

TRIBUNA DE ECONOMÍA

Todos los artículos publicados en esta sección son sometidos
a un proceso de evaluación externa anónima

Mariano Matilla-García*

CORE INFLATION EN LA ZONA EURO Y ESPAÑA

El objeto de este documento consiste en analizar si los movimientos en la «inflación medida» recogen adecuadamente el fenómeno inflacionario, en concreto en la economía española y en la zona euro. Para ello se utiliza la metodología propuesta por Quah y Vahey (1995) basada en sistemas de Vectores Autorregresivos Estructurales. La aproximación es consistente con la interpretación de la curva de Phillips a largo plazo.

Palabras clave: política monetaria, inflación, inflación subyacente, zona euro, España.

Clasificación JEL: C32, E31, E52.

1. Introducción

La estabilidad a largo plazo de los precios es generalmente reconocido como uno de los primeros objetivos de la política monetaria, incluso en el caso de países cuyas autoridades monetarias no adopten explícitamente el objetivo estratégico de la inflación. En particular, éste es el caso del Banco Central Europeo (BCE), cuya política monetaria persigue mantener una tasa de inflación anual por debajo del 2 por 100 sobre un horizonte de medio plazo (ver BCE, 1999). Las fluctuaciones a corto plazo de la inflación observada, pueden sin embargo deberse a efectos únicamente de carácter temporal que la política monetaria no debería considerar. Redundando en este aspecto, el hecho comúnmente aceptado sobre los retrasos o desfases de los mecanismos de transmisión de la política monetaria, viene a enfatizar el hecho de que este tipo de política debe tener una orientación a medio plazo, y por lo

tanto, el desarrollo temporal transitorio de la inflación no debería afectar a las decisiones políticas. Consecuentemente, con independencia de la estrategia monetaria mantenida por las autoridades correspondientes, es necesario para éstas contar con una información lo más exacta posible sobre la tendencia de los precios. Sin embargo, la medida generalmente utilizada para obtener la inflación (IPC) no captura adecuadamente el comportamiento básico de la inflación. Es decir, los movimientos del IPC no recogen el fenómeno conocido como inflación al estar diseñado para valorar el coste de ciertos bienes y servicios.

Esta falta de sintonía conceptual se entiende claramente a partir de la definición teórica de inflación. Por inflación generalmente se entiende un crecimiento sostenido en el nivel general de precios. En este sentido, los incrementos *temporales* del IPC no se corresponden con la definición, pues sólo los incrementos persistentes satisfacen el concepto teórico. Parece necesario notar que el IPC está basado en una elección representativa de bienes, y por tanto no incluye la gran mayoría de los bienes de la economía en cuestión. Además, al estar todos ellos ponderados, incluso en el caso en que la pon-

* Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED).

deración corresponda con los bienes en los cuales se realiza mayor gasto, cualquier tipo de distorsión tanto agregada como sectorial o regional pueden causar cambios en el precio de un componente particular del índice, si bien estas distorsiones no están relacionadas con el fenómeno propiamente de la inflación.

En vista de los problemas presentados por el IPC para medir a partir de él la inflación (que a partir de ahora denominaremos *core inflation* o inflación latente para diferenciarla de la medida directamente a partir del IPC), se han propuesto una variedad de medidas para la estimación de la inflación *core*. Es preciso notar que no hay un consenso relativo sobre qué tipo de medida es más acertada, de modo que no hay un único concepto *core inflation*, y más bien queda definida implícitamente a partir del método con el que se construya. Fundamentalmente, los métodos utilizados hasta la actualidad pueden ser clasificados en tres categorías: (1) Métodos de corte seccional que reponderan el impacto de los precios individuales que componen el índice. El ejemplo más claro es el del índice de precios sin comestibles ni energía (ver Bryan y Cecchetti 1994 y Bryan, Cecchetti y Wiggins 1997). (2) Métodos de panel que combinan la información de corte seccional y la dimensión temporal de los cambios de precios individuales. Dentro de esta metodología destaca el trabajo de Stock y Watson (1991) donde la inflación latente (*core inflation*) se mide como el elemento común de los cambios de precios individuales. (3) Métodos multivariantes que tienen en cuenta información adicional en términos de contemplar otras variables macroeconómicas. Dentro de esta aproximación la más conocida supone el uso de vectores autorregresivos estructurales (SVAR) sugerido por Quah y Vahey (1995), de modo que una serie de restricciones derivadas de la teoría económica son introducidas. Esta fundamentación en los principios teórico económicos hace que esta medida sea cualitativamente distinta a las anteriores, dado que el análisis multivariante permite utilizar la información contenida en otras series económicas. Adicionalmente, la medición de la inflación latente desde esta

perspectiva puede ayudar a identificar el tipo de *shocks* o perturbaciones que afectan al IPC.

En concreto, en este documento se mide el componente de la inflación que venimos denominando *core inflation* (significativo económicamente) mediante la elaboración de dos modelos VAR con restricciones estructurales, en ambos casos introduciendo nuevas variables explicativas respecto del modelo de Quah y Vahey (1995) y de este modo complementa el trabajo desarrollado por Álvarez y Sebastián (1998) para la economía española, en la medida que permite establecer comparaciones entre la evolución de la inflación latente en España y en la zona euro, especialmente en la fase posterior a la entrada de la moneda única.

Para conseguir dicho fin, en el apartado 2 se explica el método de estimación de la inflación latente o *core inflation*. En el apartado 3 se especifican los modelos, dejando de este modo los apartados 4 y 5 para analizar las respuestas a los distintos impulsos, así como la descomposición de la varianza derivada de la estimación VAR estructural. Finalmente, en el apartado 6 se muestra la estimación de la inflación latente comparándola con la inflación usualmente medida. El documento finaliza con el apartado de las conclusiones en el que se apuntan posibles vías de continuación en esta línea de trabajo.

2. El método SVAR para la estimación de la inflación latente

Idea básica

Quah y Vahey (1995) fundamentan esta metodología mediante la introducción de restricciones a largo plazo obtenidas de la teoría económica establecida. El marco sobre el que se desarrolla a su vez se apoya en el análisis de vectores autorregresivos propuestos, Shapiro y Watson (1988) y Blanchard y Quah (1989).

Concretamente, Quah y Vahey definen la inflación latente como aquel componente de la inflación que no tiene efectos a largo plazo sobre el nivel de producción

real. Esta aproximación es consistente con la verticalidad de la curva de Phillips a largo plazo: una vez que las negociaciones sobre salarios se han cerrado, incrementos de la inflación pueden ser benignos para la economía real durante un cierto período de tiempo, sin embargo son neutrales a largo plazo. El tiempo de ajuste o la velocidad con la que se llega a la inflación latente depende del tipo de formación de expectativas de los agentes. Según la teoría keynesiana este ajuste será lento debido a las rigideces nominales del mercado laboral, y por tanto es posible un cierto nivel *trade off* entre inflación y desempleo.

La materialización de estas ideas se realiza mediante la especificación de un modelo VAR que no restringe la velocidad con que los *shocks* inflacionarios se convierten en neutrales respecto al *output*. Respecto al concepto de inflación latente, a largo plazo, la inflación medida no debería estar determinada por la inflación no-latente (aquella que puede afectar libremente al nivel de *output* real). Esto es así porque es asumido que los cambios en la inflación medida (derivados del IPC) se deben a dos tipos de *shocks*, cada uno incorrelacionado con el otro. El primero de ellos no tiene impacto sobre la producción real y el segundo puede tener efectos sobre la producción real, si bien no los puede tener sobre la inflación latente.

La adecuada especificación del modelo VAR depende de las propiedades estocásticas de los datos. En la literatura (ver por ejemplo Bagliano *et al.* 2002, y Quah y Vahey, 1995) la inflación ha sido identificada tanto como un proceso $I(1)$ como $I(0)$. Mientras que la primera especificación define una ecuación de precios sobre la primera diferencia de la inflación, la segunda lo hace sobre la primera diferencia del nivel de precios. Esto conlleva que una revisión de las características de las series será precisa para desarrollar la especificación del modelo.

Ambas especificaciones son consistentes con la curva de Phillips a largo plazo. En el caso de una inflación $I(1)$ se está considerando que aquel *shock* que no afecta a largo plazo al nivel de producción real (*core shock*), afecta *permanentemente* a la inflación latente. La expli-

cación teórica reside en que los agentes cambian de expectativas a corto plazo. Por tanto, a largo plazo estamos en un contexto de neutralidad de la inflación respecto a la economía real. Por otra parte, el caso de un proceso inflacionario $I(0)$ estaríamos considerando que el efecto del *core shock* es permanente sobre los precios y *temporal* sobre la inflación latente (las expectativas no se ven afectadas por los *shocks*). Desde esta perspectiva ($I(0)$), y bajo un esquema de análisis de OA y DA, los *shocks* que afectan permanentemente al nivel de *output* son clasificados como *shocks* de oferta, mientras que los otros son de demanda. En este caso el nivel de precios es neutral a largo plazo respecto a la economía real.

Método de estimación estructural

En este apartado se ofrece una representación formal del método de vectores estructurales autorregresivos. A partir del vector $X_T = (x_1, x_2, \dots, x_n)'_t$ que contiene las variables económicas consideradas (en el caso que nos concierne este vector están compuesto por *output* y precios). La representación estructural VAR vendrá dada por:

$$B(L)X_t = \eta_t \quad [1]$$

que es considerado como un proceso de covarianza estacionaria con media cero, donde $\text{Var}(\eta_t) = I$. La matriz *invertible* de coeficientes $B(L) \equiv B_{i,j}(L)$ es un polinomio en L con $i, j = 1, 2, \dots, n$ siendo L el operador retardo. Las perturbaciones $\eta_t = (\eta_{1t}, \eta_{2t}, \dots, \eta_{nt})$ se consideran, sin pérdida de generalidad, serialmente incorrelacionadas. Se asume que son ortogonales y sus varianzas son normalizadas a la unidad. Dadas estas condiciones, [1] tiene una única representación de acuerdo al Teorema de Representación de Wold:

$$X_t = D(L)\eta_t \quad [2]$$

donde $D(L) \equiv [D_{i,j}(L)]$ con $i, j = 1, 2, \dots, n$ y $D(L) = B(L)^{-1}$.

Para recuperar las matrices de coeficientes $D(L)$ y los *shocks* estructurales η_t de la forma estructural del modelo tipo vector de media móvil (VMA), se estima la forma reducida del sistema VAR con innovaciones e_t de la forma reducida:

$$A(L)X_t = e_t \quad [3]$$

donde $A(L) \equiv [A_{ij}(L)]$ con $i, j = 1, 2, \dots, n$ es invertible y $A(0) = I$. La matriz de varianzas y covarianzas de la forma reducida es $\text{Var}(e_t) = \Omega$. La inversión de [3] permite obtener la forma reducida de la representación de Wold de X_t :

$$X_t = C(L)e_t \quad [4]$$

donde $C(L) \equiv [C_{ij}(L)]$ con $i, j = 1, 2, \dots, n$ y $C(L) = A(L)^{-1}$, $A(0) = I$. Se supone que los *shocks* estructurales son combinaciones lineales de los *shocks* de la forma reducida, por tanto:

$$e_t = D(0)\eta_t \quad [5]$$

donde $S \equiv D(0) = B(0)^{-1}$. A partir de las ecuaciones [2], [4] y [5] se obtiene la siguiente relación entre las matrices de coeficientes de la forma reducida del modelo VMA y la forma estructural del modelo VMA:

$$D(L) = C(L)S \quad [6]$$

Por tanto, de la estimación del modelo [3] y la inversión de $A(L)$ se obtiene la matriz de coeficientes $C(L)$. Si la matriz S fuera conocida, tendríamos la identificación completa del modelo estructural [2]. A partir de ahí, de las expresiones [5] y [6] se hallarían los *shocks* estructurales y las matrices de coeficientes de la representación estructural del modelo VMA [2].

Es evidente que la identificación de S resulta fundamental en este proceso. Para ello se implementan una serie de restricciones: En un sistema de n ecuaciones, la identificación de n^2 elementos de S requiere de n^2 restric-

ciones. A partir de la expresión [5], multiplicando cada lado por su traspuesta y hallando la esperanza se obtiene una expresión que relaciona la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de la forma reducida y la matriz S :

$$\Omega = SS^T \quad [7]$$

Dada la simetría de la matriz Ω , la ecuación anterior ofrece $n(n + 1)/2$ restricciones no lineales sobre S . Por tanto quedan aún por dar $n(n - 1)/2$ restricciones que se obtendrán de la teoría económica. En el caso concreto de este documento se glosan en el siguiente apartado.

Identificación de las innovaciones

Como se señaló en la introducción, el modelo que se presenta parte del expuesto en Quah y Vahey (1995) y complementa el desarrollado por Álvarez y Sebastián (1998) para la economía española en la medida en que incorpora un modelo para la zona euro y hace posible establecer vínculos y comparaciones entre ambas economías. Dado que se trata de un modelo bivalente, la expresión [7], nos proporcionará tres de las cuatro restricciones precisas para la identificación de S . La cuarta restricción se corresponde con el argumento económico, esbozado anteriormente en el apartado primero, de la neutralidad a largo plazo que puede ser interpretada como la verticalidad de la curva de Phillips. Por tanto, son dos las perturbaciones o *shocks*, diferenciados por su impacto a largo plazo en el nivel de producción real.

Formalmente, esta restricción se introduce con ayuda de la expresión [2], ya que el impacto a largo plazo de los *shocks* estructurales ($\eta = (\eta^S, \eta^D)'$) sobre cualquiera de las variables endógenas vendrá recogido por la matriz

$$D(1) \equiv \sum_{k=0}^{\infty} D(k), \text{ representando } \eta^S \text{ las perturbaciones por}$$

el lado de la oferta, y η^D representa las perturbaciones de demanda. Por tanto, si restringimos el modelo de tal modo que los *shocks* de demanda, a largo plazo, sean neutrales sobre la producción real tendremos:

$$D(1)_{12} \equiv \sum_{k=0}^{\infty} D_{12}(k) = C_{11}(1)S_{12} + C_{12}(1)S_{22} = 0 \quad [8]$$

con $C(1) \equiv \sum_{k=0}^{\infty} C(k)$. Notar que por ejemplo, $D_{12}(k)$ muestra el efecto de la perturbación en la demanda sobre la primera variable del modelo bivalente (que será ΔY después de k períodos, mientras que $D(1)_{12} \equiv \sum_{k=0}^j D_{12}(k)$ es el efecto sobre Y después de j períodos.

Una vez completa la identificación del modelo estructural, la medida de la inflación latente a partir de un modelo VAR estructural se obtiene de la representación estructural VMA de la inflación medida, es decir:

$$\Delta p_t = \sum_{k=0}^{\infty} D_{21}(k)\eta_{t-k}^S + \sum_{k=0}^{\infty} D_{22}(k)\eta_{t-k}^D \quad [9]$$

en particular, dado que se ha definido la inflación latente como aquel componente de la inflación medida por medio del IPC que no tiene impacto a largo plazo sobre el nivel de producción real, ésta coincidirá con el segundo sumando de la ecuación anterior.

Desde un punto de vista técnico, la forma de recuperar las perturbaciones estructurales necesarias para la estimación de la inflación latente, así como las funciones de respuesta al impulso y la descomposición de la varianza, es por medio de las ecuaciones [5] y [6]. Para ello, es preciso ordenar las variables del vector X_t de tal manera que sólo el *shock* η_{1t} afecte a largo plazo a la variable x_{1t} ; sólo las perturbaciones η_{1t}, η_{2t} afecten a largo plazo a la variable¹ x_{2t} . Por tanto, la restricción establecida a propósito de que el efecto de las perturbaciones de oferta a largo plazo sobre el nivel de actividad económica sea nula equivale a que la suma de los

coeficientes de [2] para $L = 1$, obtenidos a partir de [6], de la variable en cuestión, esto es producción real, sumen cero. O lo que es lo mismo, que los elementos por encima de la diagonal principal de $C(1)S$ sean cero. Es fundamental notar que esta restricción se puede imponer en $C(1)S$ a partir de la descomposición de Cholesky de $C(1)SS'(C(1))'$. Efectivamente, dada la ecuación [5], se tendrá que $E(\eta_t \eta_t') = SS'$, precisamente la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de las forma reducida. Por tanto, para obtener $C(1)S$ sólo es necesario obtener la descomposición de Cholesky de $C(1)\Omega(C(1))'$, de donde se puede obtener fácilmente S .

3. Especificación VAR

Los dos modelos que se precisa estimar son el de España y el de la Unión Monetaria Europea (EMU). Los resultados derivados del análisis de relaciones de cointegración y raíces unitarias, en ambos casos, nos conducen a especificar en primeras diferencias el logaritmo de la producción real y la primera diferencia del índice de precios. Para determinar el orden del retardo del modelo VAR se utilizan varios criterios de selección: en el caso del modelo español el retardo considerado es 4, mientras que en el caso EMU es de 2. El proceso estimación abarca desde 1980 (1) hasta 2000 (4) en el caso español, y desde 1988 (1) hasta 2000 (4) en el otro caso considerado.

4. Análisis de Impulso Respuesta

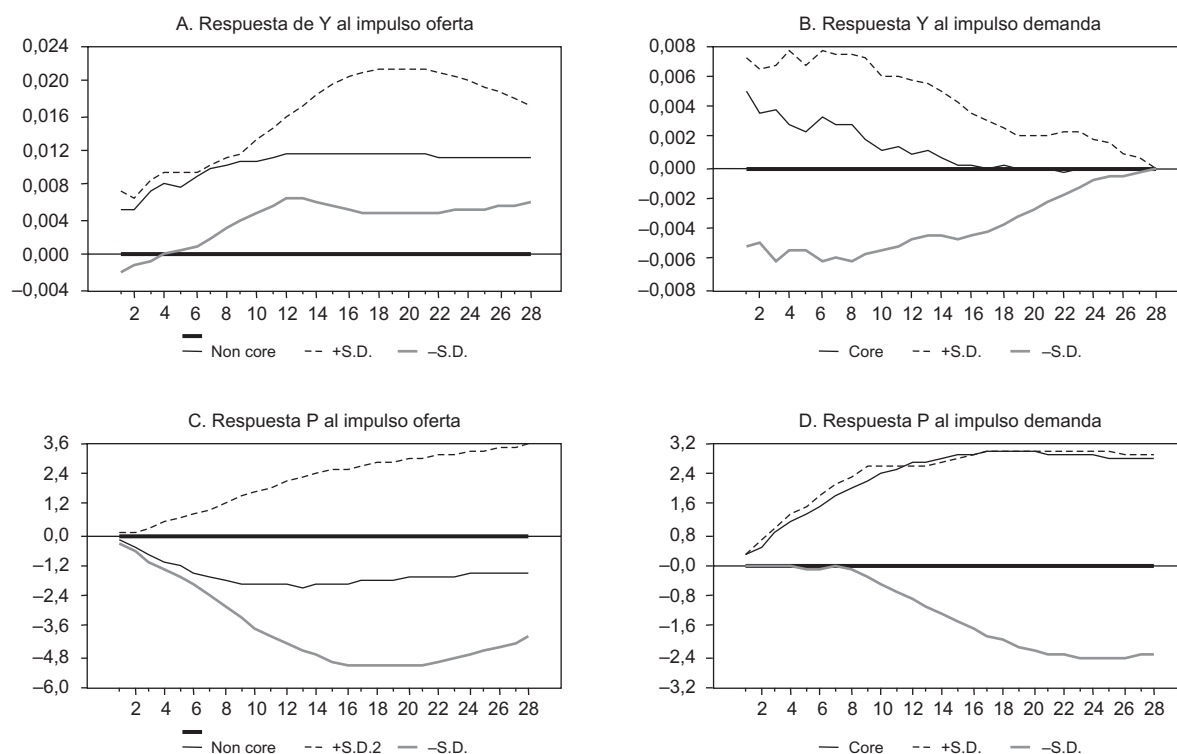
Los Gráficos 1 y 2 representan las reacciones dinámicas del nivel de producción real y precios ante una perturbación de oferta o demanda unitaria a lo largo de siete años². Los ejes verticales se refieren al valor de la variable en consideración y los horizontales miden el tiempo en trimestres.

¹ Notar que en este caso la ordenación necesaria para que esto se cumpla es que la primera variable del vector X_t sea la que contenga la producción real, de manera que la segunda variable contendría la información sobre los precios de la economía en cuestión.

² Las bandas que quedan por encima y debajo del trazado principal se obtienen por métodos de simulación de Montecarlo a partir de muestras aleatorias normales.

GRÁFICO 1

IMPULSO A LA RESPUESTA ESPAÑA



FUENTE: Elaboración propia.

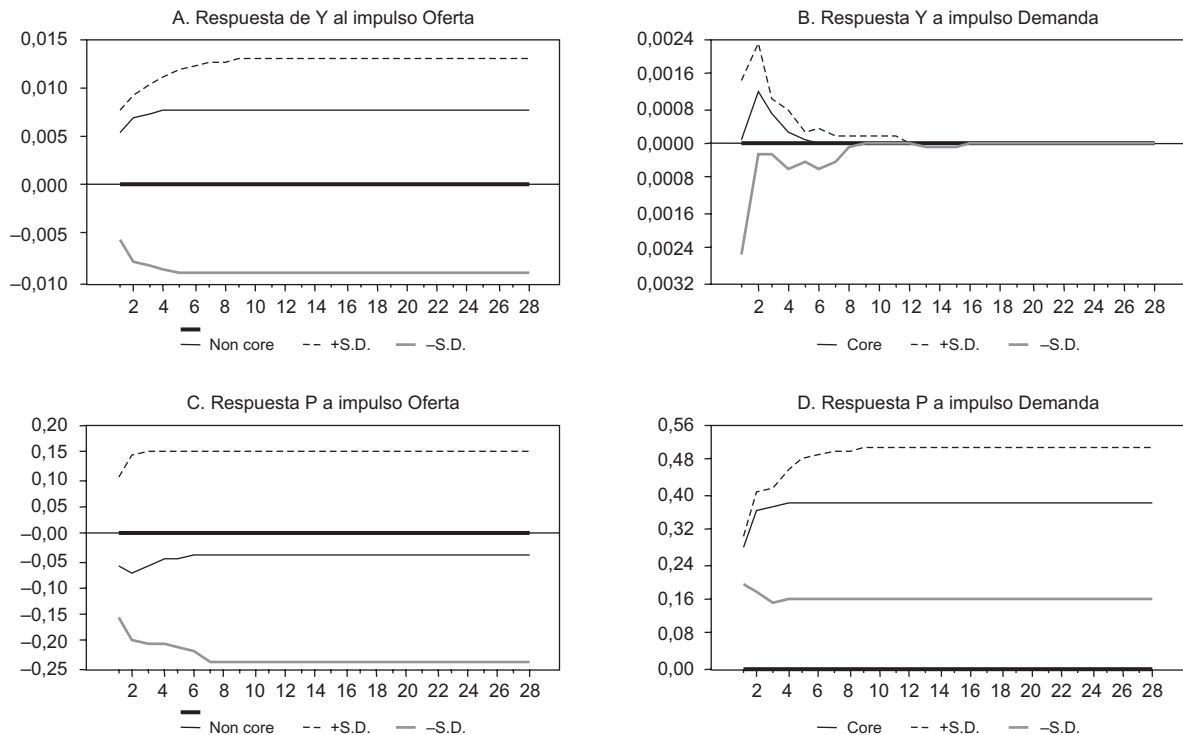
La dinámica observada por las respuestas se corresponden con los hechos estilizados que se pueden deducir del modelo de Oferta Agregada y Demanda Agregada. De hecho, según la teoría, una perturbación de oferta positiva induce un incremento permanente en el nivel de producción real. Tanto en la zona euro como en España, los Gráficos 1A y 2A, respectivamente, dan muestra de ello, de manera que para el caso español el efecto se estabiliza después de cuatro años en su nivel de largo plazo. En cambio, la estabilización media de la zona euro es anterior. Por otro lado, en consonancia con la teoría, una perturbación positiva de demanda incrementa temporalmente el nivel de producción real, tal y

como queda reflejado en ambos casos en los Gráficos 1B y 2B. Este comportamiento del *output* a corto plazo ofrece cierta evidencia de la relación inversa en la curva de Phillips. Tanto para España como para la zona euro, el pico se alcanza en los primeros trimestres. Sin embargo, y haciendo referencia expresa a la restricción introducida a largo plazo en el modelo, el efecto sobre la producción se diluye, en el caso español, a los cinco años, mientras que la media de la zona euro es de tres años.

Respecto a las subfiguras inferiores, conviene notar que una perturbación de oferta positiva reduce permanentemente el índice de precios en ambos modelos,

GRÁFICO 2

IMPULSO A LA RESPUESTA EURO ZONA



FUENTE: Elaboración propia.

mientras que una perturbación de demanda induce a incremento permanente de los precios en ambas economías. A partir del comportamiento de los precios, se puede apreciar la estacionariedad de la inflación en ambas zonas, de modo que ambas perturbaciones sólo afectan a la inflación temporalmente.

5. Descomposición de la varianza

La descomposición de la varianza indica el porcentaje de contribución de los diferentes *shocks* estructurales al comportamiento de la varianza de k períodos hacia delante en el error de predicción de las variables. Por tan-

to, la importancia relativa en el tiempo de cada perturbación en el comportamiento de las variables puede ser medido. Los Cuadros 1 y 2 dan cuenta de este concepto sobre un horizonte temporal de siete años.

En el Cuadro 1 puede observarse que la contribución de los *shocks* de demanda (*core shocks*) a los movimientos en el *output* no es muy significativa, tanto para el caso de España, como en la zona euro. Son por tanto las perturbaciones *non-core* o de oferta las que explicarían el movimiento. A largo plazo éstas se aproximan al 100 por 100, como resultado de la imposición realizada para la identificación. Respecto a la descomposición del IPC, es remarcable que son las perturbaciones por el

CUADRO 1

**DESCOMPOSICIÓN VARIANZA
DE INFLACIÓN MEDIDA Y OUTPUT**
Porcentaje debido
a *Core Inflation* (Euro zona)

Horizonte	Inflación medida	Output
1	96,03	0,006
4	97,05	0,98
12	98,27	0,28
28	98,5	0,11

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 2

**DESCOMPOSICIÓN VARIANZA
INFLACIÓN MEDIDA Y OUTPUT**
Porcentaje debido
a *Core Inflation* (España)

Horizonte	Inflación medida	Output
1	60,31	46,03
4	60,24	25,11
12	64,02	11,02
28	70,21	1,01

FUENTE: Elaboración propia.

lado de la demanda las que dominan la variabilidad del IPC. Esto es más claro para la zona euro que para España, si bien en ambos casos con un horizonte predictivo mayor tienden a explicar el 100 por 100 de la variabilidad. Este resultado no es consecuencia de la restricción, y por tanto, manifiestan la consistencia con el concepto de inflación latente medida a través de la demanda. De modo que si en el largo plazo los factores de demanda predominan en la explicación de la variación del IPC, entonces una medida como la manejada captura la tendencia de precios. En consecuencia, la medida de la inflación *core* incorpora elementos que capturan la tendencia de los precios, y de este modo, satisface los criterios que para una medida de este tipo pueden tener los bancos centrales.

6. Estimación de la inflación *core*

Tal y como se apuntó en el apartado 2, la estimación de la inflación latente puede ser construida como aquella parte de la inflación que podría haber sido obtenida en ausencia de perturbaciones de oferta. Los Gráficos 3 y 4 muestran la estimación anual de la inflación *core* entre los periodos 1990 y 2000, tanto para España como para la zona euro.

En ambos casos puede observarse como los picos y los valles de la inflación *core* concuerdan bastante bien con los resultantes de la inflación medida a través del

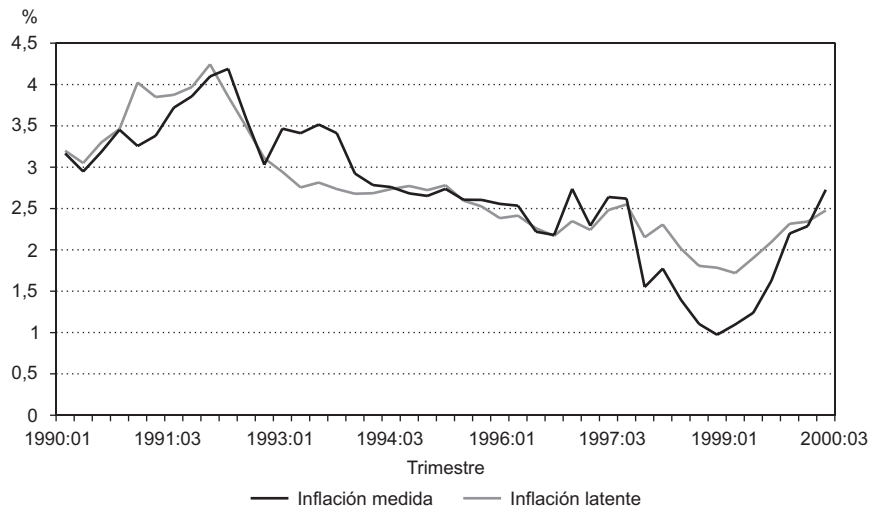
IPC. Lo cual es significativo del buen hacer de este tipo de inflación (*core*) como un primitivo componente del movimiento de la inflación medida. Por otra parte, tanto para España como para la zona euro, se aprecia que en los últimos trimestres de 1990 y durante 1991 la inflación latente fue más severa que la creída por válida en ese momento. Lo mismo sucede desde el año 1997 hasta el 2000, período para el cual la inflación latente se muestra más importante que la medida. Este tipo de comportamientos son consistentes con el hecho de factores de oferta (como la productividad) que estimulen el comportamiento de la inflación.

En general, se advierte que la tendencia, tanto de la inflación medida como la *core*, es la misma. Esta propiedad es interesante ya que únicamente se han eliminado las perturbaciones de oferta para la construcción de esta última. Se advierte igualmente que la variabilidad de la inflación latente es inferior respecto a la medida, lo cual es consecuente con la idea de ser una medida del componente más estable (o persistente) de la inflación, tal y como se anunciaba en la introducción.

En el período considerado se observa que la evolución de la inflación latente es decreciente (en ambas zonas de análisis) hasta 1999. Sin embargo, los años posteriores han sido en ambas zonas bastante inflacionistas. Esta observación se ve refrendada por el comportamiento, durante los años precedentes a 1999,

GRÁFICO 3

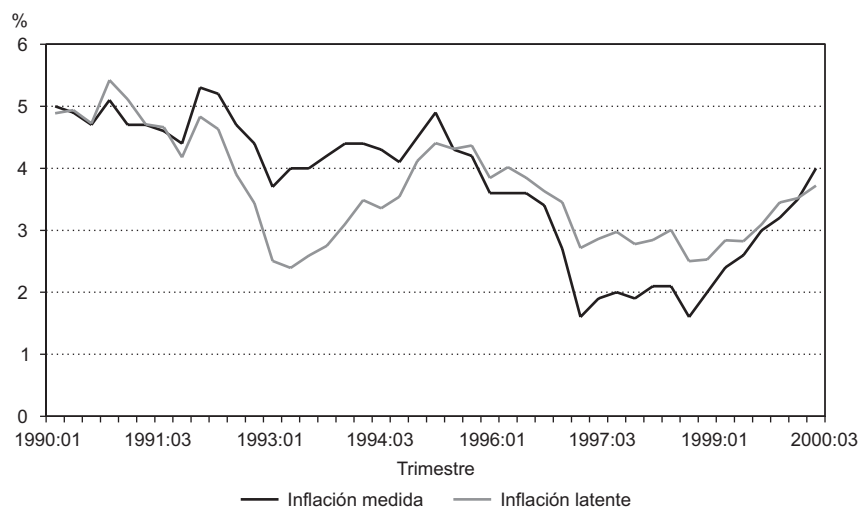
CORE INFLATION E INFLACIÓN MEDIDA EURO-ZONA



FUENTE: Elaboración propia.

GRÁFICO 4

CORE INFLATION E INFLACIÓN MEDIDA EN ESPAÑA



FUENTE: Elaboración propia.

de los países que iban a componer la zona euro (España en particular) que hicieron importantes esfuerzos para controlar la inflación, y así ayudar a la consecución de los objetivos de Maastricht. A partir de 1998 (principios de 1999) como consecuencia, tal vez, de la depreciación del euro así como del incremento de los precios del petróleo, los efectos sobre la inflación se dejaron sentir.

Desde 1996(1) hasta 1999(4) la inflación en España fue subestimada. Es decir, si la inflación medida tratara de medir la inflación realmente significativa para la economía, dicha medición habría sido optimista. Y esto sucede de este modo como consecuencia de perturbaciones de oferta positivas (bajadas del precio del crudo). Sin embargo, en el año 2000, perturbaciones negativas de oferta han empujado a la medición común de la inflación (inflación medida) a ser mayor que la latente, tanto para la zona euro como para España.

7. Conclusiones

En este trabajo se ha aplicado una técnica que permite contemplar el desacuerdo conceptual que se produce entre el fenómeno conocido como inflación y su medición. Dicha técnica, a diferencia de otras establecidas en la literatura económica al respecto, se fundamenta en conceptos interpretables en términos económicos como es el caso de la inflación *core* (definida como aquel componente de la medida que no tiene efecto sobre la producción real a largo plazo) perfectamente consistente con la curva de Phillips a largo plazo. La estimación de esta inflación se ha hecho mediante la especificación de dos modelos VAR estructurales para la economía española y europea, bajo el supuesto de que las perturbaciones que afectan a la inflación son de demanda y de oferta. El resultado es, por una parte, que para ambas zonas económicas la inflación medida de modo usual subestima la inflación teóricamente importante durante ciertos períodos. Por otra parte, es posible

comprobar cómo la semejanza en las evoluciones de la inflación latente respecto a las medidas en ambas zonas permite aventurar que la autoridad monetaria (esto es el BCE) pueda guiarse tal vez de la inflación *core* como medida de la inflación que más se ajusta a su componente teóricamente relevante para fijar el tono de su política, toda vez que el comportamiento en la zona euro (comparado con España) es bastante similar en lo que se refiere a comportamiento de dicha inflación.

Conviene señalar que sería posible ampliar el modelo a un número de variables superior, de modo que se pudieran recoger más adecuadamente las perturbaciones de las economías estudiadas. Esto implicaría utilizar, si fuera necesario, modelos con tendencias comunes (algunas aplicaciones de este tipo pueden encontrarse en Bagliano *et al.*, 2002).

Referencias bibliográficas

- [1] ÁLVAREZ, L. J. y SEBASTIÁN, M. (1998): «La inflación latente y permanente en España: una perspectiva macroeconómica», *Revista Española de Economía*, volumen 15, 1, páginas 37-75.
- [2] BAGLIANO, F. C.; GOLINELLI, R. y MORANA, C. (2002): «Core Inflation in the Euro Area», *Applied Economic Letters*, 9, páginas 353-357.
- [3] BANCO CENTRAL EUROPEO (1999): «The Stability Oriented Monetary Policy Strategy of the Eurosystem», *Monthly Bulletin*, enero, páginas 39-49.
- [4] BLANCHARD, O. y QUAH, D. (1989): «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances», *American Economic Review*, 79, 655-673.
- [5] BRYAN, M. F. y CECCHETTI, S. G. (1994): «Measuring Core Inflation», en N. G. MANKIW (ed.), *Monetary Policy*, The University of Chicago Press, páginas 195-215.
- [6] BRYAN, M. F.; CECCHETTI, S. G. y WIGGINSII, R. L. (1997): «Efficient Inflation Estimation», *Working Paper* 6183. NBER.
- [7] QUAH, D. y VAHEY, S. P. (1995): «Measuring Core Inflation», *The Economic Journal*, 105, septiembre, 1130-1144.
- [8] STOCK, J. y WATSON, M. (1991): «A Probability Model of the Coincident Economic Indicator», en K. LAHIRI y G. MOORE (eds.), *Leading Economics Indicators New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, páginas 63-89.