

Adolfo Maza Fernández*
Blanca Sánchez-Robles*

UME Y PERTURBACIONES MACROECONÓMICAS: UN ANÁLISIS PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS

La teoría de las áreas monetarias óptimas postula que uno de los principales costes que supone la UME es la pérdida de instrumentos de política económica para afrontar eventuales perturbaciones. Este coste será especialmente dañino si la probabilidad de que los miembros de la UME sufran perturbaciones asimétricas es elevada. En este sentido, el presente trabajo analiza la situación de las regiones españolas en el período 1955-1997 a través de la especificación de un modelo de espacio de los estados. Las principales conclusiones son: 1) la mayoría de los shocks a que se han enfrentado en el pasado reciente son simétricos; 2) sus efectos son bastante transitorios; 3) predominan, aunque ligeramente, las perturbaciones de oferta sobre las de demanda.

Palabras clave: integración económica, política económica, unión monetaria.

Clasificación JEL: E5, R11.

1. Introducción

En la historia reciente se pueden encontrar varios episodios caracterizados por la aparición de perturbaciones macroeconómicas inesperadas que han causado dificultades a la economía de determinados países y regiones. También se ha detectado la dispar capacidad de respuesta de las economías ante este tipo de *shocks*. Asimismo, según la teoría de las Áreas Monetarias Óptimas (AMO), el principal coste que supone la formación de un área monetaria es la pérdida de una serie de ins-

trumentos de política económica (política monetaria y política cambiaria) para contrarrestar perturbaciones asimétricas, esto es, perturbaciones que afecten a un país o región de un modo dispar que al resto de la unión (véanse, por ejemplo, Pelagidis, 1996; Bayoumi y Eichengreen, 1996; Lafrance y St-Amant, 1999; Maza, 2003). Por estas razones, uno de los principales asuntos tratados recientemente por la literatura sobre la Unión Monetaria Europea (UME) es la naturaleza de las perturbaciones que afectan a sus miembros. El primer aspecto relevante que se plantea al tratar esta cuestión es su simetría o asimetría: si las perturbaciones son relativamente simétricas, el coste asociado a la pérdida de autonomía monetaria será menor. No obstante, consideramos necesario destacar que, además de su grado de simetría, hay otras características de las perturbacio-

* Departamento de Economía. Universidad de Cantabria.

Los autores agradecen la ayuda prestada por José Villaverde y Per Jansson.

nes que también son relevantes: su duración (permanente o transitoria) y su origen (de oferta o demanda).

Este trabajo trata de arrojar luz sobre la situación de las regiones españolas frente a las posibles perturbaciones. Para ello, y por medio de una metodología basada en la especificación del modelo en forma de espacio de los estados y su estimación mediante el algoritmo del filtro de Kalman¹, se ha analizado tanto el grado de simetría como de permanencia de un *shock*, así como si se trata de un *shock* de oferta o de demanda. Para ello, el modelo divide las perturbaciones acaecidas en las regiones españolas en aquéllas que son comunes y aquéllas que son específicas de cada una de ellas. Se trata de una metodología novedosa que elimina limitaciones de enfoques anteriores y permite ganar en contenido informativo al identificar varias características de los *shocks*, no sólo su carácter simétrico o asimétrico. Así, en la sección 2 se muestran los principales resultados de nuestro modelo, identificando una perturbación común (específica) con una perturbación simétrica (asimétrica). A continuación, en la sección 3 se analiza los posibles efectos asimétricos de perturbaciones comunes, mientras que en la sección 4 se examinan los posibles efectos simétricos de perturbaciones específicas. La sección 5, y última, resume las principales conclusiones de este trabajo.

2. Naturaleza de las perturbaciones: un análisis empírico

Esta sección analiza el tipo de perturbaciones acontecidas en las regiones españolas en las últimas décadas. En concreto, se distinguen varias características: simétricas o asimétricas, permanentes o transitorias, de oferta o de demanda. Con este fin, se examina el comportamiento de la producción —más concretamente, del valor añadido bruto (VAB)— y de los precios —del índice de

precios implícitos en el VAB— en las 17 comunidades autónomas que conforman el Estado español para el período que abarca desde 1955 hasta 1997. Estas series han sido proporcionadas por la Fundación BBV y, dado que las mismas tienen un carácter bienal, se han convertido en anuales mediante la realización de un *spline*.

A grandes rasgos (todo el aparato técnico puede consultarse en Maza, 2002), se ha especificado un modelo en forma de espacio de los estados en el cual las series originales, una vez extraída su tendencia (X_{it}), se dividen en dos componentes, uno específico de cada región (X_{it}^E) y otro común a todas ellas (X_t^C). Aunque estos dos componentes no son observables, se ha establecido el supuesto de que ambos se comportan siguiendo un proceso autorregresivo de primer orden y están sujetos a *shocks*. Analíticamente, la ecuación de medida [1] y las ecuaciones de transición de nuestro modelo [2 y 3] serían las siguientes:

$$X_{it} = \gamma_i X_t^C + X_{it}^E \quad [1]$$

$$X_t^C = \alpha X_{t-1}^C + \varepsilon_t^C \quad [2]$$

$$X_{it}^E = \beta_i X_{it-1}^E + \varepsilon_{it}^E \quad [3]$$

Donde ε_t^C y ε_{it}^E son los términos de error del componente común y específico respectivamente. La estimación de estas ecuaciones se ha llevado a cabo aplicando el algoritmo del filtro de Kalman y sus resultados aparecen reflejados en el Cuadro 1.

Las dos primeras columnas de este cuadro muestran el efecto del componente común sobre las fluctuaciones de producción y precios en cada región (coeficiente γ_i de la ecuación 1). Los resultados se han normalizado y el coeficiente asociado a la comunidad de Madrid se ha fijado igual a la unidad. Los valores entre paréntesis son los p-valores, calculados por el *test* de cociente de verosimilitudes (Harvey, 1990), y pueden ser interpretados, bajo la hipótesis nula, como la probabilidad de que una región no se vea influenciada por una perturbación co-

¹ Para ver un resumen de otras metodologías y sus resultados remitirse a MAZA (2004).

CUADRO 1
PERSISTENCIA DE LAS PERTURBACIONES

CC AA	Sensibilidad al componente común γ_i		Persistencia de perturbaciones simétricas α		Persistencia de perturbaciones asimétricas β_i	
	VAB	Precios	VAB	Precios	VAB	Precios
Andalucía	1,11 (0)	0,93 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,54 (0,0157)	0,31 (0,1680)
Aragón	1,34 (0)	0,79 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,55 (0,0956)	0,02 (0,9356)
Asturias	0,72 (0,0039)	0,61 (0,0007)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,63 (0,0005)	0,25 (0,2402)
Baleares	1,23 (0)	0,99 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,60 (0,0015)	-0,07 (0,7440)
Canarias	1,22 (0)	1,01 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,66 (0,0003)	0,10 (0,6415)
Cantabria	1,25 (0)	0,70 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,33 (0,1074)	0,35 (0,1084)
Castilla y León	0,91 (0)	0,79 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,38 (0,1527)	0,16 (0,4076)
Castilla-La Mancha	1,18 (0)	0,70 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,56 (0,0053)	0,30 (0,1278)
Cataluña	1,47 (0)	0,86 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,46 (0,0367)	0,08 (0,7347)
C. Valenciana	1,43 (0)	0,78 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,82 (0,0601)	0,25 (0,2634)
Extremadura	0,83 (0,0026)	0,79 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,53 (0,0067)	-0,14 (0,5443)
Galicia	1,10 (0)	0,74 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,68 (0,0018)	-0,15 (0,5648)
Madrid	1,00 (-)	1,00 (-)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,70 (0,0010)	0,46 (0,0090)
Murcia	1,04 (0)	0,80 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,64 (0,0013)	0,10 (0,5006)
Navarra	1,23 (0)	0,75 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,52 (0,0061)	0,11 (0,5188)
País Vasco	1,18 (0)	0,68 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,74 (0,0001)	0,02 (0,9184)
Rioja (La)	0,98 (0)	0,84 (0)	0,76 (0)	0,44 (0,0165)	0,66 (0,0008)	0,10 (0,6324)

NOTA: p-valores entre paréntesis. Las hipótesis nulas contrastadas son: $H_0: \gamma_i = 0$; $H_0: \alpha = 0$; $H_0: \beta_i = 0$.

FUENTE: Fundación BBV y elaboración propia.

mún. Puede apreciarse que, en ningún caso, deja de rechazarse la hipótesis nula (de que el coeficiente es igual a cero) a los niveles convencionales. Así, en este caso los resultados indican que todas las comunidades se ven afectadas por el componente común de las perturbaciones y de un modo bastante similar, afirmación que será discutida más ampliamente en la siguiente sección.

Sin embargo, los resultados más relevantes, relativos al grado de persistencia, son los que se muestran en el resto del Cuadro 1. Si los coeficientes asociados a la variable retardada en las ecuaciones [2] y [3] no difieren estadísticamente de cero nos encontramos con perturbaciones puramente transitorias, mientras que cuanto más cercanos se encuentren a la unidad mayor será el grado de permanencia del *shock*. Así, los resultados ponen de manifiesto que las perturbaciones simétricas son muy persistentes. En el caso de las perturbaciones asimétricas (ecuación 3), parece que sus efectos son bastante persistentes en términos generales, mucho más en lo que se refiere a la producción que en lo relativo a los precios. No obstante, destaca la poca homogeneidad entre comunidades. En el caso de la producción, la permanencia de los *shocks* es muy elevada en el País Vasco, Canarias y Asturias y pequeña, en términos relativos, en Castilla-León y Cantabria. En lo que se refiere a los precios, las perturbaciones son especialmente transitorias en Aragón y el País Vasco, mientras que son muy persistentes en Madrid, Cantabria y Castilla-La Mancha.

La descomposición entre *shocks* simétricos y asimétricos se muestra en el Cuadro 2. Se ha dividido la varianza de las series de producción y precios (extraída su tendencia) en dos componentes: uno que refleja el peso de los *shocks* simétricos y otro que muestra la importancia de los *shocks* asimétricos. También se ha establecido una ordenación entre las distintas regiones de menor a mayor porcentaje de perturbaciones de carácter asimétrico. La principal conclusión que se puede extraer es que la gran mayoría de las regiones españolas han sido afectadas por perturbaciones eminentemente simétricas, especialmente la Comunidad Valencia, Cataluña y

Aragón. Las únicas excepciones son las de Asturias (tanto en el nivel de producción como en el índice de precios las perturbaciones asimétricas son dominantes) y Extremadura (en el caso de la producción). Estos resultados son análogos a los obtenidos en otros estudios (véanse, por ejemplo, Villaverde, 1999; Sánchez-Robles y Cuñado, 1999).

Respecto a la última característica de las perturbaciones señalada con anterioridad, su origen, éste se puede aproximar computando el coeficiente de correlación entre los *shocks* acontecidos en el nivel de producción y en el índice de precios. Parece razonable suponer que una perturbación negativa de demanda afecta en el mismo sentido a producción y precios (se reducen ambos), mientras que si la perturbación es de oferta su efecto sobre ambas variables es de signo opuesto (cae la producción y aumentan los precios). Por lo tanto, si el coeficiente de correlación resulta positivo nos encontramos ante un *shock* de demanda, mientras que en el caso contrario se trata de una perturbación de oferta. Los resultados obtenidos en el análisis aparecen en el Cuadro 3. De forma sintética, la principal conclusión que se extrae del mismo es que en España han predominado, aunque débilmente, los *shocks* de oferta sobre los de demanda.

3. Perturbaciones comunes y efectos asimétricos

Hasta ahora, una perturbación común se ha considerado como una perturbación simétrica. Podría ocurrir, sin embargo, que un cambio en el componente común tuviera un efecto diferente (asimétrico) en cada comunidad (Blanchard y Wolfers, 1999). Éste podría ser el caso, por ejemplo, si la estructura productiva de las distintas regiones fuese muy dispar. Abordamos esta cuestión en los párrafos siguientes.

Para ello, se ha estimado el mismo modelo que en la sección precedente pero con la siguiente ecuación de medida:

$$X_{it} = \gamma X_t^C + X_{it}^E \quad [4]$$

CUADRO 2
GRADO DE SIMETRÍA DE LAS PERTURBACIONES

CC AA	Componente simétrico		Componente asimétrico		Ranking	
	VAB	Precios	VAB	Precios	VAB	Precios
Andalucía	84,76	90,23	15,24	9,77	6	8
Aragón	95,38	95,33	4,62	4,67	3	5
Asturias	39,71	49,21	60,29	50,79	17	17
Baleares	79,85	76,20	20,15	23,80	8	16
Canarias	70,07	88,36	29,93	11,64	13	12
Cantabria	75,15	92,62	24,85	7,38	12	6
Castilla y León	77,41	88,90	22,59	11,10	11	9
Castilla-La Mancha	78,39	88,83	21,61	11,17	9	10
Cataluña	95,92	98,19	4,08	1,81	2	1
C. Valenciana	97,13	98,07	2,87	1,93	1	2
Extremadura	47,43	83,53	52,57	16,47	16	14
Galicia	94,28	87,49	5,72	12,51	4	13
Madrid	69,88	97,53	30,12	2,47	14	3
Murcia	77,74	95,47	22,26	4,53	10	4
Navarra	81,99	88,46	18,01	11,54	7	11
País Vasco	59,87	82,03	40,13	17,97	15	15
Rioja (La)	86,84	92,49	13,16	7,51	5	7

NOTA: Cifras en porcentajes.

FUENTE: Fundación BBV y elaboración propia.

La única diferencia es que, en este caso, se impone un mismo coeficiente asociado al componente común para el conjunto del país (γ). De este modo, la posibilidad de que un *shock* común tenga efectos asimétricos sobre las regiones españolas puede aproximarse calculando la probabilidad de que la respuesta particular de cada una de ellas —véase el coeficiente γ_i del Cuadro 1— sea la misma que la que se obtiene de media para España —coeficiente γ de la ecuación [4]. Por ello, se estima el modelo original bajo la hipótesis nula de que el coeficiente de cada región es idéntico al representativo de la respuesta del conjunto nacional (que adopta un valor de 1,20 y 0,79 en producción y precios, respectivamente). Cuanto mayor sea el *p-valor* mayor será la probabilidad de que la respuesta sea virtualmente idéntica y, por tanto, menor la probabili-

dad de que una perturbación común tenga efectos asimétricos.

Los resultados extraídos de este análisis (Cuadro 4) ponen de relieve que Asturias parece ser la comunidad con una respuesta más dispar a la media nacional en la producción, seguida de Cataluña, Extremadura y Castilla y León. En lo que respecta al índice de precios, el comportamiento más dispar parecen presentarlo las regiones de Canarias, Cataluña, Cantabria y Andalucía.

No obstante, en casi la práctica totalidad de las ocasiones no se puede rechazar (a un nivel del 95 por 100) la hipótesis nula de que la respuesta de cada región es la misma que la de España en su conjunto. Por tanto, parece que, tal y como se había predicho, los *shocks* comunes tienen efectos eminentemente simétricos sobre las regiones españolas.

CUADRO 3

ORIGEN (OFERTA-DEMANDA)
DE LAS PERTURBACIONES

CC AA	Coefficiente de correlación entre perturbaciones
Componente común	0,08
Andalucía	-0,67*
Aragón	-0,19
Asturias	-0,17
Baleares	0,23
Canarias	-0,09
Cantabria	0,08
Castilla y León	-0,32*
Castilla-La Mancha	-0,15
Cataluña	0,25
C. Valenciana	0,31*
Extremadura	0,44*
Galicia	0,20
Madrid	-0,29*
Murcia	-0,21
Navarra	-0,14
País Vasco	-0,38*
Rioja (La)	-0,22

NOTA: * denota significatividad al 95 por 100.

FUENTE: Fundación BBV y elaboración propia.

4. Perturbaciones específicas y efectos simétricos

El análisis de los *shocks* realizado previamente ha identificado una perturbación específica con una perturbación asimétrica. Karras (1996) plantea, sin embargo, la posibilidad de que las perturbaciones idiosincráticas de cada región no se comporten, en la práctica, como asimétricas, ya que si están alta y positivamente correlacionadas entre sí sus efectos serían muy similares en las distintas regiones.

De acuerdo con esto, se han computado los coeficientes de correlación entre las perturbaciones específicas de cada región y del resto de comunidades autónomas. Los valores obtenidos se muestran en el Cuadro 5 (para el caso de la producción) y el Cuadro 6 (para los precios).

CUADRO 4

PERTURBACIONES COMUNES Y EFECTOS
ASIMÉTRICOS

CC AA	VAB	Precios
Andalucía	1,11 (0,7371)	0,93 (0,0878)
Aragón	1,34 (0,5127)	0,79 (0,9741)
Asturias	0,72 (0,1221)	0,61 (0,2505)
Baleares	1,23 (0,8549)	0,99 (0,1391)
Canarias	1,22 (0,9110)	1,01 (0,0185)
Cantabria	1,25 (0,7942)	0,70 (0,0858)
Castilla y León	0,91 (0,2636)	0,79 (0,9604)
Castilla-La Mancha	1,18 (0,9385)	0,70 (0,1081)
Cataluña	1,47 (0,2289)	0,86 (0,0762)
C. Valenciana	1,43 (0,2763)	0,78 (0,8413)
Extremadura	0,83 (0,2486)	0,79 (0,9638)
Galicia	1,10 (0,6390)	0,74 (0,5109)
Madrid	1,00 (-)	1,00 (-)
Murcia	1,04 (0,5128)	0,80 (0,8436)
Navarra	1,23 (0,8161)	0,75 (0,6018)
País Vasco	1,18 (0,9466)	0,68 (0,1628)
Rioja (La)	0,98 (0,3392)	0,84 (0,4307)

NOTAS: p-valores entre paréntesis. Las hipótesis nulas contrastadas son:

 $H_0: \gamma_i = 1,20$ $H_0: \gamma_i = 0,79$

FUENTE: Fundación BBV y elaboración propia.

En lo relativo al volumen de producción, existe un buen número de coeficientes que resultan estadísticamente distintos de cero. No puede encontrarse, sin embargo, una clara pauta en el signo de los mismos, siendo éste muy cambiante. Por lo tanto, la evidencia dispo-

CUADRO 5
PERTURBACIONES ESPECÍFICAS Y EFECTOS SIMÉTRICOS (VAB)

	and	ara	ast	bal	can	cant	cl	cm	cat	cv	ext	gal	mad	mur	nav	pv	rio
and	1,00																
ara	-0,31*	1,00															
ast	-0,41*	0,39*	1,00														
bal	0,03	0,11	0,29*	1,00													
can	0,00	0,06	0,02	0,20	1,00												
cant	-0,22	0,03	0,17	0,06	-0,23	1,00											
cl	0,22	-0,04	0,14	-0,34*	0,31*	-0,28*	1,00										
cm	0,49*	-0,12	-0,10	-0,38*	0,22	-0,24	0,60*	1,00									
cat	0,17	-0,05	-0,02	0,39*	-0,51*	0,20	-0,42*	-0,50*	1,00								
cv	0,08	-0,17	-0,32*	0,14	-0,19	0,17	-0,31*	0,02	0,21	1,00							
ext	0,43*	0,07	-0,04	-0,20	0,58*	-0,34*	0,62*	0,55*	-0,30*	-0,25	1,00						
gal	0,23	-0,04	-0,09	-0,48*	0,10	-0,02	0,38*	0,59*	-0,53*	0,21	0,17	1,00					
mad	-0,06	-0,10	0,51*	0,10	0,09	0,00	0,40*	-0,01	0,22	-0,41*	0,25	-0,29*	1,00				
mur	0,24	-0,06	0,14	-0,24	0,18	-0,10	0,37*	0,56*	-0,13	-0,27*	0,31*	0,33*	0,17	1,00			
nav	-0,07	0,22	-0,01	-0,04	-0,46*	0,12	-0,20	-0,34*	0,23	-0,08	-0,38*	-0,03	-0,14	-0,35*	1,00		
pv	-0,24	0,09	0,28*	0,06	-0,69*	0,20	-0,14	-0,40*	0,54*	-0,10	-0,50*	-0,30*	0,38*	-0,21	0,65*	1,00	
rio	0,00	0,36*	-0,07	-0,24	0,02	-0,29*	0,01	0,20	-0,18	-0,29*	0,08	0,30*	-0,14	0,13	0,41*	0,08	1,00

NOTA: * denota significatividad al 95 por 100.

FUENTE: Fundación BBV y elaboración propia.

nible no permite afirmar con claridad si los *shocks* específicos tienen efectos simétricos o asimétricos. A pesar de esto, algunas regiones, como la Comunidad Valenciana, parecen sufrir perturbaciones muy dispares a las del resto de España (pues presenta un buen número de coeficientes de correlación con signo negativo).

Respecto al índice de precios, el Cuadro 6 pone de manifiesto que un mayor porcentaje de coeficientes de correlación difieren estadísticamente de cero. Además, en este caso existe predominancia de signos negativos respecto a los positivos. Por lo tanto, se puede afirmar que las perturbaciones específicas se comportan, en su mayor parte, como asimétricas.

5. Conclusiones

A lo largo de este trabajo se ha procurado identificar el tipo de perturbaciones que han sufrido las regiones

españolas en el período 1955-1997. El análisis efectuado ha puesto de relieve algunos hechos importantes, entre los que merece la pena destacar las siguientes:

1. Las perturbaciones han sido persistentes, en especial en el caso de la producción. No obstante, ese grado de persistencia difiere entre las distintas comunidades.
2. Otro rasgo importante de las perturbaciones es su carácter simétrico. Los *shocks* asimétricos han sido poco frecuentes, aunque existen algunas excepciones, como son las regiones de Asturias, Extremadura y el País Vasco.
3. En cuanto a su origen, parece que las perturbaciones de oferta han sido algo más frecuentes que las de demanda, salvo, entre otras, en regiones como Extremadura y Valencia.
4. Las perturbaciones comunes a todas las regiones han tenido, en términos generales, efectos simétricos.

CUADRO 6

PERTURBACIONES ESPECÍFICAS Y EFECTOS SIMÉTRICOS (PRECIOS)

	and	ara	ast	bal	can	cant	cl	cm	cat	cv	ext	gal	mad	mur	nav	pv	rio
and	1,00																
ara	-0,47*	1,00															
ast	0,26	-0,28*	1,00														
bal	0,05	0,37*	-0,43*	1,00													
can	0,18	-0,54*	0,38*	-0,66*	1,00												
cant	-0,15	0,35*	-0,08	0,43*	-0,68*	1,00											
cl	0,55*	-0,41*	0,58*	-0,54*	0,56*	-0,41*	1,00										
cm	0,38*	-0,44*	-0,07	-0,08	0,28*	-0,25	0,57*	1,00									
cat	-0,08	0,62*	-0,28*	0,71*	-0,58*	0,24	-0,54*	-0,59*	1,00								
cv	-0,40*	0,38*	-0,13	-0,16	-0,06	0,08	-0,32*	-0,47*	0,01	1,00							
ext	-0,48*	0,05	-0,46*	-0,16	0,08	-0,25	-0,36*	-0,15	-0,08	0,64*	1,00						
gal	-0,41*	0,84*	-0,59*	0,65*	-0,64*	0,35*	-0,64*	-0,37*	0,72*	0,27*	0,14	1,00					
mad	-0,31*	-0,16	-0,54*	0,01	-0,18	-0,08	-0,52*	-0,28*	0,14	0,05	0,36*	0,12	1,00				
mur	0,59*	-0,64*	0,36*	-0,21	0,67*	-0,59*	0,58*	0,39*	-0,37*	-0,06	-0,02	-0,61*	-0,26*	1,00			
nav	0,00	-0,24	-0,03	-0,05	-0,42*	0,45*	-0,02	0,27*	-0,34*	-0,29*	-0,19	-0,17	0,16	-0,39*	1,00		
pv	-0,27*	0,25	0,08	0,09	-0,56*	0,47*	-0,28*	-0,23	0,15	-0,27*	-0,32*	0,13	0,07	-0,73*	0,62*	1,00	
rio	-0,68*	0,14	-0,32*	-0,14	0,13	-0,05	-0,32*	0,12	-0,27*	0,10	0,36*	0,21	0,17	-0,37*	0,14	0,07	1,00

NOTA: * denota significatividad al 95 por 100.

FUENTE: Fundación BBV y elaboración propia.

En algunos casos, sin embargo, han ejercido efectos asimétricos (sobre todo en comunidades como Asturias, Cataluña y La Rioja).

5. Por último, las perturbaciones específicas han tenido un efecto diferenciado o asimétrico mucho más pronunciado en el caso de los precios que en el nivel de producción.

Si extrapolamos al futuro estas conclusiones sobre el pasado reciente, se podría afirmar que la probabilidad de que las regiones españolas sean afectadas por perturbaciones asimétricas en el futuro no parece excesivamente elevada, si bien las mismas, en el caso de aparecer, pueden ser muy persistentes. Las implicaciones de política económica que subyacen a este trabajo son claras: la pérdida del tipo de cambio y la política monetaria como

instrumentos de ajuste ocasionada por la formación de la UME no parece especialmente relevante para las regiones españolas, al menos por lo que se refiere a la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas. No obstante, este tipo de perturbaciones pueden surgir en algún momento, por lo que las medidas tendentes a reformar la estructura productiva en un ámbito regional (un factor importante relacionado con la probabilidad de sufrir *shocks* asimétricos) serían, de cualquier modo, bienvenidas.

Para finalizar, indicamos dos posibles extensiones de este trabajo. En primer lugar, esta metodología puede aplicarse a otros casos, especialmente a las naciones europeas. Segundo, el estudio podría analizar la capacidad de las distintas regiones para responder ante distintos tipos de perturbaciones.

Referencias bibliográficas

- [1] BAYOUMI, T. y EICHENGREEN, B. (1996): «Operationalizing the Theory of Optimum Currency Areas», *Discussion paper* 1484, CEPR.
- [2] BLANCHARD, O. y WOLFERS, J. (1999): «The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence», *Working paper* número 7284, National Bureau of Economic Research (NBER).
- [3] HARVEY, A. (1990): *The Econometric Analysis of Time Series*, Philip Allan.
- [4] KARRAS, G. (1996): «Is Europe an Optimum Currency Area? Evidence on the Magnitude and Asymmetry of Common and Country-specific Shocks in 20 European Countries», *Journal of Economic Integration*, volumen 11, número 3, páginas 366-384.
- [5] LAFRANCE, R. y ST-AMANT, P. (1999): «Optimal Currency Areas: A Review of the Recent Literature», *Working paper* 99-16, Bank of Canada.
- [6] MAZA, A. (2002): «Regiones españolas y perturbaciones: un análisis empírico», *Revista Asturiana de Economía*, número 24, páginas 109-130.
- [7] MAZA, A. (2003): «La teoría de las Áreas Monetarias Óptimas y la geografía económica: una recapitulación», *Anales de Economía y Administración de Empresas*, número 10 (en prensa).
- [8] MAZA, A. (2004): *Unión Monetaria Europea y disparidades regionales en España*, Servicio de Publicaciones, Universidad de Cantabria.
- [9] PELAGIDIS, T. (1996): «Optimum Currency Area Approach and the Third Stage of EMU: A Review of Recent Evidence», *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, número 43 (4), páginas 759-789.
- [10] SÁNCHEZ-ROBLES, B. y CUÑADO, J. (1999): «Perturbaciones asimétricas y Unión Monetaria Europea», *Papeles de Economía Española*, número 80, páginas 152-170.
- [11] VILLAYERDE, J. (1999): *Diferencias regionales en España y Unión Monetaria Europea*, Pirámide, Madrid.

ICE

Información Comercial Española
Revista de Economía

Información Comercial Española
ICE
Revista de Economía
MINISTERIO DE ECONOMÍA

1959
1981

í n d i c e s

Más de cien años
al servicio de la
economía española

Información Comercial Española
ICE
Revista de Economía
MINISTERIO DE ECONOMÍA Y HACIENDA

1982
d i c e s
1998