

REGIONES ESPAÑOLAS Y PERTURBACIONES: UN ANÁLISIS EMPÍRICO*

Adolfo Maza Fernández
Universidad de Cantabria

Este trabajo trata de identificar el tipo de perturbaciones que han sufrido las regiones españolas en las últimas décadas. Para ello, a partir de datos de VAB y precios de cada región, se plantea un modelo representado en forma de espacio de los estados, aplicándose el filtro de Kalman para identificar los componentes no observables. La principal conclusión que se obtiene es que la mayoría de las perturbaciones han sido de carácter simétrico, teniendo las perturbaciones asimétricas un papel destacado en muy pocas comunidades. Asimismo, se concluye que los efectos de los *shocks* son, en general, duraderos, y que parece que las perturbaciones de oferta prevalecen, aunque muy ligeramente, sobre las de demanda.

Palabras clave: perturbaciones asimétricas, regiones, UME, modelo de espacio de los estados, filtro de Kalman.

1. INTRODUCCIÓN

Desde que el Informe Delors diera el pistoletazo de salida al proceso de formación de la Unión Monetaria Europea (UME), un gran número de cuestiones han surgido en torno a la economía europea, una de las cuales es la que concierne a la naturaleza de las perturbaciones a que están sometidos los países integrantes de la Unión. A este respecto, hay unanimidad entre los distintos autores al afirmar que si la probabilidad de sufrir perturbaciones de carácter asimétrico es pequeña, el coste de la pérdida del tipo de cambio como instrumento de ajuste será reducido. Sin embargo, si dicha probabilidad es alta y el país carece de instrumentos de ajuste alternativos a la política cambiaria¹, este

(*) Agradezco los comentarios y sugerencias de José Villaverde y Jose Luis Gallego. Asimismo, agradezco la ayuda prestada por Per Jansson en el tratamiento econométrico.

(1) Los principales mecanismos de ajuste alternativos al tipo de cambio son, de acuerdo con la conocida teoría de las Áreas Monetarias Óptimas, la flexibilidad salarial (un análisis para el caso español se muestra en Villaverde, 1999a; Maza, 2001b y 2002), la movilidad laboral (véase Maza, 2001a) y el federalismo fiscal.

coste será elevado, y el balance neto del proceso de integración probablemente resulte negativo.

Pero, ¿qué se entiende por perturbación asimétrica? Un *shock* asimétrico se define, habitualmente, como aquél que afecta de forma distinta a un país que al resto de miembros de la unión. De acuerdo con esta definición, es evidente que sólo en el caso de que se produzca un *shock* de este tipo se echaría de menos la posibilidad de efectuar variaciones en el tipo de cambio nominal, ya que, si las perturbaciones adversas fuesen de carácter simétrico, estas variaciones serían totalmente inoperantes como instrumento de ajuste, por lo que la renuncia a las mismas no constituiría, en el fondo, ningún coste.

Sin embargo, y aunque es cierto que el grado de simetría de una perturbación es el principal factor del que depende el coste asociado a la pérdida del instrumento cambiario, hay otras características que conviene considerar en el análisis de las perturbaciones sufridas por un país. La importancia de un *shock* no se cifra sólo en el grado de simetría, sino también en su persistencia y su origen (de oferta o de demanda).

En efecto, si dejamos de lado el carácter simétrico o asimétrico de una perturbación, consideramos necesario señalar que, en relación con la persistencia de un *shock*, para una economía resulta mucho más preocupante una perturbación –nos referimos, por supuesto, a una perturbación negativa– con carácter permanente que una perturbación transitoria; una perturbación de este tipo puede ser suavizada provisionalmente por medio, por ejemplo, de un déficit público o mediante el recurso a la deuda externa, mientras que los *shocks* permanentes requieren ajustes mucho más costosos.

Además, y cambiando de perspectiva, no se puede olvidar que las distintas economías miembros de una unión monetaria no tienen (o al menos no es de esperar que tengan) las mismas preferencias entre inflación y desempleo. Por ello, tal y como enfatiza, entre otros, Díaz (1998), también es interesante analizar si las perturbaciones emergen por el lado de la oferta o de la demanda, por su distinta incidencia sobre estas variables económicas.

Teniendo en cuenta lo que acabamos de señalar, un buen número de recientes estudios han abordado, desde un punto de vista empírico, el análisis de los *shocks*, enfocándose, principalmente, en el carácter simétrico o asimétrico de los mismos². La mayor parte de esta literatura se ha desarrollado, como era de suponer, en el contexto de la UME. Ahora bien, aunque en términos teóricos existe un consenso generalizado al afirmar

(2) No obstante, al abordar esta cuestión hay que tener en cuenta que no existe una forma directa de identificar si una perturbación es simétrica o asimétrica. En consecuencia, los trabajos se ven obligados a recurrir a indicadores indirectos, indicadores que, tal y como recogen De Grauwe y Vanhaverbeke (1993) y Bayoumi y Eichengreen (1993) entre otros, plantean el problema de recoger al unísono los efectos de una perturbación y la respuesta dada a la misma.

que la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas es uno de los factores clave de los que dependen los costes asociados a un proceso de integración monetaria, desde un punto de vista empírico no existe ese consenso a la hora de señalar la mejor forma de identificar esta clase de perturbaciones, por lo que han sido varias las metodologías empleadas con este fin (véase Maza, 2001a).

En este artículo se examina, desde el punto de vista de las comunidades autónomas españolas, la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas –así como su persistencia y origen–, utilizando para ello la metodología que se basa en el filtro de Kalman una vez se ha expresado el modelo en forma de espacio de los estados. En concreto, se dividen las fluctuaciones acaecidas en producción y precios en un componente común y uno específico, ambos sujetos a *shocks*; se obtienen, de este modo, los *shocks* comunes (es decir, que afectan a la totalidad de las regiones) y los *shocks* específicos (que afectan a cada región por separado) acontecidos en España en los últimos años. Así, en el apartado 2 se expone, brevemente, el modelo empírico y se muestran los principales resultados, identificando un *shock* común como un *shock* simétrico y un *shock* específico como un *shock* asimétrico. Sin embargo, en los apartados 3 y 4 se analizan los posibles efectos asimétricos de *shocks* comunes, y los posibles efectos simétricos de *shocks* específicos. Por último, en el apartado 5 se sintetizan las conclusiones más relevantes.

2. NATURALEZA DE LAS PERTURBACIONES: ANÁLISIS EMPÍRICO

De acuerdo con lo mencionado en líneas precedentes, en este apartado se muestra el modelo utilizado para identificar las principales características de las perturbaciones que se han producido en las regiones españolas en los últimos años –véase Harvey (1989) para una explicación detallada del método de estimación–; posteriormente, se presentan los resultados obtenidos.

2.1. El modelo empírico³

En primer lugar, y antes de efectuar la descripción técnica del modelo, hay que indicar que, en el proceso de estimación, se ha utilizado una serie temporal extraída de la Fundación BBV y que comprende desde el año 1955 hasta el año 1997. Estas series son bienales, y para convertirlas en anuales se han empleado dos técnicas alternativas: a) efectuar una simple interpolación lineal entre los años anterior y posterior; b) realizar un *spline* para suavizar la serie, técnica que penaliza el no suavizamiento (Hardle et. al., 1999). Los resultados que se muestran son los que corresponden al segundo caso y las series utilizadas son las de Valor Añadido Bruto (VAB) a coste de los factores en millones de pese-

(3) La diagnosis del modelo se muestra en el anexo.

tas constantes de 1986 y las series de índices de precios implícitos en el VAB⁴.

Seguidamente, y tras obtener series anuales, se ha desarrollado un modelo (siguiendo a Jansson, 1997) que analiza las fluctuaciones que han tenido lugar, en producción y precios, en las distintas comunidades autónomas. Como paso previo, ya que el objetivo es identificar las perturbaciones, se ha extraído la tendencia de las series; en concreto, se ha eliminado la misma a través de la diferencia de logaritmos⁵.

Una vez eliminada la tendencia, se ha escrito el modelo en forma de espacio de los estados y, posteriormente, aplicado el filtro de Kalman para su estimación. Su utilización intenta paliar algunas de las limitaciones de otras metodologías utilizadas con el objetivo de identificar las perturbaciones. Por ejemplo, el enfoque basado en realizar un ajuste tendencial de series temporales (a raíz de un trabajo de Cohen y Wyplosz, 1989) no establece una distinción clara entre el grado de simetría y permanencia de una perturbación. Asimismo, la principal limitación del enfoque basado en los conocidos modelos VAR es la referente a los supuestos que hay que establecer para la identificación del modelo, supuestos de los que dependen las conclusiones posteriores; introducir supuestos de identificación desde el punto de vista teórico vía restricciones de los efectos contemporáneos o a corto plazo de los distintos tipos de *shocks* es incontrolable empíricamente, y muchas veces estos supuestos están condicionados por el modelo conceptual del analista (un ejemplo de estos modelos se muestra en Obstfeld y Peri, 1998). Además de subsanar estos inconvenientes, la metodología utilizada permite, por un lado, identificar el origen –de oferta o de demanda– de un *shock* y, por otro, analizar la posibilidad de que una perturbación común a todas las regiones tenga efectos dispares en cada una de ellas.

Así, en el modelo se denota por X_{it} a las series –de producción y precios– para la región i en el período t una vez eliminada su tendencia. A continuación, se separan estas series en dos componentes no observables, uno común a todas las regiones – X_t^C – y otro específico de cada una de ellas – X_{it}^E – (*ecuación de medida*):

$$X_{it} = \gamma_i X_t^C + X_{it}^E \quad (1)$$

El principal problema que subyace a la hora de efectuar la estimación es que esos dos componentes no se pueden observar directamente. No obstante, pueden, bajo ciertos supuestos, ser estimados; en este sentido, se supone que ambos son totalmente independientes y, además, que se conoce su comportamiento. Asimismo, se permite que tanto uno como

(4) Los resultados obtenidos cuando realizamos una simple interpolación lineal no difieren en gran medida de los que mostramos a continuación; si acaso, las principales diferencias se dan en lo referente al origen, de demanda u oferta, de las perturbaciones.

(5) Las series utilizadas son $X_{it} = [\Delta \log(VAB_{it}) - \text{media}]$ y $X_{it} = [\Delta^2 \log(P_{it}) - \text{media}]$ para el Valor Añadido Bruto (VAB) y el Índice de precios implícito en el VAB (P) respectivamente, donde Δ es el operador de retardos.

otro estén sujetos a *shocks*, o lo que es lo mismo, sean estocásticos; de esta forma, parece adecuado considerar que el componente común refleja la importancia de los *shocks* simétricos, mientras que el componente específico de cada región recoge la importancia de los *shocks* asimétricos. Las estimaciones realizadas se basan, concretamente, en el supuesto de que los componentes no observables siguen un proceso autoregresivo (AR) de primer orden (*ecuación de transición*):

$$\begin{aligned} X_t^C &= \alpha X_{t-1}^C + \varepsilon_t^C \\ X_{it}^E &= \beta_i X_{it-1}^E + \varepsilon_{it}^E \end{aligned} \quad (2)$$

donde ε_t^C y ε_{it}^E representan los *shocks* comunes (simétricos) y específicos (asimétricos), respectivamente⁶.

Además, se establece el supuesto de que los *shocks* siguen una distribución normal con media cero y varianzas constantes. Unido a ello, y ya que se suponen componentes independientes, se deduce que los *shocks* asimétricos se encuentran incorrelacionados, por un lado, con el resto de *shocks* asimétricos ($Cov(\varepsilon_{it}^E, \varepsilon_{jt}^E) = 0$ para todo $i \neq j$) y, por otro, con los *shocks* simétricos ($Cov(\varepsilon_{it}^E, \varepsilon_t^C) = 0$ para todo i).

Este modelo es el que se ha utilizado para identificar la clase de perturbaciones acaecidas en las regiones españolas en las últimas décadas. Para su estimación es posible aplicar un buen número de algoritmos; en este caso se ha utilizado el filtro de Kalman, que es un proceso recursivo para computar el estimador óptimo de los componentes no observables en el período t basándose en la información disponible en ese período⁷.

De acuerdo a este modelo es posible identificar, por tanto, los tipos de *shocks*. En primer lugar, respecto a su persistencia, y por las propiedades de los procesos AR, sabemos que el valor de los parámetros asociados a los retardos de la variable dependiente ofrece información sobre su grado de permanencia. En este caso, como tenemos un AR(1), el valor absoluto del parámetro asociado a este primer retardo en la ecuación (2) da una medida de la firmeza de las perturbaciones, siendo ésta mayor cuanto más cercano a la unidad se encuentre este valor.

Pero, ¿cómo determinar la importancia que han tenido los *shocks* simétricos y asimétricos? Con este objeto, y a partir de las expresiones del

(6) Si bien los apartados 3 y 4 se plantean si es oportuno identificar un *shock* común con un *shock* simétrico y un *shock* específico con uno asimétrico.

(7) El filtro de Kalman está formado por un conjunto de ecuaciones que permiten que un estimador sea actualizado cuando la nueva observación está disponible. En primer lugar, se utilizan las *ecuaciones de predicción* para obtener la predicción óptima de la próxima observación, dada la información de que se dispone en ese momento. A continuación, se recibe la nueva información y, por medio de las *ecuaciones de actualización*, se revisan las predicciones. Como resultado, se generan unas series de errores de predicción, a partir de las cuales se construye la función de verosimilitud y se estiman los parámetros.

modelo, se ha realizado la descomposición de la varianza de la serie original como sigue:

$$\text{Var}(X_{it}) = \gamma_i^2 \text{Var}(X_t^C) + \text{Var}(X_{it}^E) \quad (3)$$

donde

$$\begin{aligned} \text{Var}(X_t^C) &= \text{Var}(\varepsilon_t^C) + \alpha \text{Cov}(X_t^C, X_{t-1}^C) \\ \text{Var}(X_{it}^E) &= \text{Var}(\varepsilon_{it}^E) + \beta_i \text{Cov}(X_{it}^E, X_{it-1}^E) \end{aligned} \quad (4)$$

Así, y simplemente aplicando esta descomposición, se puede calcular el porcentaje de las oscilaciones en X_{it} que es explicado por *shocks* simétricos –primer sumando– y asimétricos –segundo sumando de la ecuación (3)–. De este modo, se consigue averiguar la relevancia de esta clase de *shocks* en cada una de las comunidades autónomas.

Somos capaces de identificar, por lo tanto, *shocks* simétricos y asimétricos, permanentes y transitorios. Pero aún falta, de acuerdo con lo que señalábamos en la introducción, identificar si estos *shocks* son de oferta o de demanda. Pues bien, y aunque el modelo en sí mismo no identifica –de forma directa– esta característica de los *shocks*, parece claro que es posible obtener cierta información a través de los términos de error. En efecto, se pueden descomponer las perturbaciones, tanto comunes como específicas, en *shocks* de demanda y *shocks* de oferta. De este modo se tiene, para el nivel de producción:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t^C(y) &= \alpha^y D_t^C + \beta^y O_t^C \\ \varepsilon_{it}^E(y) &= \delta_i^y D_{it}^E + \gamma_i^y O_{it}^E \end{aligned} \quad (5)$$

y para el índice de precios:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t^C(p) &= \alpha^p D_t^C + \beta^p O_t^C \\ \varepsilon_{it}^E(p) &= \delta_i^p D_{it}^E + \gamma_i^p O_{it}^E \end{aligned} \quad (5')$$

donde D_t^C (D_{it}^E) representa los *shocks* de demanda simétricos (asimétricos) y O_t^C (O_{it}^E) representa los *shocks* de oferta simétricos (asimétricos). Dado que estos *shocks* son estructurales, entonces la $\text{Cov}(Z_t, Y_t) = 0$ para todo $Z_t \neq Y_t$, donde $Z_t = D_t^C, D_{it}^E, O_t^C, O_{it}^E$.

Pues bien, para identificar este tipo de *shocks* hacemos el supuesto, de acuerdo con la lógica económica, de que los *shocks* de demanda tienen el mismo efecto sobre los precios y el *output*, mientras que los *shocks* de oferta tienen efectos de signo opuesto. De este modo, y aunque se desconocen los parámetros asociados a los *shocks* de oferta y de demanda, es posible al menos, dada su influencia sobre las variables de interés, determinar su signo. Ya que en el nivel de producción un *shock*, sea de oferta o de demanda, tiene el mismo efecto, se puede decir que $\alpha^y, \beta^y > 0$; $\delta_i^y, \gamma_i^y > 0$; sin embargo, sobre el índice de precios los *shocks* de oferta y demanda tienen efectos opuestos, por lo que $\alpha^p, \delta_i^p > 0$; $\beta^p, \gamma_i^p < 0$. Así, conociendo el signo de estos coeficientes, las correlaciones entre los términos de error estimados en el modelo

indican la importancia de los *shocks* (tanto simétricos como asimétricos) de oferta y demanda, ya que:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(\varepsilon_t^C(y), \varepsilon_t^C(p)) &= \alpha^y \alpha^p \text{Var}(D_t^C) + \beta^y \beta^p \text{Var}(O_t^C) \\ \text{Cov}(\varepsilon_t^E(y), \varepsilon_t^E(p)) &= \delta_i^y \delta_i^p \text{Var}(D_{it}^E) + \gamma_i^y \gamma_i^p \text{Var}(O_{it}^E) \end{aligned} \quad (6)$$

Así, si la correlación entre los términos de error del modelo es positiva estamos ante un *shock* de demanda, mientras que si es negativa nos encontramos ante una perturbación de oferta.

2.2. Principales resultados

Los resultados que se obtienen al estimar las ecuaciones (1) y (2) se muestran en el cuadro 1. La primera columna del cuadro indica de qué manera el componente común afecta a las fluctuaciones en el nivel de producción y precios de todas las comunidades autónomas –ecuación (1)–. Por razones técnicas, los resultados han sido normalizados, y la sensibilidad de las fluctuaciones en el nivel de producción al componente común o simétrico de la comunidad de Madrid ha sido fijada igual a la unidad y tomada como base; con otras palabras, un coeficiente estimado para cualquier comunidad mayor (menor) que la unidad está indicando que dicha comunidad es más (menos) sensible a *shocks* comunes que la comunidad madrileña. Asimismo, los valores entre paréntesis reflejan los p-valores –calculados por medio del test de cociente de verosimilitudes (Harvey, 1990)–, que indican cuál es la probabilidad de equivocarse si se rechaza la hipótesis nula; no obstante, pueden ser interpretados, en este caso, como la probabilidad de que las regiones no se vean influenciadas por el componente común (hipótesis nula), es decir, que sólo se caractericen por fluctuaciones específicas de cada una de ellas.

Los resultados obtenidos ponen de relieve que los cambios en el componente común afectan a todas las comunidades. Los coeficientes alcanzan cifras cercanas a la unidad y la probabilidad de que el valor del coeficiente sea cero es prácticamente nula en todos los casos (Asturias es la región en la que dicha probabilidad es mayor, con un p-valor que ronda el 0,4 por ciento en el caso del VAB)⁸. Por lo tanto, parece que todas las comunidades reaccionan de forma similar ante una perturbación de este tipo. En el siguiente apartado ahondamos en este tema y tratamos de cuantificar hasta qué punto esta afirmación es correcta.

Continuando con el cuadro 1, la segunda y tercera columna del mismo reflejan el grado de permanencia de una perturbación –ecuación (2)–. En concreto, cuanto más cercano a la unidad en términos absolutos se

(8) Si somos estrictos, esta afirmación no es correcta. El p-valor indica la probabilidad de equivocarse si se rechaza la hipótesis nula. Por lo tanto, lo correcto sería decir que la probabilidad de cometer un error si rechazas que ese coeficiente es cero es casi nula. No obstante, a lo largo del trabajo vamos a asimilar el valor del p-valor a la probabilidad de que se cumpla la hipótesis nula, aunque, como hemos señalado, no sea del todo exacto, pues nunca se puede aceptar la hipótesis nula.

Cuadro 1
PARÁMETROS DEL MODELO

CC.AA.	Sensibilidad al componente simétrico Parámetro γ_i		Persistencia de perturbaciones simétricas Parámetro α		Persistencia de perturbaciones asimétricas Parámetro 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-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)

Notas: Las cifras entre paréntesis representan los p-valores. Un p-valor indica el nivel de significación al que se rechaza la hipótesis nula. La hipótesis nula que estamos evaluando es: $H_0 : \gamma_i = 0$; $H_0 : \alpha = 0$; $H_0 : \beta_i = 0$.

Fuente: elaboración propia.

encuentre el coeficiente más persistentes son dichas perturbaciones, mientras que un coeficiente de valor cero indica que las perturbaciones son totalmente transitorias. A la vista de los resultados, se puede concluir, por un lado, que las perturbaciones simétricas son, especialmente en el caso de la producción, bastante persistentes, es decir, que lleva tiempo retornar a valores iniciales cuando se produce un *shock*⁹. Por otro lado, y en relación con las perturbaciones asimétricas, los resultados difieren dependiendo de la variable que se considere, ya que esta clase de perturbaciones son mucho más persistentes en el nivel de *output* de cada comunidad que en el índice de precios; en concreto, se observa que, en el caso de la producción, la probabilidad de que sean totalmente transitorias es muy reducida en las comunidades del País Vasco, Canarias y Asturias, mientras que Castilla-León y Cantabria se encuentran en la vertiente opuesta (con una probabilidad superior al 15 y el 10 por ciento, respectivamente); asimismo, en lo relativo al índice de precios, es preciso señalar que Madrid es la comunidad que muestra una mayor persistencia (la probabilidad de que sean totalmente transitorios es inferior al 1 por ciento), seguida, a mucha distancia, por Cantabria y Castilla-La Mancha, encontrándose en el lado opuesto las comunidades de Aragón y el País Vasco, regiones en las que esa probabilidad es superior al 90 por ciento.

Además, el modelo permite cuantificar, por medio de la descomposición de la varianza apuntada con anterioridad –ecuaciones (3) y (4) de la sección anterior–, el porcentaje de las variaciones en el nivel de *output* y precios de cada comunidad que puede ser explicado por *shocks* simétricos y asimétricos. El cuadro 2 sintetiza los resultados obtenidos y establece una ordenación entre comunidades, de forma que la que tiene asociado un “1” es la región con menor probabilidad de sufrir una perturbación diferenciada. Se observa que los *shocks* simétricos son claramente más importantes para la mayoría de las comunidades autónomas, resultado común a otros trabajos que analizan el caso español, tales como Myro y Perelli (1996), Sánchez-Robles y Cuñado (1999) y Villaverde (1999b). Asimismo, parece que los *shocks* de carácter asimétrico son menos importantes en el índice de precios que en el nivel de producción, resultado que podría estar relacionado con la competitividad entre las empresas y el similar incremento de costes –al menos en materia laboral– que tienen todas ellas. Así, las únicas comunidades en las que las perturbaciones asimétricas juegan un papel preponderante son Asturias (tanto en producción como en precios) y Extremadura (en producción). Uno de los factores que puede encontrarse detrás del hecho de que estas regiones sean –junto con el País Vasco– las que más perturbaciones de carácter asimétrico sufren reside en que su estructura productiva es bastante diferente a la media nacional; a título de ejemplo, en las comunidades asturiana y vasca la importancia de las actividades industriales en declive es mayor que en el conjunto del país, mientras que el sector servicios juega un papel menos relevante. Por otro lado, en la vertiente

(9) La probabilidad de que el verdadero valor sea cero, es decir, de que los *shocks* sean totalmente transitorios, es nula en el caso de la producción y escasamente superior al 1 por ciento en los precios.

opuesta se encuentran regiones en las que los *shocks* asimétricos tienen un carácter residual: Comunidad Valenciana, Cataluña y Aragón si nos centramos en la producción, y Cataluña, Comunidad Valenciana, Madrid, Murcia y Aragón si lo hacemos en los precios.

Cuadro 2
DESCOMPOSICIÓN ENTRE *SHOCKS* SIMÉTRICOS Y ASIMÉTRICOS

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-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: Las cifras vienen expresadas en porcentajes.

Fuente: elaboración propia.

Por último, en relación con la tercera característica de los *shocks* anteriormente planteada y como ya se ha indicado, cuando se trata de analizar los tipos de *shocks* que afectan a una economía, el hecho de que una perturbación sea de oferta o de demanda es un dato que conviene tener muy en cuenta; asimismo, también se apuntó que una manera de identificar su origen es por medio del análisis de las correlaciones entre los *shocks* en el nivel de producción e índice de precios –tal y como muestran las ecuaciones (5) y (6) de la sección 2.1.–. Los resultados de este análisis son los que recoge el cuadro 3. La primera conclusión es que en España predominan las perturbaciones de oferta, más dañinas para la economía que las sufre. Andalucía es la comunidad que presenta una correlación más negativa (-0,67), seguida a cierta distancia por el País Vasco, Castilla-León y Madrid.

En la vertiente contraria, esto es, entre las regiones que se caracterizan por haber sufrido perturbaciones de demanda, se encuentran Extremadura y Valencia. Finalmente, para los *shocks* comunes parece que la importancia de las perturbaciones de oferta y de demanda es muy parecida.

Cuadro 3
SHOCKS DE OFERTA Y DEMANDA

CC.AA.	Coef. de correlación entre <i>shocks</i>
Componente común	0,08
Andalucía	-0,67*
Aragón	-0,19
Asturias	-0,17
Baleares	0,23
Canarias	-0,09
Cantabria	0,08
Castilla-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: Las cifras del cuadro indican el coeficiente de correlación entre *shocks* comunes y específicos del nivel de producción e índice de precios. Los coeficientes señalados con un asterisco resultan estadísticamente significativos a un nivel de confianza del 95%.

Fuente: elaboración propia.

3. SHOCK COMÚN Y ¿EFECTOS ASIMÉTRICOS?

En todo el análisis efectuado hasta ahora se ha asimilado un *shock* común a un *shock* simétrico. Existe, sin embargo, la posibilidad de que un cambio en el componente común tenga efectos distintos en cada una de las comunidades autónomas; el objetivo de este apartado es abordar esta cuestión.

En efecto, es posible que la respuesta de cada comunidad a un *shock* común no sea idéntica, sino que, sobre todo si presentan una estructura productiva muy diferenciada, un mismo *shock* tenga efectos diferentes sobre las regiones. Por ello, vamos a tratar de evaluar hasta qué punto

un *shock* común puede comportarse como asimétrico, es decir, qué comunidades deben preocuparse, además de por perturbaciones asimétricas, por los dispares efectos de perturbaciones, a priori, simétricas. De acuerdo con lo que acabamos de indicar, ¿cuál es la situación de las regiones españolas?

Para responder esta pregunta se ha repetido el proceso de estimación efectuado en el apartado anterior, pero con la diferencia de que ahora se impone un mismo coeficiente asociado al componente común para todas las regiones. Por lo tanto, se estima la siguiente ecuación:

$$X_{it} = \gamma X_t^C + X_{it}^E \quad (7)$$

Con ello, se obtiene la respuesta que, por término medio, tiene nuestro país al enfrentarse a un *shock* de este tipo (coeficiente γ). Así, y una vez obtenida esta respuesta, es posible aproximar los efectos asimétricos de un *shock* común calculando la probabilidad de que la respuesta de cada una de las comunidades autónomas –obtenida en el apartado anterior– sea la misma que la del conjunto del país; con este objetivo, se ha estimado el modelo bajo la hipótesis nula de que el coeficiente asignado a cada región (γ_i) sea el mismo que el que se obtiene cuando se estima un solo coeficiente a escala nacional (γ). De este modo, cuanto mayor sea el p-valor obtenido, más homogénea será la respuesta de una comunidad respecto al conjunto nacional, esto es, menor será la probabilidad de que un *shock* común se comporte, de hecho, como asimétrico.

Pues bien, con arreglo a este enfoque, los resultados que se obtienen cuando se establece la restricción de un solo coeficiente asociado al componente común para todo el país se muestran en el cuadro 4 –obviamente, y para poder comparar los resultados con los que se obtenían en el apartado anterior, imponemos que el coeficiente de la comunidad de Madrid sea igual a la unidad–.

En relación con el nivel de producción, se observa que dicho coeficiente alcanza un valor de 1,20 y que el componente común influye decisivamente en las oscilaciones en el nivel de *output* (la probabilidad de que el coeficiente sea cero es nula). Asimismo, y como era de esperar, los resultados, en relación con la mayor o menor persistencia de un *shock*, se mantienen, a grandes rasgos, respecto al apartado anterior; Castilla-León y Aragón son, claramente, las comunidades en las que los *shocks* asimétricos tienen un carácter más ocasional (la probabilidad de que sean totalmente transitorios supera el 20 por ciento), mientras que las regiones en las que las perturbaciones son más persistentes son el País Vasco y La Rioja (con una probabilidad nula de que sean transitorias).

En cuanto al nivel de precios, el cuadro 4 muestra que, analizando las comunidades en conjunto, el componente común afecta claramente a su evolución (coeficiente de 0,79 con una probabilidad nula de ser igual a cero). Respecto a la duración de los *shocks* los resultados, básicamente y al igual que en el caso anterior, se mantienen, siendo Madrid y, en menor medida, Castilla-La Mancha las regiones que, en principio, más deben

Cuadro 4
PARÁMETROS DEL MODELO RESTRINGIDO

CC.AA.	Sensibilidad al componente simétrico Parámetro γ		Persistencia de perturbaciones simétricas Parámetro α		Persistencia de perturbaciones asimétricas Parámetro β_i	
	VAB	Precios	VAB	Precios	VAB	Precios
Andalucía	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,55 (0,0150)	0,23 (0,2968)
Aragón	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,28 (0,2228)	0,01 (0,9501)
Asturias	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,56 (0,0018)	0,18 (0,3932)
Baleares	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,59 (0,0019)	0,07 (0,7280)
Canarias	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,66 (0,0002)	0,18 (0,3259)
Cantabria	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,35 (0,0709)	0,27 (0,1785)
Castilla-León	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,23 (0,2875)	0,17 (0,4016)
Castilla-La Mancha	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,56 (0,0037)	0,36 (0,0766)
Cataluña	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,61 (0,0027)	-0,01 (0,9597)
C. Valenciana	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,59 (0,0047)	0,22 (0,3192)
Extremadura	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,54 (0,0057)	-0,14 (0,5238)
Galicia	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,64 (0,0040)	-0,24 (0,2478)
Madrid	1,00 (-)	1,00 (-)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,69 (0,0008)	0,49 (0,0065)
Murcia	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,59 (0,0024)	0,10 (0,5060)
Navarra	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,53 (0,0054)	0,08 (0,6071)
País Vasco	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,73 (0)	-0,06 (0,7049)
Rioja (La)	1,20 (0)	0,79 (0)	0,77 (0)	0,45 (0,0139)	0,77 (0)	0,08 (0,6954)

Notas: Las cifras entre paréntesis representan los p-valores. Un p-valor indica el nivel de significación al que se rechaza la hipótesis nula. La hipótesis nula que estamos evaluando es: $H_0 : \gamma = 0$; $H_0 : \alpha = 0$; $H_0 : \beta_i = 0$.

Fuente: elaboración propia.

preocuparse por la persistencia de *shocks* asimétricos, al tiempo que en Cataluña y Aragón estos *shocks* son totalmente transitorios (con una probabilidad superior al 95%).

Una vez estimado el modelo de esta forma, se puede aproximar la probabilidad de que una perturbación común (y, por lo tanto, en principio simétrica) tenga efectos dispares en las regiones españolas: basta con comparar la respuesta de cada comunidad con la que se obtiene para el conjunto del país. Los resultados obtenidos se recogen en el cuadro 5, a partir de los cuales se ponen de manifiesto varias circunstancias que se resumen a continuación.

En relación con el nivel de producción, la primera columna de este cuadro muestra que parece ser Asturias (con una probabilidad del 12 por ciento), seguida por Cataluña, Extremadura, Castilla-León y Valencia, quien tiene una respuesta más heterogénea respecto al conjunto del país; éste es un dato poco alentador para esas comunidades, ya que parece que no sólo han de temer las consecuencias de eventuales perturbaciones asimétricas, sino que los *shocks* aparentemente simétricos –por ser comunes al resto de regiones– también tienen efectos diferenciados en su seno. Una explicación tentativa del hecho de que Asturias sea la región en la que los *shocks* comunes tienen efectos más diferenciados puede ser su elevado grado de especialización en unos pocos sectores (agrícola, energético y minerales metálicos y siderometalurgia) que siguen un proceso productivo relativamente distinto del resto (véase Maza, 2001a)¹⁰. Sin embargo, las regiones en las que el efecto de un *shock* común parece más acorde con el experimentado a nivel nacional son el País Vasco, Castilla-La Mancha y Canarias (con una probabilidad superior al 90 por ciento).

Por otro lado, y como pone de relieve la segunda columna del cuadro 5, en lo que se refiere al índice de precios las regiones cuya respuesta es más heterogénea respecto al conjunto nacional son Canarias (probabilidad apenas superior al 1 por ciento), Cataluña, Cantabria y Andalucía. Sin embargo, la sensibilidad de las comunidades de Aragón, Extremadura y Castilla-León al componente común es similar a la que presenta España en su conjunto.

Por último, y si consideramos conjuntamente ambas variables, no podemos rechazar, en la mayoría de los casos, la hipótesis nula de que los *shocks* comunes tienen efectos simétricos entre las regiones españolas, pues sólo se puede rechazar con un nivel de significación del 5% para los *shocks* en el índice de precios de la comunidad canaria. Así, la respuesta de cada comunidad a un *shock* de este tipo no difiere estadísticamente de la estimada para la media del país. De forma más explícita, siguiendo con la interpretación que se viene dando al p-valor, se observa que dicha respuesta es idéntica a la media del país con una probabilidad superior al 25 por ciento en la mayoría de los casos –con la excepción

(10) Aunque en los últimos años la estructura productiva de la región asturiana se ha acercado paulatinamente a la del conjunto nacional.

Cuadro 5
SHOCK COMÚN 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-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: Las cifras entre paréntesis representan los p-valores. Un p-valor indica el nivel de significación al que se rechaza la hipótesis nula. La hipótesis nula que estamos evaluando es: $H_0: \gamma_i = 1,20$; $H_0: \gamma_i = 0,79$.

Fuente: elaboración propia.

de tres comunidades en el caso de la producción y de siete en los precios-. No obstante, y sobre todo en algunos casos puntuales –en especial en el índice de precios–, no se puede ni debe soslayar la posibilidad de que una perturbación común tenga efectos asimétricos.

4. SHOCK ESPECÍFICO Y ¿EFECTOS SIMÉTRICOS?

En el apartado 2 de este artículo dividimos las fluctuaciones que han tenido lugar en todas las regiones españolas en un componente común y un componente específico, ambos sujetos a *shocks*, identificando los *shocks* asimétricos con los que se producían en el segundo de estos componentes. Sin embargo, y adaptando un trabajo de Karras (1996) al contexto regional, podemos plantearnos si existe la posibilidad de que los *shocks* específicos de cada comunidad no se comporten, efectivamente, como asimétricos.

En efecto, podría ocurrir que las perturbaciones acaecidas en cada comunidad a título particular estuviesen alta y positivamente correlacionadas entre sí, de modo que, en última instancia, sus efectos sobre las comunidades que las sufren no sean muy dispares y, en consecuencia, no se precise de instrumentos de ajuste alternativos al tipo de cambio y a la política monetaria para paliar dichos efectos.

Teniendo en cuenta lo expuesto en las líneas precedentes, se ha calculado el coeficiente de correlación entre los *shocks* específicos de todas las comunidades autónomas –entre pares de las 17 comunidades–, con el objetivo de evaluar en qué medida estos *shocks* pueden tener efectos simétricos sobre las regiones. Los valores obtenidos aparecen reflejados en el cuadro 6 (producción) y 7 (precios).

En relación con el nivel de producción, hay un buen número de coeficientes de correlación que resultan estadísticamente distintos de cero. No obstante, no existe un predominio de los positivos respecto a los negativos ni viceversa. Por ello, no se puede decir si los *shocks* específicos en España, a escala regional, tienen o no, en su mayoría, efectos asimétricos. De cualquier modo, se puede señalar que algunas comunidades, como por ejemplo la Comunidad Valenciana, parecen sufrir perturbaciones poco acordes con las que se producen en el resto del país.

En el otro caso, es decir, en lo relativo al índice de precios de cada comunidad, hay que señalar (cuadro 7) que un mayor número de coeficientes resultan significativos y que, a diferencia de antes, sí que hay un predominio de los que tienen signo negativo respecto a los positivos, con lo que podríamos afirmar, con la debida cautela, que los *shocks* específicos tienen un marcado carácter asimétrico. Asimismo, parece que es Castilla-La Mancha la región en la que este tipo de *shocks* tienen mayores efectos asimétricos con respecto al resto del país.

Cuadro 6
SHOCK ESPECÍFICO 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: Los coeficientes señalados con un asterisco resultan estadísticamente significativos a un nivel de confianza del 95%.

Fuente: elaboración propia.

Cuadro 7
SHOCK ESPECÍFICO 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: Los coeficientes señalados con un asterisco resultan estadísticamente significativos a un nivel de confianza del 95%.

Fuente: elaboración propia.

5. CONCLUSIONES

En este artículo se ha analizado si la posibilidad de sufrir perturbaciones asimétricas –permanentes y de oferta o demanda– en las regiones españolas es muy elevada. Obviamente, y dado el notable cambio institucional que supone la formación de la UME, entra en juego, al afrontar esta y otras cuestiones, la conocida “crítica de Lucas”, pero, como también es evidente, la única forma de hacerlo es estudiando la experiencia pasada que, de cualquier modo, sí que estimamos de gran ayuda, así como una buena guía para anticipar qué puede deparar el futuro¹¹.

El análisis efectuado ha permitido, en primer lugar, comprobar que las perturbaciones que han sufrido las regiones españolas en el período 1955-1997 han sido, en su mayoría, de carácter simétrico, jugando las perturbaciones asimétricas un papel destacado en pocas comunidades. Asimismo, y de forma más precisa, se concluye que Asturias, Extremadura y el País Vasco son las regiones que han sufrido, durante las últimas cuatro décadas, perturbaciones diferenciadas o asimétricas más acentuadas. Además, el análisis sobre la persistencia de los *shocks* pone de relieve que sus efectos son, en general, duraderos, aunque mucho más en el nivel de producción que en el índice de precios de cada región. Por otro lado, y respecto al origen de estas perturbaciones, se concluye que en España predominan, si bien ligeramente, las de oferta sobre las de demanda. Asimismo, se ha advertido que los *shocks* comunes pueden tener efectos asimétricos, sobre todo y considerando conjuntamente producción y precios, en las comunidades de Asturias, Cataluña y La Rioja. Por último, y respecto a los posibles efectos simétricos de los *shocks* específicos de cada comunidad, el análisis efectuado muestra que este tipo de *shocks* tiene un mayor carácter asimétrico en los precios que en la producción.

En suma, y a la vista de estos resultados, puede concluirse que la probabilidad de que las regiones españolas se enfrenten a perturbaciones asimétricas en el futuro no se presenta muy elevada. La implicación de este resultado es clara: no parece que la pérdida de herramientas de política económica que conlleva la UME, tales como las modificaciones en el tipo de cambio y la autonomía en la política monetaria, vaya a ser especialmente relevante entre las regiones españolas. Sin embargo, no se debe olvidar que estas perturbaciones pueden, bajo ciertas circunstancias, producirse, por lo que medidas de política económica que lleven a cabo reformas en la estructura productiva regional (factor del que, según la teoría económica, depende principalmente la probabilidad de sufrir *shocks* asimétricos) serían adecuadas para minimizar este tipo de perturbaciones en nuestro país.

(11) En la terminología de Frankel y Rose (1997) y Frankel (1999), la probabilidad de sufrir perturbaciones asimétricas es endógena, por lo que se ha de plantear si la misma se verá aumentada o disminuida en la UME. Aunque desde el punto de vista teórico hay argumentos en ambos sentidos (véase Maza, 2001a), estos autores han realizado un estudio empírico y concluido que, a mayor grado de integración comercial, menor probabilidad de sufrir *shocks* de carácter asimétrico. Un análisis empírico, adaptado al caso español y a escala regional, se muestra, asimismo, en Maza (2001a), concluyendo que la UME no aumentará la probabilidad de sufrir *shocks* asimétricos, pudiendo incluso reducirla.

ANEXO DIAGNOSIS DEL MODELO

Dejando de lado la descripción técnica del modelo, es muy importante analizar sus propiedades estadísticas, ya que si el modelo está incorrectamente especificado los resultados carecen, obviamente, de fiabilidad. A este respecto, se ha realizado la diagnosis del modelo constatando si los términos de error siguen una distribución normal, se encuentran serialmente incorrelacionados y son homocedásticos. Asimismo, también se realiza un *test* de parámetros constantes. Pues bien, tal y como se muestra en el cuadro AX.1, los resultados obtenidos son bastante satisfactorios, siendo la probabilidad de correcta especificación claramente mayor del 25 por ciento en muchos casos, y sólo en unos pocos hay que reducir el nivel de significación por debajo del 5 por ciento para no rechazar la hipótesis de que el modelo está correctamente especificado. Por lo tanto, no parece haber indicios suficientes para temer que el modelo esté incorrectamente especificado.

**Cuadro A.1
CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN DEL MODELO**

CC.AA.	Normalidad		Correlación		Heterocedasticidad		Parámetros constantes	
	VAB	Precios	VAB	Precios	VAB	Precios	VAB	Precios
Andalucía	0,21 (0,90)	5,78 (0,06)	6,22 (0,19)	2,60 (0,63)	1,01 (0,32)	1,88 (0,17)	Si	Si
Aragón	4,34 (0,12)	2,82 (0,25)	4,39 (0,36)	3,75 (0,44)	1,24 (0,26)	4,50 (0,04)	Si	Si
Asturias	4,14 (0,13)	0,08 (0,96)	12,11 (0,02)	13,34 (0,01)	0,67 (0,41)	0,26 (0,61)	Si	Si
Baleares	5,69 (0,06)	7,93 (0,02)	3,08 (0,55)	14,35 (0,01)	0,05 (0,82)	1,72 (0,19)	Si	Si
Canarias	3,87 (0,14)	2,86 (0,24)	6,39 (0,17)	7,70 (0,10)	0,01 (0,95)	2,94 (0,09)	Si	Si
Cantabria	3,42 (0,18)	1,31 (0,52)	19,28 (0,00)	3,07 (0,55)	2,22 (0,14)	5,98 (0,02)	Si	Si
Castilla-León	9,87 (0,01)	0,47 (0,80)	15,03 (0,01)	5,83 (0,25)	3,69 (0,06)	1,86 (0,17)	Si	Si
Castilla-La Mancha	1,20 (0,55)	1,71 (0,43)	9,23 (0,06)	2,48 (0,65)	1,52 (0,22)	2,81 (0,09)	Si	Si
Cataluña	3,84 (0,15)	2,43 (0,30)	4,88 (0,30)	4,25 (0,37)	0,79 (0,38)	3,32 (0,07)	Si	Si
C. Valenciana	1,63 (0,44)	2,45 (0,29)	5,63 (0,23)	2,49 (0,65)	1,83 (0,18)	2,97 (0,09)	Si	Si
Extremadura	7,22 (0,03)	5,51 (0,06)	6,86 (0,14)	3,41 (0,49)	0,11 (0,74)	0,72 (0,40)	Si	Si
Galicia	0,16 (0,92)	6,46 (0,04)	10,42 (0,04)	5,36 (0,25)	4,85 (0,03)	0,68 (0,41)	Si	Si

.../...

Cuadro AX.1
CONTRASTES DE ESPECIFICACIÓN DEL MODELO (continuación)

CC.AA.	Normalidad		Correlación		Heterocedasticidad		Parámetros constantes	
	VAB	Precios	VAB	Precios	VAB	Precios	VAB	Precios
Madrid	2,61 (0,27)	0,86 (0,65)	17,26 (0,01)	4,88 (0,30)	2,72 (0,10)	2,59 (0,11)	Si	Si
Murcia	0,41 (0,81)	3,59 (0,17)	7,11 (0,13)	3,27 (0,51)	1,52 (0,22)	2,14 (0,14)	Si	Si
Navarra	1,08 (0,58)	1,16 (0,56)	4,83 (0,31)	7,26 (0,12)	8,97 (0,01)	1,38 (0,24)	Si	Si
País Vasco	0,19 (0,91)	2,15 (0,34)	2,97 (0,56)	8,81 (0,07)	2,71 (0,10)	0,70 (0,40)	Si	Si
Rioja (La)	3,88 (0,14)	1,64 (0,44)	4,34 (0,36)	3,63 (0,46)	3,21 (0,07)	2,60 (0,11)	Si	Si

Nota: Las cifras entre paréntesis son los p-valores, que indican el nivel de significación al que se rechaza la hipótesis nula. Las hipótesis nulas contratadas son: H_0 : normalidad; H_0 : no correlación serial; H_0 : no heterocedasticidad.

En concreto, el test para normalidad es el test de Doornik y Hansen. El contraste de correlación efectuado es el contraste de Ljung y Box, basado en cinco autocorrelaciones. El test de heterocedasticidad es el contraste ARCH de Engle basado en un término ARCH bajo la hipótesis alternativa. Por último, el contraste de parámetros constantes es el contraste, denominado CUSUM, elaborado por Brown, Durbin y Evans, indicando el símbolo "si" que la hipótesis nula no puede ser rechazada al nivel de 5 por ciento.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bayoumi, T. y Eichengreen, B. (1993): "Shocking aspects of European Monetary Unification", en Giavazzi, F. y Torres, F. (eds.), *Adjustment and growth in the European Monetary Union*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 193-230.
- Cohen, D. y Wyplosz, C. (1989): "The European Monetary Union: An agnostic evaluation", CEPR, Discussion Paper n° 306.
- 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*, CUP, Cambridge, pp. 111-129.
- Díaz, M. (1998): "Efectos de la coordinación internacional de la política monetaria en presencia de perturbaciones asimétricas", Universidad Pública de Navarra, Documento de trabajo n° 9815.
- Frankel, J. (1999): "No single currency regime is right for all countries or at all times", NBER, Working paper n° 7338, Cambridge.

- Frankel, J. y Rose, A. (1997): "Is EMU more justifiable ex post than ex ante?", *European Economic Review*, vol. 41, nº 3-5, abril, pp. 753-760.
- Hardle, W.; Müller, M.; Sperlich, S. y Werwatz, A. (1999): *A course on non- and semiparametric modelling*, Humboldt- Universität zu Berlin.
- Harvey, A. (1989): *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Harvey, A. (1990): *The econometric analysis of time series*, Philip Allan, Londres.
- Jansson, P. (1997): "How large is the risk of asymmetric shocks for Sweden?", *Swedish Economic Policy Review*, vol. 4, nº 2, otoño, pp. 447-486.
- 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*, vol. 11, nº 3, pp. 366-384.
- Maza, A. (2001a): "Las disparidades regionales en España: Efectos de la integración en la Unión Monetaria Europea", Tesis Doctoral, Universidad de Cantabria.
- Maza, A. (2001b): "España en la Unión Monetaria Europea: la flexibilidad regional de los salarios", VIIIth National Meeting of APDR, Julio, Vila-Real.
- Maza, A. (2002): "Flexibilidad regional de los salarios en España y Unión Monetaria Europea", *Revista de Economía Aragonesa*, nº 17, pp.113-120.
- Myro, R. y Perelli, O. (1996): "Convergencia regional y flexibilidad de precios", *Información Comercial Española*, nº 756, pp. 89-101.
- Obstfeld, M. y Peri, G. (1998): "Regional non-adjustment and fiscal policy", *Economic Policy*, vol. 13, nº 26, pp. 207-259.
- Sánchez-Robles, B. y Cuñado, J. (1999): "Perturbaciones asimétricas y Unión Monetaria Europea", *Papeles de Economía Española*, nº 80, pp. 152-170.
- Villaverde, J. (1999a): "Dispersión y flexibilidad regional de los salarios en España", *Papeles de Economía Española*, nº 80, pp. 171-184.
- Villaverde, J. (1999b): *Diferencias regionales en España y Unión Monetaria Europea*, Pirámide, Madrid.

ABSTRACT

The aim of this paper is to analyze the nature of potential shocks that have occurred in Spanish regions during the last few decades. Using GAV and price data, this paper addresses this issue empirically by applying the state-space models and the Kalman Filter methodology. The main conclusions are as follows: first, it appears that the shocks that have affected the Spanish regions have been mostly symmetric; second, the effects have been, in general, persistent rather than transitory; and finally, supply shocks have been slightly more frequent than demand shocks.

Key words: shocks, regions, EMU, state-space models, Kalman filter.