son más vulnerables a las perturbaciones asimétricas, coinciden con las comunidades cuya estructura sectorial es más diferente de la nacional. Así, Castilla y León y Murcia son regiones con una especialización relativa superior en el sector primario (Cuadrado *et al.*, 1998), y Baleares está muy especializada en el turismo, a su vez muy dependiente de factores estacionales.

En el caso de Navarra, el valor elevado del componente cíclico puede atribuirse al comportamiento muy fluctuante que la productividad ha registrado durante el período considerado. No obstante, en estos casos, la magnitud del componente asociado al ciclo parece menos preocupante, ya que esta región ha experimentado un notable desarrollo en los últimos años, y en ella se localizan actividades industriales dinámicas.

En cualquier caso, debe destacarse que aparecen componentes cíclicos elevados en regiones de rápido crecimiento (Navarra y Baleares) y de ritmo más lento (como Castilla y León). Estos resultados apoyan, por consiguiente, las tesis de Myro y Pirelli (1996) y Villaverde (1999b), que no encuentran una asociación estrecha a priori entre la magnitud del componente cíclico y el ritmo de crecimiento. No obstante, alertan sobre los peligros asociados a las estructuras sectoriales excesivamente dependientes de productos agrarios o de un sector con un elevado componente estacional, el turismo.

2. Estimación de un modelo VAR

Por último, puede apuntarse que se ha buscado completar estos resultados mediante la estimación

de un modelo estructural VAR para las regiones españolas, en la línea de Bayoumi y Eichengreen (1993) y Obstfeld y Peri (1998). A continuación se ha simulado una perturbación idéntica para todas las regiones y se ha analizado la función de impulso-respuesta para cada una de éstas. Este análisis nos permite determinar, por un lado, qué regiones se ven más o menos afectadas por un mismo *shock* y, por otro, qué regiones se benefician (o se ven perjudicadas) durante un período más largo de tiempo ante un *shock* positivo (o negativo).

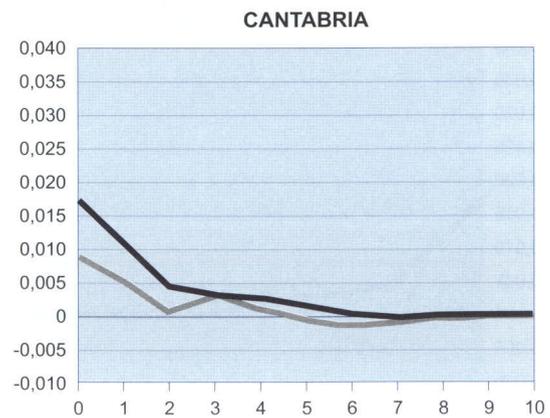
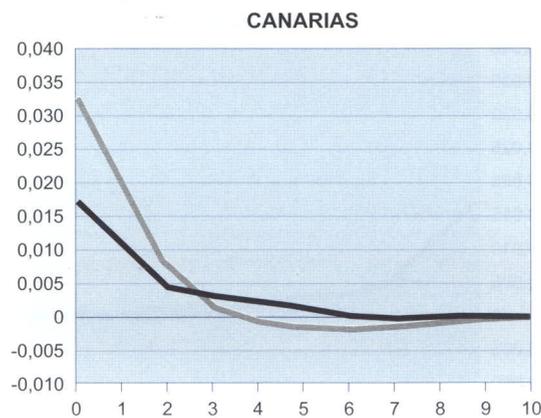
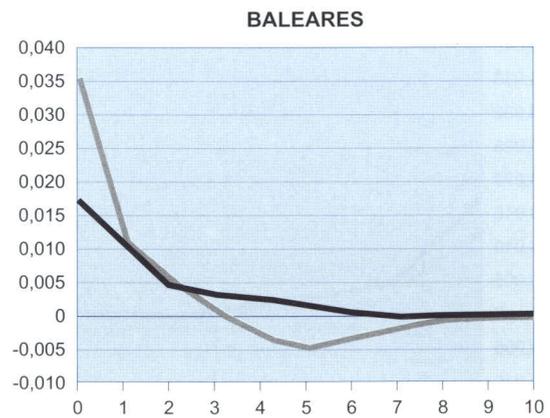
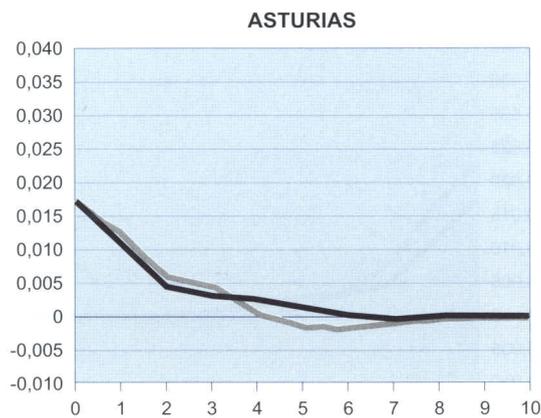
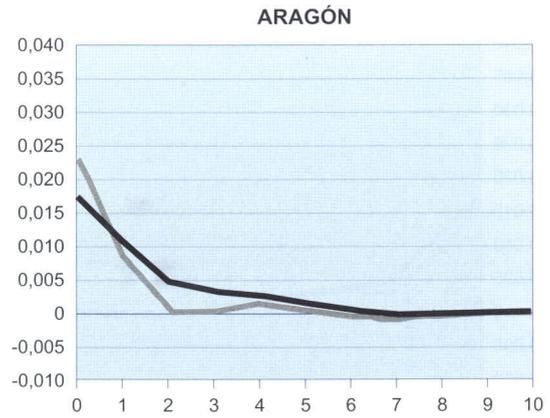
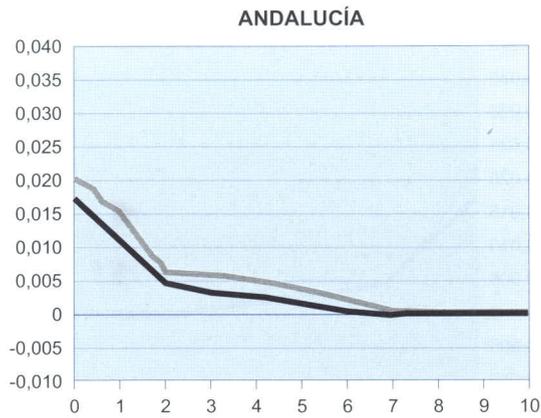
El modelo VAR que proponemos para realizar este estudio es el siguiente:

$$\begin{aligned} \gamma_{1,t} &= f(\gamma_{1,t-1}; \gamma_{2,t-1}; \dots; \gamma_{N,t-1}) + u_{1,t} \\ \gamma_{2,t} &= f(\gamma_{1,t-1}; \gamma_{2,t-1}; \dots; \gamma_{N,t-1}) + u_{2,t} \\ &\dots \\ \gamma_{17,t} &= f(\gamma_{1,t-1}; \gamma_{2,t-1}; \dots; \gamma_{N,t-1}) + u_{17,t} \\ \gamma_{N,t} &= f(\gamma_{1,t-1}; \gamma_{2,t-1}; \dots; \gamma_{N,t-1}) + u_{N,t} \end{aligned} \quad [2]$$

donde la variable dependiente en cada una de las 17 primeras ecuaciones es la tasa de crecimiento de la productividad de cada una de las regiones españolas en el período 1965-1995, y las variables explicativas son el primer retardo (9) de las tasas de crecimiento de las 17 regiones y la tasa de crecimiento nacional. Finalmente, la última ecuación relaciona la tasa de crecimiento nacional con las mismas variables explicativas. La estimación conjunta de las distintas ecuaciones nos permite tener en cuenta dos formas de transmisión de *shocks*: la primera de ellas, debido a la existencia de correlación contemporánea entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones. De hecho, esta correlación contemporánea es la que hace que un *shock* en un determinado período en la productividad nacional tenga efectos en ese mismo período *t* en el resto de las regiones. La segunda vía por la que un *shock* en la última ecuación del modelo se transmite a las restantes ecuaciones está vinculada con la propia especificación autorregresiva del VAR: una perturbación en la última ecuación del modelo afecta a la variable dependiente de esta ecuación, cuyos retardos aparecen como variables explicativas en todas las ecuaciones del sistema.

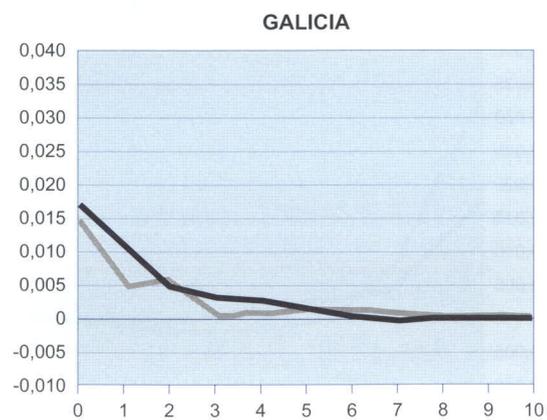
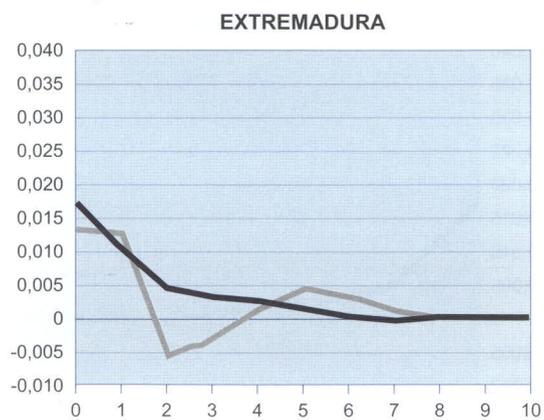
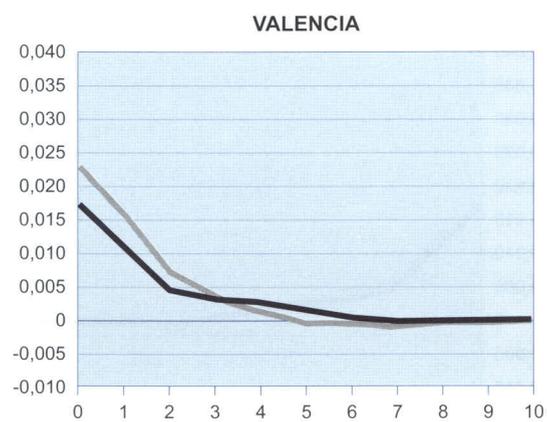
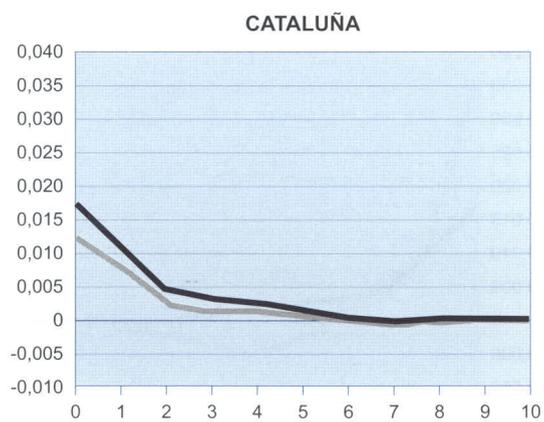
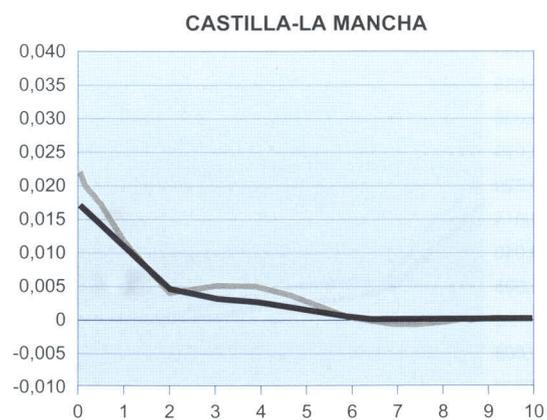
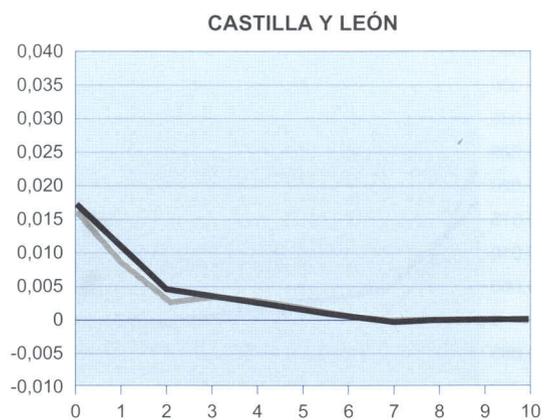
A partir del modelo VAR anterior, se ha estimado el efecto que una perturbación de una desviación típica en la última ecuación del sistema —es decir, en la ecuación de la tasa de crecimiento nacional— tiene en las tasas de crecimiento de las distintas regiones a lo largo del tiempo. Ésta es la denominada función de impulso-respuesta, que se muestra en el gráfico 3 para cada una de las regio-

GRÁFICO 3
FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA REGIONALES



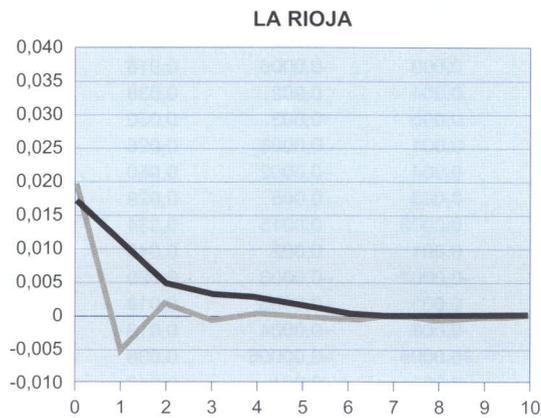
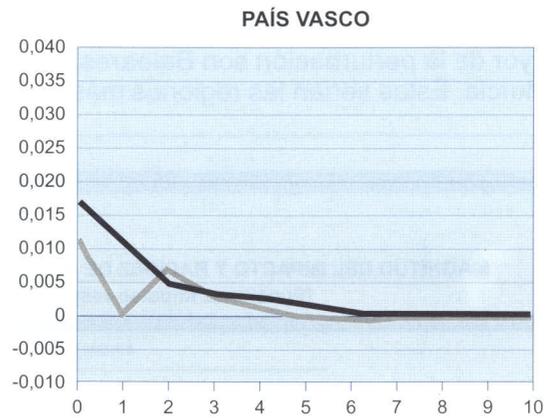
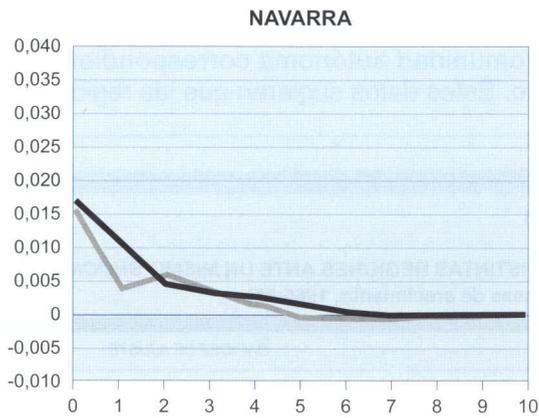
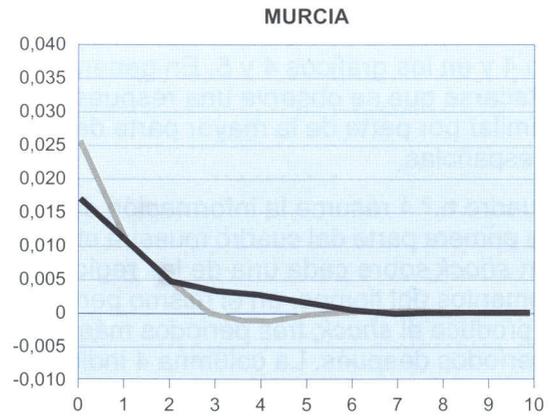
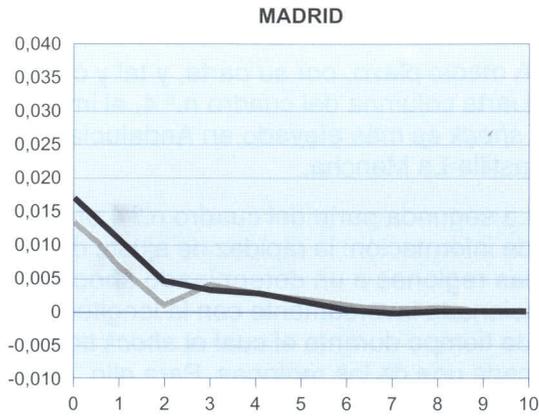
Continúa

GRÁFICO 3 (Continuación)
FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA REGIONALES



Continúa

GRÁFICO 3 (Continuación)
FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA REGIONALES



Fuente: Elaboración propia.

nes españolas (en trazo negro se muestra la función correspondiente a la productividad nacional, y el trazo tramado se refiere a la productividad de la región en cuestión).

Los principales resultados (10) que se desprenden de este análisis se sistematizan en el cuadro número 4 y en los gráficos 4 y 5. En general, puede destacarse que se observa una respuesta bastante similar por parte de la mayor parte de las regiones españolas.

El cuadro n.º 4 resume la información del gráfico 3. La primera parte del cuadro muestra el impacto de un *shock* sobre cada una de las regiones en tres momentos del tiempo: en el mismo período en que se produce el *shock*, tres períodos más tarde y cinco períodos después. La columna 4 indica también el efecto acumulado después de diez períodos. Como hemos hecho a lo largo de todo el trabajo, podemos asociar la magnitud de este impacto con el grado de vulnerabilidad de la región.

Las regiones que experimentan un impacto inicial mayor de la perturbación son Baleares, Canarias y Murcia. Éstas serían las regiones más vulne-

rables a una perturbación asimétrica a tenor de estos resultados. Puede ser interesante recordar que el procedimiento empleado en el apartado anterior (el análisis del componente cíclico de las series) también indicaba una elevada vulnerabilidad para Baleares y Murcia.

A medio plazo, por su parte, y tal y como indica la cuarta columna del cuadro n.º 4, el impacto total del *shock* es más elevado en Andalucía, Canarias y Castilla-La Mancha.

La segunda parte del cuadro n.º 4 ofrece otro tipo de información: la rapidez de ajuste de cada una de las regiones a un determinado *shock*, que está relacionado inversamente con la longitud del período de tiempo durante el cual el *shock* tiene efectos en cada una de las regiones. Para ello, se muestra el porcentaje del impacto total que se produce en el mismo período del *shock*, tres y cinco períodos después. Intuitivamente, si el porcentaje del impacto total en los primeros períodos es pequeño para una determinada región, significa que el ajuste de la comunidad autónoma correspondiente es más lento. Estos datos sugieren que las regiones que se

CUADRO N.º 4

MAGNITUD DEL IMPACTO Y RAPIDEZ DE AJUSTE DE LAS DISTINTAS REGIONES ANTE UN MISMO SHOCK
(Funciones impulso-respuesta sobre las tasas de crecimiento, 1965-95)

	MAGNITUD IMPACTO				RAPIDEZ DE AJUSTE		
	<i>l</i> = 0	<i>l</i> = 3	<i>l</i> = 5	Total	<i>l</i> = 0	<i>l</i> = 0-3	<i>l</i> = 0-5
Andalucía.....	0,021	0,006	0,004	0,060	0,35	0,80	0,95
Aragón.....	0,023	0,0003	0,0005	0,033	0,70	0,99	1,00
Asturias.....	0,018	0,005	-0,0013	0,037	0,48	1,00	1,00
Baleares.....	0,035	0,001	-0,005	0,040	0,87	1,00	1,00
Canarias.....	0,032	0,001	-0,002	0,054	0,60	1,00	1,00
Cantabria.....	0,009	0,003	-0,0006	0,016	0,56	1,00	1,00
Castilla y León.....	0,017	0,004	0,002	0,038	0,44	0,83	0,96
Castilla-La Mancha.....	0,022	0,005	0,003	0,050	0,43	0,84	1,00
Cataluña.....	0,013	0,001	0,0005	0,026	0,48	0,96	1,00
Comunidad Valenciana.....	0,024	0,004	-0,0002	0,050	0,48	1,00	1,00
Extremadura.....	0,013	-0,003	0,005	0,029	0,46	0,60	0,81
Galicia.....	0,014	0,0006	0,0015	0,034	0,45	0,81	0,88
Madrid.....	0,014	0,004	0,002	0,040	0,41	0,78	0,86
Murcia.....	0,026	-0,0007	-0,0003	0,029	0,64	1,00	1,00
Navarra.....	0,016	0,003	-0,0003	0,019	0,56	1,00	1,00
País Vasco.....	0,012	0,003	-0,0004	0,013	0,61	1,00	1,00
La Rioja.....	0,020	-0,0006	-0,00006	0,038	1,00	1,00	1,00
NACIONAL.....	0,017	0,003	0,001	0,040	0,44	0,90	1,00

Fuente: Elaboración propia. Las columnas 1, 2, 3 y 4 recogen, respectivamente, el efecto que un *shock* de una desviación típica en el período *t* sobre la última ecuación del sistema tiene sobre la tasa de crecimiento de cada una de las regiones en ese mismo período, tres períodos y cinco períodos después. La cuarta columna recoge el efecto acumulado del mismo *shock* después de 10 períodos. Las columnas 5, 6 y 7 recogen el porcentaje del impacto total producido por el *shock* que se produce en el mismo período *t*, tres períodos y cinco períodos después.

ajustan más lentamente son Extremadura, Andalucía, Madrid, Galicia y las dos Castillas. Podemos extraer una conclusión tentativa: el grado de ajuste parece estar relacionado directamente con el peso relativo del sector agrario en la economía de la región (11).

Finalmente, y para facilitar la comparación entre las distintas regiones, hemos construido dos gráficos más.

El gráfico 4 relaciona el grado de vulnerabilidad (aproximado por la magnitud del impacto inicial de la perturbación) y la rapidez de ajuste de cada una de las regiones para el mismo período del *shock*. Se observa que dos de las regiones en las que el impacto inicial es más elevado —Baleares y Canarias— se caracterizan por un ajuste a corto plazo relativamente rápido.

El gráfico 5 relaciona la magnitud del impacto acumulado después de 10 años (columna 4 del cuadro n.º 4) con la velocidad de ajuste en el medio plazo, medida como el porcentaje de la magnitud del impacto acumulado que se produce durante los tres primeros períodos (columna 6 del cuadro número 4). El gráfico nos indica —como ya sugería el cuadro n.º 4— que las regiones cuyo ajuste a

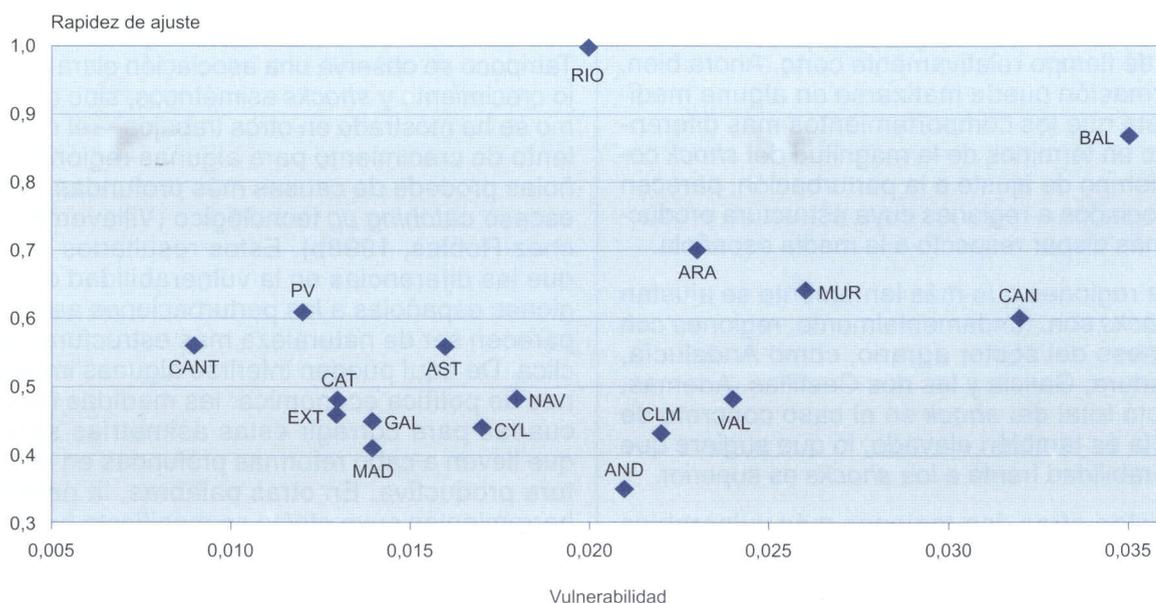
medio plazo es más lento son Extremadura, Galicia, Madrid, Andalucía y las dos Castillas.

VI. CONCLUSIÓN

Para cerrar el presente trabajo, pueden destacarse sus principales conclusiones:

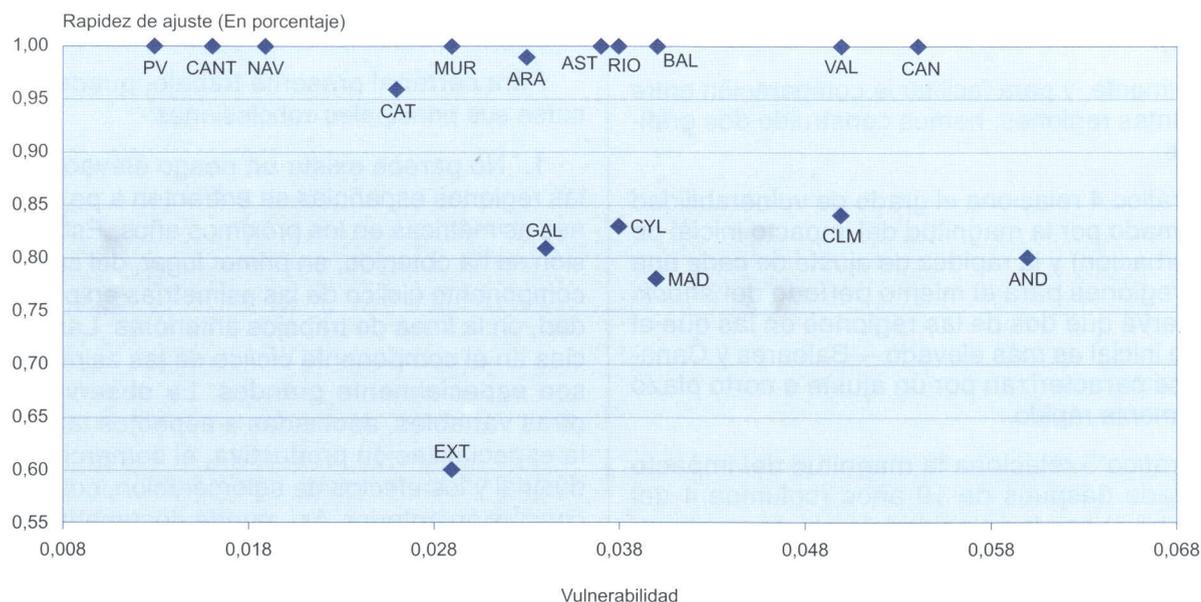
1. No parece existir un riesgo elevado de que las regiones españolas se enfrenten a perturbaciones asimétricas en los próximos años. Esta conclusión se ha obtenido, en primer lugar, del cálculo del componente cíclico de las asimetrías en productividad, en la línea de trabajos anteriores. Las diferencias en el componente cíclico de las asimetrías no son especialmente grandes. La observación de otras variables, asociadas a aspectos tales como la especialización productiva, el comercio intraindustrial y los efectos de aglomeración, corrobora la conclusión anterior. Así, puede documentarse una tendencia a la convergencia en estructuras productivas —aunque todavía existe un grado de diversidad apreciable— junto con un incremento en el comercio intraindustrial. No parecen observarse, en cambio, efectos de aglomeración.

GRÁFICO 4
IMPACTO INMEDIATO Y RAPIDEZ DE AJUSTE ANTE UN *SHOCK*



Fuente: Elaboración propia

GRÁFICO 5
IMPACTO A MÁS LARGO PLAZO Y RAPIDEZ DE AJUSTE ANTE UN SHOCK



Fuente: Elaboración propia

2. Este análisis se ha complementado con la estimación de las funciones de impulso-respuesta en un modelo VAR, que también sugiere que el grado de disparidad en el ajuste a los *shocks* no es excesivamente importante. Además, las regiones españolas se ven afectadas por un *shock* durante un periodo de tiempo relativamente corto. Ahora bien, esta afirmación puede matizarse en alguna medida, puesto que los comportamientos más diferentes, tanto en términos de la magnitud del *shock* como del tiempo de ajuste a la perturbación, parecen estar asociados a regiones cuya estructura productiva es más dispar respecto a la media española.

- Las regiones que más lentamente se ajustan a los *shocks* son, fundamentalmente, regiones con un alto peso del sector agrario, como Andalucía, Extremadura, Galicia y las dos Castillas. Además, el impacto total del *shock* en el caso concreto de Andalucía es también elevado, lo que sugiere que su vulnerabilidad frente a los *shocks* es superior.

- Existen otras dos regiones más vulnerables en el corto plazo, puesto que el impacto inicial del *shock* es más elevado: se trata de Canarias y Baleares, especializadas en el sector servicios. En estos dos casos, sin embargo, el período de ajuste a la perturbación es más breve.

En suma, y aunque estos resultados son aún preliminares y tentativos, puede concluirse que —a tenor del comportamiento de la productividad regional en las últimas décadas— la probabilidad de que las regiones españolas se enfrenten a perturbaciones asimétricas en el futuro no parece elevada. Tampoco se observa una asociación clara entre bajo crecimiento y *shocks* asimétricos, sino que —como se ha mostrado en otros trabajos— el ritmo más lento de crecimiento para algunas regiones españolas procede de causas más profundas, como el escaso *catching up* tecnológico (Villaverde y Sanchez-Robles, 1998b). Estos resultados sugieren que las diferencias en la vulnerabilidad de las regiones españolas a las perturbaciones asimétricas parecen ser de naturaleza más estructural que cíclica. De aquí pueden inferirse algunas implicaciones de política económica: las medidas más adecuadas para corregir estas asimetrías serán las que lleven a cabo reformas profundas en la estructura productiva. En otras palabras, la pérdida de herramientas cuyo efecto se manifiesta fundamentalmente a corto plazo, como la política monetaria o las modificaciones en el tipo de cambio, no parece que vaya a tener consecuencias de relieve en las asimetrías regionales. El modo de atenuar las diferencias potenciales en la respuesta a perturba-

ciones asimétricas está relacionado con otro tipo de reformas, vinculadas a la liberalización de los mercados o al estímulo de actividades de investigación y desarrollo.

Finalmente, pueden señalarse dos posibles extensiones de este trabajo: en primer lugar, profundizar en las causas que explican la rapidez del ajuste ante las perturbaciones. Por otra parte, también puede ser interesante emplear datos más desagregados por sectores con objeto de analizar las diferencias en productividad vinculadas a distintas actividades productivas.

NOTAS.

(*) Las autoras agradecen los comentarios y sugerencias de José Villaverde y Manuel Vega. Blanca Sánchez-Robles desea agradecer la ayuda económica recibida de la DGICYT, proyecto n.º P.B. 97-0351.

(1) Así, CAMPBELL y MANKIW (1987) detectan un elevado grado de persistencia en las series del PIB norteamericano que modelizan como un proceso ARIMA. COCHRANE (1988) registra un grado de persistencia menor mediante el empleo de una medida no paramétrica. PESARAN *et al.* (1993) emplean datos desagregados por sectores, y también encuentran una persistencia agregada más baja.

(2) Esta conclusión se modifica si se establece la comparación entre Europa y Estados Unidos: en este último caso, los resultados parecen apuntar a que entre Europa y Estados Unidos prevalecen shocks asimétricos.

(3) Sin embargo, estos resultados son cuestionables en alguna medida, puesto que FATÁS emplea como medida del ciclo el comportamiento de las tasas de empleo, que parecen depender de otros factores estructurales, y no sólo del ciclo, como se comentará más adelante.

(4) Esto puede comprobarse fácilmente de la siguiente forma: si denotamos el VAB mediante Y , y el empleo por L , entonces la renta puede escribirse como

$$Y = Y / L * L$$

Tomando logaritmos y diferenciando respecto al tiempo, se obtiene que la tasa de crecimiento del VAB puede descomponerse en la suma de la tasa de crecimiento de la productividad y la tasa de crecimiento del empleo.

(5) Existe una excepción, no obstante: las variaciones en las exportaciones y las importaciones, que usualmente se consideran shocks de demanda.

(6) MYRO y PERELLI (1996) realizan este análisis también para el caso de los precios.

(7) En este caso, se ha elegido el valor convencional para observaciones anuales $\lambda = 7$, de acuerdo con PESARAN y PESARAN (1997).

(8) Los resultados de los contrastes no se muestran por falta de espacio. En principio, y teniendo en cuenta todas las cautelas necesarias vinculadas a la menor fiabilidad de los contrastes en muestras pequeñas, la presencia de una raíz unitaria en las series apunta a que no existe convergencia estocástica entre las regiones españolas. Con otras palabras, existen diferencias persistentes entre la productividad de la mayoría de las regiones y la media nacional, lo que implica que los valores a largo plazo de producto por trabajador no tienen por qué coincidir (BERNARD y JONES, 1996). Este resultado está de acuerdo con otros trabajos que detectan la existencia de clubes de convergencia entre las regiones españolas (VILLAVERDE y SÁNCHEZ-ROBLES, 1998a; CANOVA y MARCET, 1995) y el agotamiento de la σ -convergencia (RAYMOND y GARCÍA-GRECIANO, 1994).

(9) Es decir, se ha especificado un modelo VAR (1). La elección del orden del VAR se ha realizado usando el contraste LR. Además,

se ha comprobado que los residuos de las distintas ecuaciones no presentan correlación serial.

(10) El programa econométrico utilizado no permite incluir conjuntamente las 18 ecuaciones, por lo que se han estimado de doce en doce, agrupándolas según distintos criterios. Sin embargo, los resultados obtenidos son similares en todos los casos.

(11) Existe una excepción, no obstante: el caso de Madrid, región no especializada relativamente en el sector agrícola. En futuros estudios analizaremos este resultado contraintuitivo.

BIBLIOGRAFÍA

BAYOUMI, T., y EICHENGREEN, B. (1993), «Shocking aspects of european monetary unification», en Torres, F. y Giavazzi, F. (eds.), *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, Cambridge.

BERNARD, A., y JONES, Ch. (1996), «Interpreting tests of the convergence hypothesis», *Journal of Econometrics*, 71, págs. 161-173.

BEVERIDGE, S., y NELSON, CH. (1981), «A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle», *Journal of Monetary Economics*, 7, págs. 151-174.

BUTI, M., y SAPIR, A. (1998), *Economic Policy in EMU*, Clarendon Press, Oxford.

BLANCHARD, O., y KATZ, L. (1992), «Regional evolutions», *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, págs. 1-75.

BLANCHARD, O., y QUAH, D. (1989), «The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances», *American Economic Review*, 79, págs. 655-673.

CAMPBELL, J., y MANKIW, N. G. (1987), «Are output fluctuations transitory?», *Quarterly Journal of Economics*, 102, noviembre, páginas 857-880.

CANOVA, F., y MARCET, A. (1995), «The poor stay poor: Non-convergence across countries and regions», *Working Paper* n. 137, Universidad Pompeu-Fabra, Barcelona.

COCHRANE, J. (1988), «How big is the random walk in GNP?», *Journal of Political Economy*, 96, 5, págs. 893-920.

COGLEY, T., y NASON, J. (1995), «Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series. Implications for business cycle research», *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, págs. 253-278.

COHEN, D., y WYPLOSZ, Ch. (1989), «The European Monetary Union: An agnostic evaluation», *CEPR Discussion Paper* n.º 306.

CUADRADO, J.R.; MANCHA, T., y GARRIDO, R. (1998), *Convergencia regional en España. Hechos, tendencias y perspectivas*, Fundación Argentina, Madrid.

CUÑADO, J., y SÁNCHEZ-ROBLES, B. (1999), «Real convergence and sectoral structure: The case of the Spanish regions», presentado en la 47.ª *International Atlantic Economic Conference*, Viena 18-22 marzo.

DE GRAUWE, P., y VANHAVERBEKE, W. (1993), «Is Europe an optimum currency area?: evidence from regional data», en Masson, P. y Taylor, M. (eds.), *Policy issues in the operation of currency unions*, Cambridge University Press.

DECRESSIN, J., y FATÁS, A. (1995), «Regional labor market dynamics in Europe», *European Economic Review*, 39, págs. 1627-1655.

DOMENECH, R.; ESCRIBÁ, F. J., y MURGUI, M. J. (1998), «Cambios en precios relativos y crecimiento económico en las regiones españolas». Ministerio de Economía y Hacienda, *Documento de Trabajo* D-98 006.

EICHENGREEN, B. (1993), «Labor markets and european monetary unification», en Masson, P. y Taylor, M. (eds.), *Policy issues in the operation of currency unions*, Cambridge University Press.

- FATÁS, A. (1997), «EMU: Countries or regions? Lessons from the EMS experience», *European Economic Review*, 41, págs. 743-751.
- FRANKEL, J. A., y ROSE, A. K. (1997), «Is EMU more justifiable ex post than ex ante?», *European Economic Review*, 41, págs. 753-760.
- HAMADA, K. (1985), *The political economy of international monetary independence*, MIT Press, Cambridge.
- HODRICK, R., y PRESCOTT, E. (1980), «Post-war U.S. Business cycles. An empirical investigation», mimeo, Carnegie-Mellon University, Pittsburgh.
- KENEN, P. (1969), «The theory of optimum currency areas: An eclectic view», en R. Mundell y A. Swoboda (eds.), *Monetary Problems of the International Economy*, Chicago University Press, Chicago.
- KRUGMAN, P. (1991), *Economic geography and international trade*, The MIT Press, Cambridge, Mass.
- (1993), «Lessons of Massachusetts for EMU», en Torres, F. y Giavazzi, F. (eds.), *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, Cambridge.
- KYDLAND, F., y PRESCOTT, E. (1982), «Time to build and aggregate fluctuations», *Econometrica*, 50, págs. 1345-1370.
- MCKINNON, R. (1963), «Optimum currency areas», *American Economic Review*, 53, págs. 717-725.
- MUNDELL, R. (1961), «A theory of optimum currency areas», *American Economic Review*, 51, págs. 657-665.
- MYRO, R., y PERELLI, O. (1996), «Convergencia regional y flexibilidad de precios», *Información Comercial Española*, 756, págs. 89-99.
- NELSON, CH., y PLOSSER, CH. (1982), «Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications», *Journal of Monetary Economics*, 10, págs. 139-162.
- OBSTFELD, M., y PERI, G. (1998), «Asymmetric shocks. Regional non-adjustment and fiscal policy», *Economic Policy*, 20, páginas 207-259.
- PESARAN, M. H.; PIERSE, R. G., y LEE, K. C. (1993), «Persistence, cointegration and aggregation», *Journal of Econometrics*, 56, páginas 57-88.
- PESARAN, M. H., y PESARAN, B. (1997), *Working with Microfit 4.0*, Oxford University Press, Oxford.
- RAYMOND, J. L. (1994), «Condicionantes externos de la evolución de la economía española», *Documentos de Trabajo*, 104, Fundación FIES, Madrid.
- (1995) «Convergencia real de España con Europa y disparidades regionales en España», en *Problemas económicos españoles de la década de los 90*, VV.AA., Galaxia Gutenberg, Madrid, páginas 517-552.
- RAYMOND, J. L., y GARCÍA-GRECIANO, B. (1994), «Las disparidades en el PIB per cápita entre las comunidades autónomas y la hipótesis de convergencia», *PAPELES DE ECONOMÍA ESPAÑOLA*, 59, páginas 37-58.
- SACHS, J. (1983), «International policy coordination in a dynamic macroeconomic model», *NBER Working Paper* n.º 1166, Cambridge, Mass.
- VILLAVERDE, J. (1999a), *Diferencias regionales en España y Unión Monetaria Europea*, Pirámide, Madrid.
- (1999b), «Integración monetaria y efectos espaciales: una aproximación a los desequilibrios regionales en España», *Revista de Economía Aragonesa*, 6-7, págs. 237-256.
- VILLAVERDE, J., y SÁNCHEZ-ROBLES, B. (1998a), «Disparidades provinciales y clubes de convergencia en España», *Revista de Estudios Regionales*, 52, págs. 177-199.
- (1998b) «Convergencia regional en España y unión monetaria: un nuevo enfoque», *Revista Asturiana de Economía*, 13, páginas 113-130.
- VIÑALS, J., y JIMENO, J. F. (1996), «Monetary Union and european unemployment», *Documento de Trabajo* 9624, Banco de España.
- (1997), «El mercado de trabajo español y la Unión Económica y Monetaria Europea», *Documento de Trabajo* 9717, Banco de España.

Resumen

El presente trabajo analiza hasta qué punto uno de los argumentos esgrimidos tradicionalmente en contra de la moneda única —la posibilidad de que las diversas áreas geográficas experimenten perturbaciones asimétricas— es relevante para el caso de las regiones españolas. Con este fin, comenzamos presentando un resumen de algunas aportaciones recientes sobre esta cuestión. A continuación, se analizan datos de productividad para las diecisiete comunidades autónomas españolas en el periodo 1965-95, con el fin de detectar posibles asimetrías en el comportamiento de las regiones. Se emplean dos procedimientos principales: el cálculo de la varianza del componente cíclico de las series y el análisis de la respuesta a un *shock* en la productividad por parte de las distintas regiones. Los resultados sugieren que las regiones más vulnerables frente a posibles perturbaciones asimétricas son aquellas cuya economía está menos diversificada y depende en mayor medida del sector agrario o del sector servicios. En cualquier caso, las diferencias no presentan una magnitud considerable, de modo que no parece que la posibilidad de perturbaciones asimétricas sea un argumento convincente en contra de la pertenencia de España a la moneda única.

Palabras clave: perturbaciones asimétricas, productividad regional, variaciones cíclicas.

Abstract

This article examines to what extent one of the arguments brandished traditionally against the single currency —the possibility that different geographic areas may undergo asymmetric dislocations— is relevant for the case of the Spanish regions. For this purpose, we start off by offering a summary of some recent contributions with regard to this question. We then go on to analyse productivity data for the 17 Spanish autonomous communities in the period 1965-1995, in order to detect possible asymmetries in the behaviour of the regions. Two main procedures are used: calculation of the variance of the cyclic component of the series and analysis of the response to a shock in productivity on the part of the different regions. The results suggest that the regions most vulnerable to possible asymmetric dislocations are those whose economy is less diversified and depends to a greater extent on the agricultural sector or the service industry. In any case, the differences are not of any appreciable size, so that the possibility of asymmetric dislocations does not seem to be a convincing argument against Spain's belonging to the single currency.

Key words: asymmetric dislocations, regional productivity, cyclic variations.

JEL classification: R11.