

# La inflación permanente y latente en España: una perspectiva macroeconómica\*

Luis Julián Álvarez<sup>1</sup>

Miguel Sebastián<sup>2</sup>

1. Servicio de Estudios del Banco de España.

2. Universidad Complutense de Madrid y Servicio de Estudios del Banco Bilbao-Vizcaya.

*Recibido:* marzo de 1996

*Aceptado:* enero de 1998

## Resumen

---

El empleo directo de índices de precios puede dificultar la distinción entre cambios de precios relativos y elevaciones generalizadas de precios. Para abordar este problema, se utilizan habitualmente enfoques que, o bien excluyen determinados componentes del índice, o bien utilizan técnicas univariantes para obtener medidas tendenciales. En este trabajo, el análisis es multivariante y se emplea un modelo dinámico estructural con restricciones de largo plazo. Se construyen, para el período 1970-1993, dos medidas de tendencia de la inflación: la inflación permanente y la inflación latente. La semejanza de ambas medidas con la tasa de inflación observada indica que la dinámica de la inflación en España ha seguido un comportamiento inercial que apenas ha venido determinado por perturbaciones con efecto permanente sobre el nivel de producción. Asimismo, la similitud entre las medidas de inflación tendencial citadas indica que las perturbaciones permanentes de carácter nominal han desempeñado un papel clave en la determinación de la senda inflacionista. A pesar de esto, también se detecta un componente procíclico en la tasa de inflación, lo que pone de manifiesto la existencia de perturbaciones significativas de demanda con efectos reales transitorios.

**Palabras clave:** inflación, VAR estructural (SVAR), ciclo económico, perturbaciones transitorias y permanentes, perturbaciones de oferta y de demanda.

**Abstract.** *Permanent and latent inflation in Spain: A macroeconomic approach*

---

Direct use of price indices may make it difficult to distinguish between changes in relative prices and the sustained overall price rises that define an inflationary situation. To tackle this problem, several approaches are commonly used. They range from excluding specific index components to the use of univariate signal extraction techniques. In this paper, the analysis is multivariate and we adopt an structural dynamic model with long run identifying restrictions. We estimate, for the period 1970-1993, two measures of trend inflation:

(\*) Agradecemos especialmente el apoyo recibido de J. Jareño y J. Viñals, así como los comentarios de J.M. Bonilla, J.J. Camio, A. Espasa, M.Ll. Matea, J. Vallés, J.L. Vega, dos evaluadores anónimos, los participantes en el XIX Simposio de Análisis Económico de la Universitat Autònoma de Barcelona, y en los seminarios de la Universidad del País Vasco, ESADE, Universidad Carlos III de Madrid y del Servicio de Estudios del Banco de España.

permanent inflation and latent inflation. The similarity of both measures with actual inflation indicates that inflation has shown a persistent behaviour which has been barely affected by shocks with a permanent effect on output. Moreover, the similarity of both measures of trend inflation shows that permanent disturbances of a nominal nature have played a key role in determining the path of inflation in our economy. However, we also detect a procyclical component in the inflation rate which reflects the existence of significant demand disturbances with transitory real effects.

**Key words:** inflation, structural VAR (SVAR), output gap, transitory and permanent shocks, demand and supply shocks.

---

## 1. Introducción

El conocimiento del proceso inflacionista es reducido, a pesar de la trascendencia que este fenómeno tiene en cualquier economía. En concreto, para las autoridades monetarias, este conocimiento es sumamente importante, ya que la consecución de la estabilidad de precios constituye el principal objetivo a medio plazo de la política monetaria.<sup>1</sup> Algunos interrogantes relevantes sobre el proceso inflacionista son: 1) ¿es la tasa de inflación observada en cada momento del tiempo una medida apropiada del proceso inflacionista?, 2) ¿cuáles son los determinantes últimos del proceso inflacionista?, 3) ¿cuál es el mecanismo de transmisión de la política monetaria?, ¿cuál es su magnitud, su desfase temporal y su grado de persistencia? y 4) ¿cuál es el momento óptimo de intervención de la autoridad monetaria, en caso de considerar que el proceso inflacionista sea incompatible con los objetivos a medio plazo? En este trabajo nos centramos solamente en la primera de estas preguntas, aunque en la interpretación de los resultados aventuramos alguna respuesta, necesariamente incompleta, sobre cuáles han sido los determinantes de la inflación en la economía española.

El empleo directo de índices de precios puede dificultar la distinción entre variaciones en los precios relativos y las elevaciones generalizadas y sostenidas de los precios que caracterizan una situación de inflación. Esta distinción es importante. Por un lado, se acepta que los precios relativos deben variar cuando se producen, por ejemplo, cambios en la tecnología o en las preferencias, de forma que transmitan la información apropiada para la correcta asignación de los recursos. Para evitar distorsiones, la autoridad monetaria no debe actuar cuando se producen estas variaciones de precios relativos. Pero, por otro lado, al agregar los precios individuales en un índice, esta variación relativa puede observarse como una modificación del nivel de precios, e interpretarse erróneamente como un cambio en el proceso inflacionista. Para abordar este problema, existen medidas de inflación subyacente que intentan minimizar las distorsiones de las variaciones de precios relativos, bien mediante el suavizado para obtener medidas tendenciales, bien mediante la exclusión de determinados componentes del índice, como los alimentos sin elaborar o la energía, que tienen una mayor variabilidad.

1. La Ley 13/1994, de 1 de junio, de Autonomía del Banco de España en su artículo 7, apartado 2, señala «El Banco de España definirá y ejecutará la política monetaria, con la finalidad de lograr la estabilidad de precios».

No obstante, estos enfoques pueden resultar controvertidos al no tener un contenido económico expresamente definido. Por un lado, no hay motivo económico para suponer que el proceso subyacente sea suave. Por otro, no queda justificado el omitir a priori algún componente del índice, ya que existe el riesgo de que la medida de inflación utilizada no sea representativa de los cambios en el nivel general de precios.

En este trabajo, se analizan dos procedimientos que complementan la información que proporcionan los métodos de corte tradicional. Para obtenerlas, siguiendo a Quah y Vahey (1995), se utiliza un modelo dinámico estructural de tipo SVAR que incorpora dos variables: por un lado, la tasa de inflación observada, y, por otro, el producto real. A partir de dos esquemas de identificación diferentes se obtienen dos medidas alternativas de tendencia de la inflación: la inflación permanente y la inflación latente.

La primera medida (la inflación permanente) recoge el impacto de las perturbaciones que afectan a largo plazo a la tasa de inflación, de forma que se elimina el efecto de las oscilaciones locales de la inflación observada que, por su carácter transitorio, se cancelan a corto plazo. Dichas perturbaciones enturbian el análisis de la inflación, por lo que deben ser eliminadas para poder obtener una señal firme de la evolución de la inflación.<sup>2</sup> En el supuesto de racionalidad, estas perturbaciones acaban siendo incorporadas al proceso de formación de las expectativas de los agentes y, por tanto, son el motor que determina el crecimiento de las variables nominales.

La segunda medida (la inflación latente) recoge el impacto que tienen sobre la inflación las perturbaciones que no afectan a la producción a largo plazo. Estas perturbaciones pueden recoger, por ejemplo, variaciones de la cantidad de dinero o shocks tecnológicos transitorios. La idea subyacente a este enfoque es que las variaciones de los precios relativos pueden observarse indirectamente a través de sus consiguientes efectos sobre la actividad real. El punto de partida teórico es que, a largo plazo, se debe cumplir la dicotomía clásica, esto es, la existencia de una tasa de inflación independiente de las variables reales. Aunque este segundo método no permite la obtención directa de una tasa de inflación de largo plazo que tenía el anterior, un subproducto de gran relevancia de este segundo método es la obtención de una estimación del producto potencial de la economía y, por diferencia, del output gap o ciclo económico.

La interpretación estructural de las perturbaciones que, en cada caso, permiten identificar la inflación de largo plazo no es sencilla. Al contrario de otros trabajos que utilizan este mismo tipo de procedimientos (véase, por ejemplo, Blanchard y Quah (1989) o Roberts (1993)), en este modelo, al disponer de una variable nominal y otra real, no podemos hablar directamente de shocks de oferta y shocks de demanda. Las perturbaciones que afectan a largo plazo a la inflación pueden ser

2. Existen otros procedimientos de descomposición de series temporales, en un contexto multivariante en componentes (no observables) permanente y transitorio. Véase, por ejemplo, Gonzalo y Granger (1995). No obstante, dicho procedimiento está diseñado para sistemas cointegrados, por lo que no es aplicable en nuestro caso.

tanto de demanda (por ejemplo, cambios en el ritmo de crecimiento de la cantidad de dinero) como de oferta (por ejemplo, cambios tecnológicos con carácter permanente que afecten al crecimiento potencial de la economía). Por otro lado, las perturbaciones que no tienen efecto a largo plazo sobre el nivel de producción pueden ser tanto de demanda (por ejemplo, perturbaciones monetarias) como de oferta (cambios en los precios relativos, en la imposición indirecta o shocks tecnológicos con carácter transitorio). Sin embargo, la comparación de ambas medidas de inflación, entre sí y con la inflación observada, permite una interpretación sobre el tipo de perturbaciones presentes en una economía, que, no obstante, debe hacerse con la debida cautela, dado que ambas medidas solo pretenden aproximar un fenómeno de gran complejidad como es el proceso inflacionista.

Por último, conviene resaltar que ninguna de las dos medidas de inflación tendencial (permanente y latente) pretende ser un predictor o un indicador adelantado de la tasa de inflación<sup>3</sup>, y ello por dos motivos. Por un lado, porque no pueden tener en cuenta los posibles cambios en los mecanismos de formación de precios y salarios o en las políticas económicas, que afectarían a la inflación tendencial. Por otro, porque las perturbaciones con carácter transitorio, sobre la tasa de inflación (en el caso de la inflación permanente), y las perturbaciones con efecto permanente sobre el producto real (en el caso de la inflación latente), inciden sobre la tasa de inflación observada, aunque no modifiquen las respectivas medidas de inflación tendencial.

La estructura del trabajo es la siguiente. En la sección 2, se exponen otros enfoques alternativos para medir la inflación tendencial, realizándose una evaluación crítica de los mismos. En la sección 3, se desarrolla el procedimiento de identificación con restricciones de largo plazo que permite la construcción de nuestras medidas de inflación tendencial. En la sección 4, se presentan los resultados de aplicar estas medidas de inflación permanente y latente para la economía española en el período 1970-1993, una estimación del ciclo económico, así como una interpretación de los determinantes de la inflación. En la sección 5, se resumen las principales conclusiones del trabajo.

## 2. Enfoques alternativos para medir la inflación tendencial

El índice de precios más empleado<sup>4</sup> en España es el índice de precios de consumo (IPC), que elabora mensualmente el Instituto Nacional de Estadística. Sin embargo, como ya se ha mencionado, el uso de la tasa de variación del IPC a la hora de caracterizar la inflación puede resultar problemático, puesto que el índice de pre-

3. Sobre este hecho, véase también Quah (1993).

4. El deflactor implícito del producto interior bruto tiene la ventaja de incluir un conjunto de bienes y servicios más amplio que el IPC. Sin embargo, el deflactor tiene, al menos, dos inconvenientes. En primer lugar, su desfase de publicación es, aproximadamente, de un trimestre frente al desfase quincenal del IPC. En segundo lugar, el deflactor se revisa con frecuencia y la magnitud de las revisiones puede ser considerable. El deflactor del consumo privado, por su parte, tiene el mismo tipo de inconvenientes.

cios de consumo se ve afectado por modificaciones de los precios relativos, ocasionadas por perturbaciones tecnológicas, de preferencias o de dotaciones de factores que pueden no trasladarse a elevaciones generalizadas y sostenidas de precios.

Esta insatisfacción que puede provocar el uso de la tasa de variación del IPC como único indicador de la evolución de la inflación, ha motivado la aparición de un conjunto de aproximaciones que tratan de ofrecer medidas de inflación complementarias.<sup>5</sup> Dentro de este enfoque genérico, es posible establecer tres grandes grupos según que utilicen criterios axiomáticos, estadísticos o económicos.

El enfoque que podríamos denominar axiomático<sup>6</sup>, en el sentido de definir sobre la base de algún criterio apriorístico la tasa de inflación subyacente, aparece, entre otras propuestas, en Espasa, Manzano, Matea y Catasús (1987) y en Matea (1993a). En estos trabajos, se argumenta que el índice de precios de servicios y bienes elaborados no energéticos (IPSEBENE) proporciona una caracterización más precisa del núcleo inflacionista de la economía española que el índice general, por excluir los efectos derivados de las condiciones climatológicas (alimentos sin elaborar) o de los precios administrados (energía). No obstante, este enfoque axiomático supone desperdiciar la información que aportan a la inflación como proceso los componentes eliminados.<sup>7</sup> Asimismo, esta definición considera implícitamente que las perturbaciones que afectan a los precios energéticos o a los de los alimentos no elaborados son transitorias. Sin embargo, no es difícil imaginar, en el caso de que estas perturbaciones sean de cierta magnitud, situaciones en las que estas se trasladen al conjunto de precios de la economía de forma persistente.<sup>8</sup>

Los enfoques que podríamos llamar estadísticos definen la inflación subyacente a partir del análisis de la propia serie de precios considerada y el empleo de procedimientos de extracción de señales.<sup>9</sup> Así, es posible distinguir entre procedimientos empiricistas, métodos basados en modelos de forma reducida y procedimientos basados en modelos estructurales.<sup>10</sup> Los procedimientos empiricistas,

5. En Álvarez y Matea (1997) se presentan diversas medidas de inflación tendencial aplicadas a la economía española.
6. Esta aproximación axiomática no debe confundirse con aquellas que estudian las tasas de inflación de los diferentes componentes del índice general, de acuerdo con las características económicas de los distintos componentes. Espasa y otros (1987) distinguen entre alimentos sin elaborar, alimentos elaborados, bienes industriales no energéticos, servicios y energía, Matea (1993b) considera tanto comercializables y no comercializables como protegidos y no protegidos, y Rae (1993) diferencia entre precios administrados y no administrados. Estas aproximaciones son de considerable utilidad, ya que permiten detectar los sectores en los que se concentran los problemas inflacionistas y, por tanto, facilitan la elección adecuada de medidas de política económica.
7. Quilis (1994), por ejemplo, utiliza análisis factorial dinámico y no encuentra motivos estadísticos para excluir los alimentos no elaborados.
8. Hevia (1993) cuantifica la repercusión sobre el IPC de variaciones de los precios energéticos.
9. Espasa y Cancelo (1993) analizan las ventajas e inconvenientes del uso de la tendencia y la serie desestacionalizada, decantándose claramente por la tendencia. Asimismo, ofrecen un tratamiento completo de los procedimientos estadísticos de extracción de señales más utilizados.
10. Matea y Regil (1994) aplican estos tres tipos de técnicas al índice de precios de consumo. La medida tendencial no varía prácticamente según se utilice un procedimiento u otro.

como el X-11<sup>11</sup> y el X-11 ARIMA presentan el grave inconveniente de que apenas tienen en cuenta las características específicas de la serie a la que se aplican. Así, han surgido los métodos de descomposición basados en modelos univariantes.<sup>12</sup> Los métodos basados en modelos de forma reducida (véase Maravall (1989) para una aplicación al IPC) toman como punto de partida el modelo ARIMA de la serie de interés, y, a partir de este, obtienen los componentes imponiendo un conjunto mínimo de restricciones para obtener la identificación.<sup>13</sup> Los métodos basados en modelos estructurales (véase Fernández-Macho (1991) para una aplicación al IPC) formulan a priori los modelos teóricos de los componentes en función de las características deseables que deben mostrar estos. Aunque los procedimientos basados en modelos univariantes suponen un gran avance frente a los empiricistas, no resultan plenamente convincentes para los economistas. Por ejemplo, no hay razón económica alguna para suponer que la inflación permanente venga caracterizada por un paseo aleatorio con una deriva que evoluciona lentamente en el tiempo, como se suele suponer en los modelos estructurales univariantes y, por otro lado, no resulta claro por qué la inflación permanente no debe presentar apenas variabilidad.

Algunos autores como Bryan y Cechetti (1993) proponen el uso de medias recortadas<sup>14</sup>, de forma que se excluyen en la medida de inflación tendencial las partidas del IPC que, en cada momento, registran la mayor variación porcentual. Aunque no hay ningún componente del índice que quede excluido de manera permanente ni parece existir un exceso de suavidad este procedimiento no aprovecha toda la información disponible sobre variaciones en los precios y tiene como elemento de arbitrariedad el porcentaje de la cesta que queda excluido.

En este trabajo se analizan dos procedimientos para obtener medidas de inflación tendencial (inflación *latente* e inflación *permanente*). Dichas medidas

- i) emplean un análisis multivariante, y, por tanto, tienen en cuenta información adicional a la existente en la propia serie de precios,
- ii) en el caso de la inflación latente, la distinción entre variación de precios relativos e inflación tendencial se sustenta en una base con contenido económico explícito: la existencia a largo plazo de una tasa de inflación independiente de las fluctuaciones reales,
- iii) no excluyen ningún componente del índice, ni de forma continuada ni esporádica,
- iv) no han de tener necesariamente un carácter suave,
- v) no siguen un proceso estocástico concreto (por ejemplo, un paseo aleatorio),
- vi) al igual que sucede con los procedimientos estadísticos univariantes, la inflación observada se expresa en términos de componentes no observables.

11. Maravall (1992) indica que el método X-11 sobreajusta el IPC; es decir, elimina demasiada variación en la serie. El mismo fenómeno señalan Matea y Regil (1994).
12. Sobre los métodos basados en modelos ARIMA, puede verse, entre otros, Burman (1980), Hillmer y Tiao (1982) y Maravall y Pierce (1987). Sobre los procedimientos basados en modelos estructurales de series temporales se puede consultar Harvey y Todd (1983) y Maravall (1985).
13. Uno de estos requisitos implica que la tendencia resultante se encuentra lo más próxima posible a una estructura determinista.
14. Aplicaciones a la economía española pueden verse en Matea (1994a) y en Álvarez y Matea (1997).

**Tabla 1.** Esquemas de identificación.

<b>Esquema 1</b>	<b>Inflación</b>	<b>Producto</b>
Perturbaciones <b>sin</b> efecto a largo plazo sobre la inflación (restricción de identificación)	—	—
Perturbaciones <b>con</b> efecto a largo plazo sobre la inflación	Inflación permanente	—
<b>Esquema 2</b>		
Perturbaciones <b>sin</b> efecto a largo plazo sobre la producción (restricción de identificación)	Inflación latente	Ciclo económico
Perturbaciones <b>con</b> efecto a largo plazo sobre la producción	—	Producto potencial o tendencial

### 3. Metodología: el procedimiento de identificación con restricciones de largo plazo

Como ya se ha indicado con anterioridad, el concepto de inflación permanente se define como el componente de la inflación observada explicado por perturbaciones que tienen efecto a largo plazo sobre la misma.<sup>15</sup> Este concepto se obtiene por exclusión, es decir, por diferencia entre la inflación observada y el componente explicado por perturbaciones que no tienen efecto a largo plazo sobre la inflación. Por su parte, la inflación latente se define como el componente de la inflación observada explicado por perturbaciones que no tienen efecto a largo plazo sobre la actividad real (véase la tabla 1).

Para obtener un estimador del concepto de inflación permanente se utiliza un modelo dinámico estructural en el que la inflación observada viene explicada por dos tipos de perturbaciones. Las dos perturbaciones se definen según su efecto a largo plazo sobre la tasa de inflación: las primeras tienen un efecto transitorio, mientras que las segundas inciden de forma permanente.<sup>16</sup> La idea en la que se basa la restricción de identificación es que las perturbaciones transitorias, tanto de oferta como de demanda, no afectan a largo plazo a la tasa de inflación. Por el contrario, perturbaciones permanentes sobre la tasa de crecimiento del output potencial inciden sobre la tasa de inflación a largo plazo. Las perturbaciones permanentes de demanda, por su parte, afectan a la tasa de inflación a largo plazo, aunque no incidan sobre el producto potencial.

Una ventaja del procedimiento de identificación que se emplea en este tipo de trabajos es que no se adopta ninguna hipótesis concreta sobre el mecanismo de transmisión a corto plazo, dado que la restricción de identificación afecta

15. Esta definición supone, obviamente, que la inflación transitoria es una serie estacionaria y que la inflación observada y la inflación permanentes están cointegradas.

16. Más adelante se desarrolla una identificación basada en una restricción sobre el efecto a largo plazo sobre la producción real. Esto nos permite obtener el concepto de inflación latente propuesto por Quah y Vahey (1995).

solo al largo plazo: ni se indica a priori el período temporal a partir del cual las perturbaciones transitorias sobre la inflación dejan de incidir sobre esta, ni se restringe a que el componente permanente de la inflación siga un proceso estocástico concreto.

En este tipo de modelos, las dos fuentes primitivas de variación son ortogonales. Este supuesto, junto con la restricción a largo plazo y la hipótesis de que las innovaciones del sistema bivalente sean combinaciones lineales de las perturbaciones de interés<sup>17</sup>, es suficiente para identificar ambas perturbaciones estructurales. Obtenidas estas y sus mecanismos de transmisión, es posible descomponer la inflación observada en dos términos: la inflación transitoria, que se obtiene de forma directa como la contribución del primer tipo de perturbaciones, y la inflación permanente, como la contribución de las del segundo tipo.

Sean  $\pi_t$  e  $y_t$  la tasa de inflación y la producción en el momento  $t$  y sean  $e_{1t}$  y  $e_{2t}$  las dos perturbaciones estructurales del sistema. Denotamos por  $X_t$  el vector  $(\Delta\pi_t, \Delta y_t)'$  donde  $\Delta \equiv 1-L$  es el operador de primeras diferencias<sup>18</sup> y  $e_t$  el vector de perturbaciones  $(e_{1t}, e_{2t})'$ . Suponemos que el proceso  $X_t$  es estacionario y que no existe una relación de cointegración entre la tasa de inflación y la producción. Obsérvese que, aunque la inflación y la producción sean procesos integrados, en el modelo solo se incluyen variables estacionarias. En los supuestos anteriores, el proceso  $X_t$  es estacionario y viene dado<sup>19</sup> por:

$$X_t = A(0)e_t + A(1)e_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} a(j)e_{t-j} \quad [1]$$

donde  $\text{var}(e) = I$ . La ecuación [1] nos indica el mecanismo de transmisión por el que las perturbaciones afectan a la economía. Puesto que suponemos que las perturbaciones estructurales no están correlacionadas, su matriz de varianzas y covarianzas es diagonal. Además, sin pérdida de generalidad, las perturbaciones están normalizadas, de forma que cada una de ellas tiene varianza unitaria.

En la ecuación [1] se aprecia que el efecto contemporáneo de  $e_t$  sobre  $X_t$  viene dado por  $A(0)$ , y los efectos desfasados por  $A(j)$ ,  $j \geq 1$ . Como hemos supuesto que  $X_t$  es estacionario, ninguna de las dos perturbaciones puede tener un efecto a largo plazo sobre  $\Delta y_t$  o  $\Delta \pi_t$ .<sup>20</sup> Para determinar la primera perturbación, que no tiene efecto a largo plazo sobre la inflación, se debe satisfacer la restricción  $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}(j) = 0$  siendo  $a_{11}(j)$  el elemento (1,1) de la matriz  $A(j)$ . En general,  $a_{11}(j)$  nos indica cómo se ve afectado  $\pi_t$  después de  $j$  períodos tras una innovación unitaria de  $e_{1t}$ . Por tanto,  $\sum_{j=0}^k a_{11}(j) = 0$  es el efecto sobre la inflación después de  $k$

17. Véanse Lippi y Reichlin (1993) y Blanchard y Quah (1993) sobre las implicaciones de este supuesto.

18. Obsérvese que en el vector  $X_t$  aparece la variación en la tasa de inflación. Este tratamiento corresponde al carácter no estacionario del proceso inflacionista en la economía española.

19. Para simplificar la notación, en este apartado hacemos abstracción de los elementos deterministas.

20. El proceso puede ser estacionario alrededor de una media, que puede cambiar en el tiempo. En este sentido, se pueden producir cambios con carácter permanente en la tasa de crecimiento del producto.



períodos. En consecuencia, para que  $e_{1t}$  no incida a largo plazo sobre la inflación, se debe satisfacer que  $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11}(j) = 0$ .

Para recuperar el modelo estructural [1] con restricciones de largo plazo<sup>21</sup>, seguimos un proceso similar al que se emplea en los modelos VAR estructurales con restricciones de identificación contemporáneas.<sup>22</sup> Para ello se estima la forma reducida irrestringida (el modelo VAR) que caracteriza el proceso bivalente y se utiliza un conjunto de restricciones de identificación que permiten recuperar las perturbaciones estructurales de interés a partir de las innovaciones de la forma reducida sin contenido económico.

Formalmente, el proceso  $X_t$  que caracterizamos por el modelo VAR estimado se puede expresar de manera única en forma de media móvil como

$$X_t = v_t + C(1)v_{t-1} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} C(j)v_{t-j} \quad [2]$$

siendo  $C(0) = I$ ,  $\text{var}(v) = \Omega$  y la sucesión de matrices  $C(j)$  se obtiene de forma inmediata a partir de los coeficientes del VAR.

De la comparación de [1] y [2] se obtiene que  $v_t$ , el vector de innovaciones de la forma reducida y  $e_t$ , el vector de las perturbaciones estructurales, están relacionados mediante

$$v_t = A(0)e_t \quad [3]$$

y además  $A(j) = C(j) \cdot A(0)$  para todo  $j$ . Puesto que  $v_t$  se estima a partir de los residuos del modelo VAR, el conocimiento de  $A(0)$  permite recuperar las fuentes originarias de variación del sistema, en los supuestos de identificación empleados. Del mismo modo, conocido  $A(0)$  se pueden recuperar las matrices  $A(j)$  que determinan el mecanismo de transmisión a partir de las matrices de la representación de medias móviles. Es necesario, pues, identificar los 4 elementos de la matriz  $A(0)$ . Para ello, tenemos dos tipos de restricciones. Por un lado, las que se derivan de la compatibilidad de las matrices de varianzas y covarianzas de las innovaciones de las formas estructural y reducida y, por otro lado, la restricción de identificación a largo plazo.<sup>23</sup> El primer conjunto de restricciones, que aparece en [4] y [5], no resulta suficiente para ortogonalizar las innovaciones, porque la matriz  $A(0)$  contiene 4 elementos y existen solo 3 elementos diferentes en  $\Omega$ . Una restricción adicional, que permite la identificación exacta, es la restricción de largo plazo, que aparece en [7].

21. Otros trabajos que utilizan modelos VAR estructurales con restricciones de largo plazo son Shapiro y Watson (1988), Blanchard y Quah (1989) y Galí (1992).
22. Ballabriga (1991) expone esta metodología. Véase también Bernanke (1986), Blanchard y Watson (1986) y Sims (1986).
23. Intuitivamente, estas cuatro restricciones son suficientes para recuperar los 4 elementos de  $A(0)$  y comprobar que el sistema está exactamente identificado. Una demostración puede verse en Blanchard y Quah (1989).

A partir de [3], se obtiene que

$$\Omega = A(0) \cdot A(0) \tag{4}$$

Por lo que, si  $a_{ij}(0)$  denota el elemento  $ij$  de la matriz  $A(0)$ , tenemos las tres restricciones:

$$\left. \begin{aligned} a_{11}^2(0) + a_{12}^2(0) &= \sigma_{v1}^2 \\ a_{11}(0)a_{21}(0) + a_{12}(0)a_{22}(0) &= \sigma_{v1v2} \\ a_{21}^2(0) + a_{22}^2(0) &= \sigma_{v2}^2 \end{aligned} \right\} \tag{5}$$

donde  $\sigma_{v1}^2$  y  $\sigma_{v2}^2$  son las varianzas de los residuos de la forma reducida y  $\sigma_{v1v2}$  su covarianza.

Por otro lado, la restricción de largo plazo nos indica que el elemento (1,1) de  $\sum_{j=0}^{\infty} A(j)$  es nulo. Como  $A(j) = C(j) \cdot A(0)$ , tenemos que, para el elemento (1,1),

$$\sum_{j=0}^{\infty} C(j) \cdot A(0) = 0 \tag{6}$$

y, por tanto<sup>24</sup>,

$$\left[ \sum_{j=0}^{\infty} C_{11}(j) \right] a_{11}(0) + \left[ \sum_{j=0}^{\infty} C_{12}(j) \right] a_{21}(0) = 0 \tag{7}$$

por lo que, para obtener los elementos de  $A(0)$ , es preciso resolver el sistema de 4 ecuaciones no lineales y 4 incógnitas formado por [5] y [7].

En resumen, el método que utilizamos puede describirse de la siguiente manera. En primer lugar, estimamos el modelo VAR y lo invertimos para obtener [2]. En segundo lugar, resolvemos el sistema formado por [5] y [7] para obtener  $A(0)$ . Por último, podemos recuperar el mecanismo de transmisión de las perturbaciones estructurales  $A(j) j = 0, 1, 2, \dots$  a partir de  $A(j) = C(j)A(0)$  y  $e_t = A(0)^{-1} v_t$ .

A partir de los resultados anteriores, se puede obtener una descomposición de la variación en la tasa de inflación en dos componentes:

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=0}^{\infty} a_{11}(j) e_{1t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} a_{12}(j) e_{2t-j} \tag{8}$$

El primer término del segundo miembro recoge el efecto sobre la variación del componente transitorio de la inflación.<sup>25</sup> El segundo término del segundo

24. Obsérvese que, en [7], las sumas de infinitos términos  $\sum_{j=0}^{\infty} C_{11}(j)$  y  $\sum_{j=0}^{\infty} C_{12}(j)$  están bien definidas por el supuesto de estacionariedad de  $X_t$ .

25. Dado que dos de las restricciones presentan coeficientes elevados al cuadrado, existirán cuatro soluciones al sistema a partir de una cualquiera, el resto se obtienen premultiplicando por  $-1$  los elementos de la primera columna, de la segunda o de ambas de la matriz  $A$ . El conjunto de coeficientes elegido no afecta a las estimaciones de la inflación latente y permanente.

miembro recoge el efecto sobre la variación del componente permanente de la inflación.<sup>26</sup>

Un esquema de identificación alternativo en este modelo es el propuesto por Quah y Vahey (1995) y que permite obtener el concepto de inflación latente. Estos autores definen dos tipos de perturbaciones estructurales según su efecto a largo plazo sobre la producción real. El primer tipo no tiene efecto a largo plazo sobre el producto, pero afecta a la inflación observada. El segundo tipo incide sobre la evolución de la producción a largo plazo, pero no afectan a la inflación latente. La inflación latente se define como la contribución del primer tipo de perturbaciones a la inflación observada.

Desde un punto de vista conceptual, este concepto de inflación latente no se puede interpretar estrictamente como de inflación a largo plazo, ya que no todas las perturbaciones con efecto transitorio sobre la producción (por ejemplo, las perturbaciones transitorias de oferta o de demanda) se terminan trasladando al proceso inflacionista.<sup>27</sup> Una ventaja importante de este procedimiento (que, sin embargo, Quah y Vahey (1995) no señalan) es que permite derivar una estimación de la producción potencial o tendencial y, por consiguiente, de la brecha de la producción (output gap).

Formalmente, para obtener la inflación latente, se sustituye<sup>28</sup> la restricción  $\sum a_{11}(j) = 0$  por  $\sum \tilde{a}_{22}(j) = 0$ , de modo que la perturbación que ahora denotamos  $\tilde{e}_{2t}$ , no afecta a largo plazo a la producción, las ecuaciones de [5] no varían y la restricción de largo plazo, versión de [7], que permite la identificación, es:

$$\left[ \sum_{j=0}^{\infty} C_{21}(j) \right] \tilde{a}_{12}(0) + \left[ \sum_{j=0}^{\infty} C_{22}(j) \right] \tilde{a}_{22}(0) = 0 \tag{9}$$

La resolución del sistema de ecuaciones formado por [5] y [9] permite obtener los elementos de la matriz  $A(0)$ . Conocida esta, es inmediato recuperar el mecanismo de transmisión.

Análogamente a la ecuación [8], la tasa de inflación se descompone como:

$$\Delta\pi_t = \sum_{j=0}^{\infty} \tilde{a}_{11}(j) \tilde{e}_{1t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \tilde{a}_{12}(j) \tilde{e}_{2t-j} \tag{10}$$

El primer término del segundo miembro recoge el efecto sobre la variación de la inflación latente y el segundo recoge el efecto sobre la diferencia entre las variaciones de la inflación observada y la inflación latente.

- 26. Obsérvese que, al suponer que la inflación sigue un proceso no estacionario,  $I(1)$  obtenemos la variación en la inflación permanente, aunque no su nivel. Es preciso realizar un supuesto adicional sobre su valor inicial para obtener el nivel. La misma consideración es válida sobre la inflación latente.
- 27. Por tanto, sería posible, teóricamente, que la inflación latente no estuviese cointegrada con la inflación observada.
- 28. Obsérvese que los coeficientes y perturbaciones estructurales se modifican al cambiar el esquema de identificación. Denotamos las perturbaciones y coeficientes estructurales, con el esquema de identificación en que unas perturbaciones no afectan a largo plazo a la producción, utilizando una tilde.

Del mismo modo, la variación en la producción se puede descomponer como:

$$\Delta y_t = \sum_{j=0}^{\infty} \tilde{a}_{21}(j) \tilde{e}_{1t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} \tilde{a}_{22}(j) \tilde{e}_{2t-j} \quad [11]$$

El primer término del segundo miembro se asocia al producto potencial o tendencial. El segundo término se asocia al ciclo económico.

#### 4. Resultados empíricos

A la hora de interpretar los resultados debe tenerse en cuenta que se supone de partida que, para cada uno de los esquemas de identificación, existen solo dos tipos de perturbaciones que afectan a la inflación observada y a la producción. No obstante, en la realidad parece probable que existan numerosas fuentes de perturbación y que algunas pueden afectar en una misma dirección a algunas variables, y de forma opuesta a otras. Esto dificulta la interpretación de los resultados y nos lleva necesariamente a considerar las perturbaciones no permanentes o no latentes como una media de las distintas perturbaciones que no se consideran de forma explícita en el análisis.

Para estimar el modelo VAR a partir del cual vamos a obtener el concepto de inflación permanente y latente, utilizamos variaciones logarítmicas<sup>29</sup> del producto interior bruto a precios de mercado en términos reales ( $y$ ) y variaciones absolutas de la tasa de inflación ( $\pi$ ). A su vez, definimos ésta como la tasa logarítmica interanual.<sup>30</sup> El período muestral analizado comienza<sup>31</sup> en el primer trimestre de 1970 y termina en el cuarto trimestre de 1993, siendo el Instituto Nacional de Estadística la fuente de las dos series (véanse los valores de las mismas en el apéndice 2). El número de retardos utilizados en el VAR, teniendo en cuenta que se trabaja con datos trimestrales, y de acuerdo con un contraste de razón de verosimilitudes, ha sido cuatro.<sup>32</sup> En el apéndice 1 se recogen los resultados de los contrastes de cointegración<sup>33</sup>, no obteniéndose evidencia en favor de dicha hipótesis.

Por último, señalar que la serie de tasas de crecimiento del PIB presenta medias diferentes por submuestras<sup>34</sup>, por lo que parece adecuado recogerlas en

29. La razón de utilizar estas transformaciones es asegurar que trabajamos con un proceso estacionario. Véase el apéndice 1.

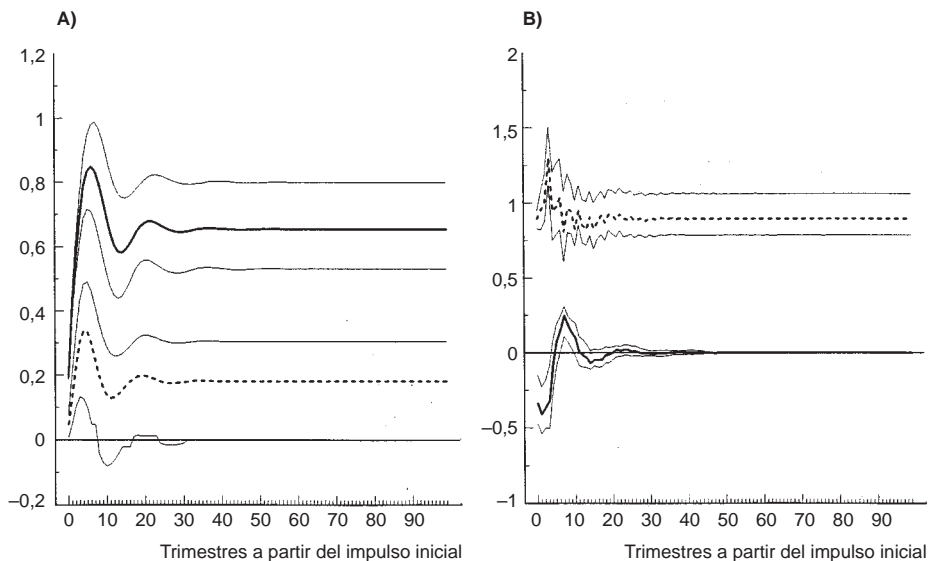
30. Este tratamiento recoge el supuesto implícito de que la estacionalidad del IPC tiene un carácter estocástico. La evidencia de Matea (1994b), a partir de contrastes de raíces unitarias estacionales, es acorde con esta hipótesis. La serie del PIB no presenta estacionalidad no estacionaria por construcción (véase INE (1993) para más detalles).

31. El motivo de que el período de estimación comience en el primer trimestre de 1970 obedece a que esta es la fecha de inicio de la Contabilidad Nacional Trimestral.

32. El examen de las matrices de correlaciones cruzadas y correlaciones parciales cruzadas y los estadísticos de Ljung y Box no ofrecían indicios de que quedara dinámica sin captar. En aras de comprobar la solidez de los resultados, se estimó un sistema con cinco retardos, con el que no existen diferencias apreciables.

33. Acerca de la literatura sobre cointegración y raíces unitarias, puede verse Banerjee, Dolado, Galbraith y Hendry (1993).

34. Algunos analistas, como Espasa (1989), consideran que el PIB es una variable  $I(1)$  con tendencias segmentadas. Para otros, como Vega (1991) y Novales (1993), con datos anuales, el PIB es una variable  $I(2)$ .



**Figura 1.** Mecanismo de transmisión. A) Respuesta del producto real a perturbaciones; B) Respuesta de la inflación a perturbaciones. (—) Sin efecto a largo plazo sobre la inflación; (- - -) Con efecto a largo plazo sobre la inflación.

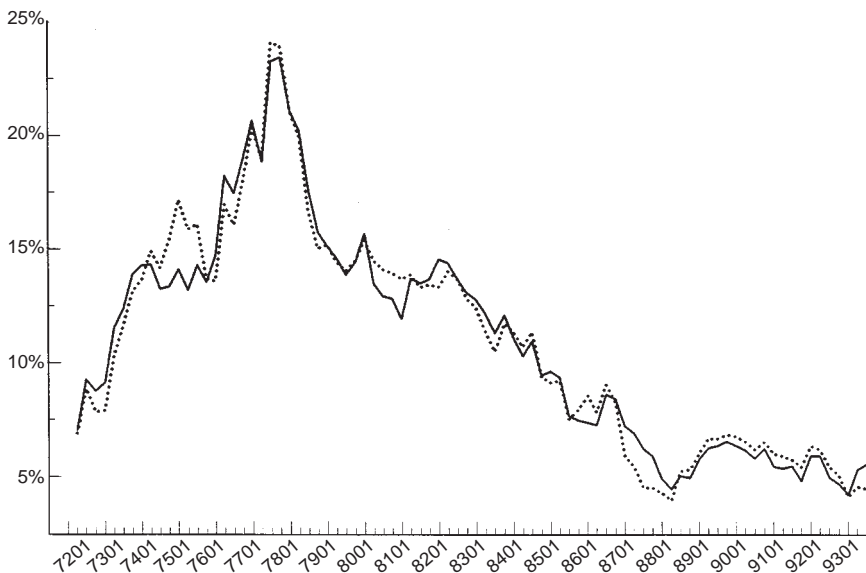
el modelo estimado. Así, distinguimos rupturas en la media en 1976: 1, 1984: 4 y 1991: 4. Estas son las únicas variables deterministas incluidas en los modelos estructurales.

#### 4.1. La inflación permanente

Los mecanismos de transmisión (las funciones de respuesta al impulso), bajo el primer esquema de identificación, aparecen en la figura 1. En el eje vertical, se presenta el efecto de las perturbaciones sobre el producto en logaritmos y sobre la tasa de inflación interanual. Obsérvese que, aun cuando el modelo esté definido en términos de variaciones logarítmicas del producto y variaciones en la tasa de inflación, la respuesta se ofrece, (multiplicada por 100), en términos de las variables de interés: el logaritmo del producto y la tasa de inflación.

El efecto sobre la producción de las dos perturbaciones consideradas, como se aprecia en la figura 1A, es de signo positivo, y tiene un perfil dinámico semejante. La perturbación asociada a movimientos permanentes de la tasa de inflación tiene un impacto relativamente reducido sobre la producción. El efecto de esta perturbación sobre la actividad real es significativo a corto plazo (cinco trimestres), pero no a largo plazo.<sup>35</sup> Este hecho sería consistente con su caracterización como

35. Véanse las bandas correspondientes en la figura 1.



**Figura 2.** Inflación observada y permanente en España. (---) Inflación observada; (—) Inflación permanente.

una perturbación nominal con un efecto expansivo sobre la actividad a corto plazo, pero sin capacidad para modificar el producto potencial. Obsérvese que, con este esquema, aunque no se impone un efecto nulo a largo plazo sobre la producción, en la práctica se obtiene un resultado consistente con dicha restricción.

El efecto que las perturbaciones sin efecto a largo plazo sobre la inflación tienen sobre la producción es de una magnitud mucho más considerable. Parece razonable asociar estas perturbaciones con shocks tecnológicos, por su efecto positivo y permanente sobre el nivel de producción.

En la figura 1B, se aprecia el efecto de las dos perturbaciones sobre la inflación. Las perturbaciones con efecto permanente sobre la inflación son más importantes. Las perturbaciones con efecto transitorio sobre la inflación podrían estar asociadas a shocks tecnológicos con efecto transitorio sobre la tasa de crecimiento potencial (aunque permanente sobre el nivel), por tener un impacto negativo y transitorio sobre dicha tasa.

Utilizando la metodología descrita en la sección 3, es posible derivar la serie de inflación permanente que aparece en la figura 2. Hay dos elementos de información relevante que se obtienen de este análisis:

- i) La diferencia, en cada momento del tiempo entre la inflación observada y la permanente.
- ii) La variación en el tiempo de la tasa de inflación permanente estimada.

El primer elemento no es inmediato, porque el valor inicial de la senda de inflación permanente precisa una hipótesis adicional.<sup>36</sup> El segundo elemento es independiente de esta condición inicial. Ambos nos van a indicar el tipo de perturbaciones que pueden estar teniendo lugar en la economía.

La inflación permanente resulta similar a la tasa de inflación observada. Este resultado no debe sorprender, ya que, como hemos indicado con anterioridad, la inflación permanente se ha construido tras eliminarse el impacto de las perturbaciones transitorias sobre la inflación, y el papel de estas perturbaciones resulta extremadamente reducido, dominando en el proceso inflacionista el componente tendencial. En cuanto a los cambios en el tiempo de la serie de inflación permanente estimada, recogen perturbaciones que pueden ser de demanda (por ejemplo, monetarias) o impactos de oferta con carácter permanente sobre la tasa de crecimiento del producto, que se traducen en modificaciones en la tasa de inflación de largo plazo. La comparación con el segundo concepto de inflación tendencial, que presentamos a continuación, nos permitirá arrojar algo de luz sobre cuál ha sido el papel de estas perturbaciones.

#### 4.2. *La inflación latente*

Los mecanismos de transmisión de las perturbaciones con y sin efecto a largo plazo sobre la producción aparecen en la figura 3. El efecto sobre la producción de las dos perturbaciones consideradas<sup>37</sup>, es claramente diferente, como se aprecia en la figura 3A.

Así, la perturbación que no incide sobre el nivel de producción a largo plazo tiene sobre este un impacto a corto plazo significativo aunque reducido y de carácter oscilante. El efecto expansivo inicial se ve acompañado por un efecto contractivo posterior, aunque de magnitud inferior. En cualquier caso, el sector real se ajusta con gran rapidez, siendo poco importante la respuesta a partir de los tres años. Esta elevada velocidad de ajuste se puede considerar acorde con la restricción de identificación. El carácter transitorio de estas perturbaciones sobre la producción permite una interpretación en términos de ciclo económico.

El impacto de las perturbaciones que tienen efecto a largo plazo sobre la producción es de una magnitud mucho más considerable, y un carácter oscilante semejante al anterior. El efecto permanente de estas perturbaciones se justifica por ser la producción una serie no estacionaria y tener las otras perturbaciones un

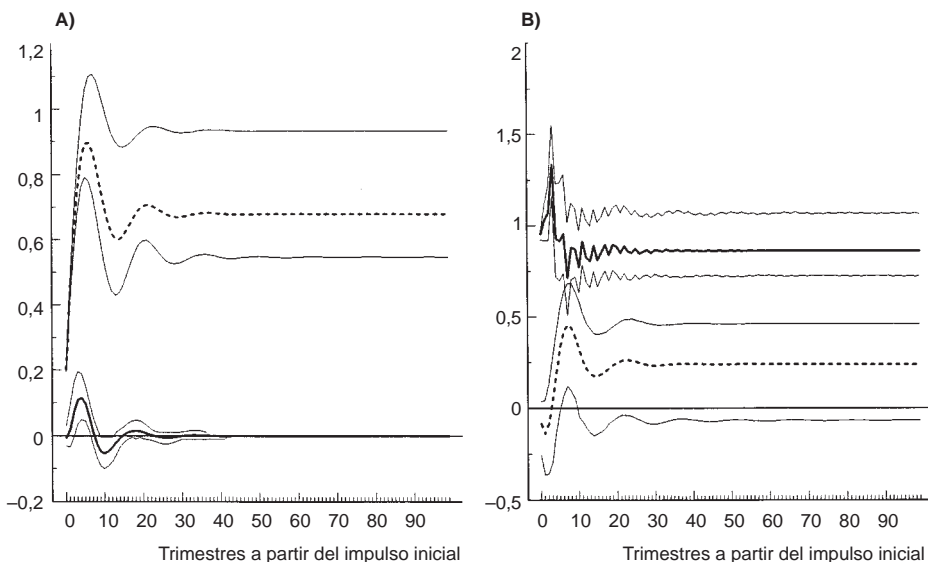
36. La condición inicial se fija de forma que la suma de las desviaciones entre ambas tasas de inflación sea nula. Por definición, las desviaciones de la tasa de inflación observada de la permanente no pueden tener más que carácter transitorio.

37. En términos cualitativos, los mecanismos de transmisión no varían si se adoptan supuestos alternativos sobre la media del proceso (ausencia de rupturas o existencia de dos de ellas). En concreto, si existen dos rupturas, los resultados cuantitativos prácticamente no difieren. Si no hay rupturas, el carácter oscilante de los mecanismos de transmisión sobre la producción es menos acusado y la importancia relativa del mecanismo de transmisión de las perturbaciones no *latentes* sobre la inflación es algo mayor.

efecto transitorio sobre la producción. El elevado poder explicativo de estas perturbaciones sobre la producción radica en que están recogiendo, bien cambios tecnológicos que afectan permanentemente a la productividad de los factores, bien variaciones permanentes en el precio relativo de los mismos que afectan a la asignación de recursos.

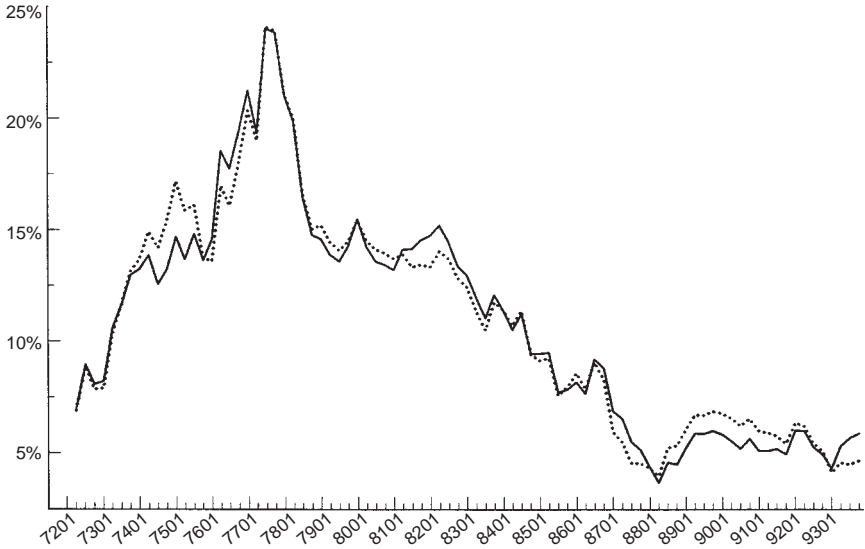
En lo que se refiere a su impacto sobre la inflación, el efecto de las perturbaciones transitorias sobre la producción es de una magnitud muy importante, como se aprecia en la figura 3B. El 92% de la varianza del error de predicción a un año y medio viene explicada por estas perturbaciones, lo que sugiere que estas perturbaciones son las responsables últimas de los cambios en la tasa de inflación. Este resultado es, por un lado, consistente con su caracterización de inflación tendencial y, por otro, acorde con los presentados en el apartado de la inflación permanente.

El efecto que las perturbaciones transitorias sobre la producción tienen sobre la inflación es de una magnitud considerablemente inferior a las perturbaciones que caracterizan la inflación latente. Aun así, el efecto final sobre la inflación de estas perturbaciones no es nulo, lo que puede estar recogiendo la existencia de rigideces en el proceso de formación de precios. Las perturbaciones con efectos permanentes sobre la actividad real tienen efectos permanentes también sobre los precios, quizás por no ajustarse completamente los precios relativos. Sin embargo, el poder explicativo de estas perturbaciones sobre la inflación observada es mucho menor que lo que representa la inflación latente.



**Figura 3.** Mecanismo de transmisión. A) Respuesta del producto real a perturbaciones; B) Respuesta de la inflación a perturbaciones. (—) Sin efecto a largo plazo sobre la inflación; (- - -) Con efecto a largo plazo sobre la inflación.





**Figura 4.** Inflación observada y latente en España. (- - -) Inflación observada; (—) Inflación latente.

De forma análoga a como obtuvimos las series de ciclo económico y producto potencial, es posible derivar una serie de inflación latente como la que aparece en la figura 4, como otra medida que recoge cuáles son, en cada momento, las tendencias que subyacen tras el proceso inflacionista<sup>38</sup>. De nuevo, tal y como ocurre con la inflación permanente, en cada momento, la inflación latente representa la parte más importante de la tasa de inflación observada en ese mismo período.

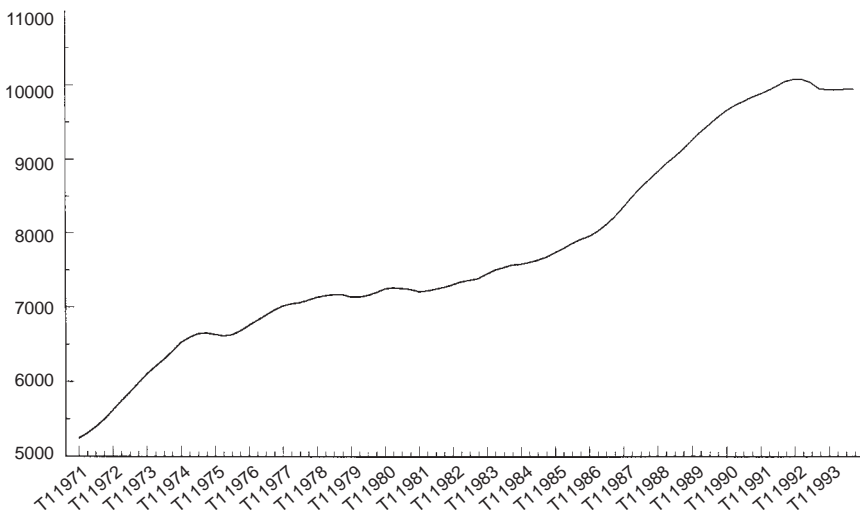
Como hemos indicado con anterioridad, la inflación latente recoge el impacto de las perturbaciones que no tienen efecto a largo plazo sobre el nivel de producción; es decir, se trata del componente de la inflación que considera la contribución de las perturbaciones permanentes de demanda así como el componente cíclico.

#### 4.3. Comparación de resultados: los determinantes de la inflación

Una posible interpretación de los determinantes de la inflación se puede obtener a partir de una doble comparación: la de la tasa de inflación permanente y latente entre sí y las de ambas tasas de inflación tendencial con la inflación observada.

Como ya hemos mencionado, las perturbaciones que dan lugar a la inflación permanente responden a shocks sobre la tasa de crecimiento de las magnitudes

38. La condición inicial es, en este caso, más controvertida, porque no queda justificado el que las desviaciones de la inflación latente y la observada tengan que ser transitorias.



**Figura 5.** Producto interior bruto en España.

monetarias, la tasa de crecimiento de los salarios nominales, a factores que determinan desplazamientos permanentes en la demanda de dinero (por ejemplo, cambios en la elasticidad-renta) o a perturbaciones tecnológicas que afecten a la tasa de crecimiento potencial. Por su lado, las perturbaciones que dan lugar a la inflación latente responden a shocks sobre la tasa de crecimiento de las magnitudes monetarias, de los salarios nominales así como perturbaciones cíclicas, que no tienen efecto a largo plazo sobre el nivel de producción.

Por ello, si los cambios en la tasa de inflación latente se asemejan a los de la observada, dominan sobre la inflación aquellas perturbaciones sin efecto a largo plazo sobre la actividad real. A su vez, si los cambios en la tasa de inflación permanente se asemejan a los de la observada, la caracterización del proceso inflacionista observado como el proceso tendencial o de largo plazo, es adecuada.

Si, por otro lado, ambas medidas de inflación tendencial se asemejan entre sí, parece razonable pensar que en el período muestral analizado han dominado, por término medio, las perturbaciones comunes a ambas.<sup>39</sup> En nuestro caso, las de carácter monetario y de salarios nominales. De hecho, las medidas de inflación *latente* y *permanente* están cointegradas. De forma análoga, la diferencia entre ambas medidas tendenciales, junto a la primera diferencia de cada serie nos dará una medida de las perturbaciones que son específicas al concepto de inflación latente y permanente: perturbaciones tecnológicas o de precios relativos con carácter transitorio, y las de carácter permanente, respectivamente.

39. Obsérvese que ambas medidas no tienen que estar necesariamente cointegradas. Sólo está asegurada la cointegración de la inflación observada y la inflación permanente.

Finalmente, desde un punto de vista técnico, la semejanza entre ambas series de inflación tendencial nos permite, además, justificar la condición inicial bajo la que se construye la inflación latente, condición que, como hemos mencionado anteriormente, es arbitraria, siendo este uno de los puntos débiles del segundo procedimiento. Dicha hipótesis, utilizada también para obtener la condición inicial de la inflación permanente, está plenamente justificada en el primer procedimiento, ya que, en media, la inflación observada no puede diferir de la inflación permanente.

#### 4.4. *El ciclo económico y la prociclicidad de la inflación*

La estimación del modelo con la restricción de que existen perturbaciones sin efecto a largo plazo sobre la producción permite construir dos series de producto. La primera de ellas, que denominamos ciclo económico, se construye a partir de la contribución de las perturbaciones que tienen un efecto transitorio sobre la producción. Esta serie se obtiene haciendo nulas las realizaciones de las perturbaciones del primer tipo.<sup>40</sup> La segunda de ellas, que denominamos producción *tendencial* o potencial, se obtiene si hacemos nulas las realizaciones de las perturbaciones sin efecto a largo plazo sobre la actividad real. Por construcción, el ciclo económico es estacionario, mientras que la producción potencial sigue un proceso integrado.

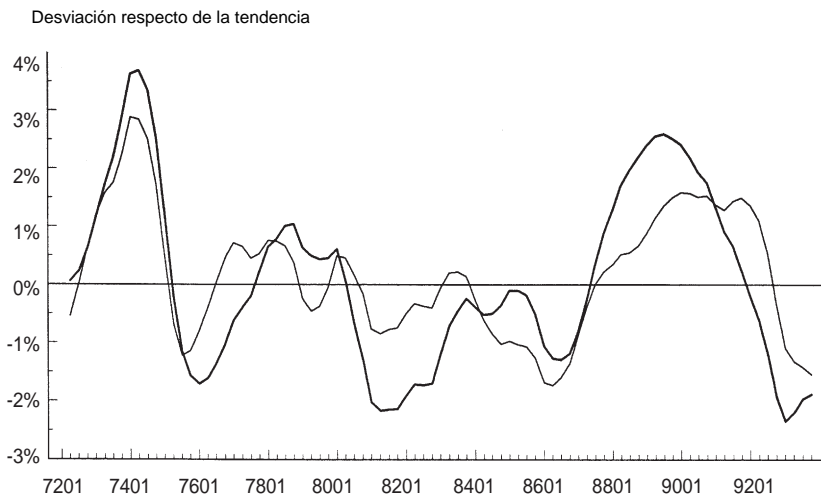
El ciclo económico no es una variable observable y existen numerosos métodos en la literatura para descomponer series en componentes cíclicos y tendenciales (véase, por ejemplo, Cánova (1993)). Por ello, con el fin de comprobar la solidez del resultado obtenido, realizamos la comparación con un método tan utilizado en la literatura de ciclos económicos reales como es el de Hodrick y Prescott (1980)<sup>41</sup>, lo que hacemos en la figura 6. En la tabla 2, se caracterizan las fases cíclicas de la economía española. Como se puede observar, el grado de conformidad entre las dos medidas de ciclo económico es muy elevado, aunque la medida obtenida a partir del VAR parece más satisfactoria. Las principales diferencias entre ambas estimaciones son: 1) un mayor grado de variabilidad en nuestra medida latente, 2) una mayor recesión en el período 1980-1982 para la medida basada en el concepto latente, quizás debida a la segunda crisis del petróleo, 3) una expansión más acusada, en la medida basada en el VAR, para el período 1986-1989, 4) un inicio de la recesión de 1990-1992 con dos trimestres de anterioridad en la medida basada en el método latente y 5) el comienzo de un período expansivo a partir del segundo trimestre de 1993, con la medida basada en el modelo bivariente.

40. El modelo está expresado en términos de variaciones (logarítmicas) de la producción. Puesto que nuestro interés se centra en obtener el nivel, determinamos el valor inicial de forma que el valor premuestral de la serie de ciclo sea nulo. Los resultados son prácticamente idénticos si determinamos el valor inicial de modo que la media muestral de la serie de ciclo sea nula.

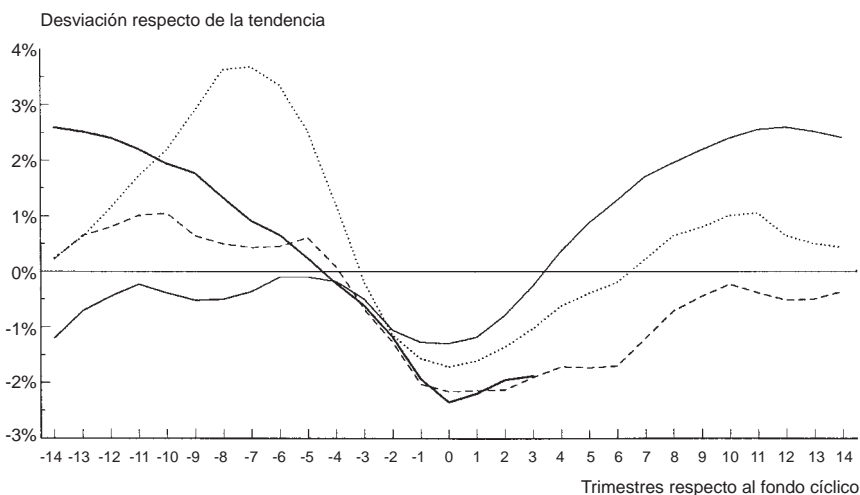
41. En la implementación del filtro de Hodrick y Prescott, utilizamos un parámetro de suavizado  $\lambda$  igual a 1.600, tal y como sugiere Prescott (1986) y es habitual en la literatura con datos trimestrales. Una descripción completa de la economía española utilizando esta metodología es la de Dola, Sebastián y Vallés (1993).

En resumen, parece que la medida de ciclo económico que se deriva del modelo VAR estructural es adecuada, presentando la ventaja adicional de captar con prontitud los momentos de cambio cíclico.

En la figura 7, se compara la recuperación iniciada en 1993 con las tres recuperaciones cíclicas que han tenido lugar en la economía española en las dos últi-



**Figura 6.** Evolución cíclica de la economía española. Diferencia entre el PIB real observado y el PIB real potencial. (—) Procedimiento latente; (---) Filtro de Hodrick y Prescott.



**Figura 7.** Recuperaciones de la economía española. (---) 1976:1; (- - -) 1981:2; (—) 1986:3; (- · - ·) 1993:1.

**Tabla 2.** Fases cíclicas de la economía española.

<b>Años</b>	<b>Fase</b>
1972-1973	Expansión
1974-1976	Recesión
1977-1979	Expansión
1980-1982	Recesión
1983-1984	Expansión
1985-1986	Recesión
1987-1989	Expansión
1990-1992	Recesión
1993-	Expansión

mas décadas y cuyos fondos se produjeron en 1976 (en el primer trimestre), en 1981 (en el segundo trimestre) y en 1986 (en el tercer trimestre). Según se aprecia, la recesión iniciada a mediados de 1989 es, en efecto, la más profunda y la más prolongada entre las mencionadas.

Cuando se analizan los movimientos conjuntos de la inflación y el ciclo económico, se espera encontrar una correlación positiva cuando las perturbaciones de corto plazo sean predominantemente de demanda (la inflación será procíclica), mientras que la correlación será negativa cuando las perturbaciones de corto plazo provengan fundamentalmente del lado de la oferta (la inflación será contracíclica). En cualquier caso, el origen de las perturbaciones del ciclo económico no está claro. Por esta razón, la cuestión de la prociclicidad de la inflación es meramente empírica.

Esta caracterización procíclica de la inflación es acorde con la opinión generalmente admitida por numerosos economistas. Así, por ejemplo, Lucas (1976) señala que «el hecho de que los precios y salarios nominales tiendan a aumentar con mayor rapidez en las cimas de los ciclos que en los fondos ha sido reconocido desde el momento en que se ha considerado el ciclo como un fenómeno diferenciado». No obstante, algunos autores como Kydland y Prescott (1990) y Backus y Kehoe (1992), utilizando la metodología de Hodrick y Prescott, encuentran que el nivel de precios tiene un carácter contracíclico desde la segunda guerra mundial, lo que interpretan como evidencia a favor de que en la economía predominan perturbaciones de oferta<sup>42</sup>. No obstante, de acuerdo con los resultados de Chadha y Prasad (1993), esta caracterización contracíclica ha de contemplarse con extrema cautela. En efecto: estos autores muestran, utilizando economías artificiales con perturbaciones exclusivamente de demanda, que la aplicación del filtro de Hodrick y Prescott sobre el nivel de precios puede generar contraciclicidad de forma espuria.<sup>43</sup>

42. Este resultado también lo encuentran Dolado, Sebastián y Vallés (1993).

43. La aplicación de filtros en el análisis de relaciones no está exenta de dificultades. Cogley y Nason (1995) es una referencia reciente referida al filtro de Hodrick y Prescott.

**Tabla 3.** Correlación cruzada del componente cíclico de la producción y componente transitorio de la inflación.

$t-5$	$t-4$	$t-3$	$t-2$	$t-1$	$t$	$t+1$	$t+2$	$t+3$	$t+4$	$t+5$
0,48	0,58	0,60	0,52	0,35	0,12	-0,10	-0,28	-0,40	-0,56	-0,47

Del examen de la tabla 3, en el que se presenta la correlación entre el componente transitorio de la inflación (definido como la diferencia entre la inflación observada y permanente) y el componente cíclico, parece desprenderse que la inflación tiene un carácter procíclico (las correlaciones más elevadas tienen signo positivo), lo que resulta acorde con la existencia de importantes perturbaciones de demanda con efectos transitorios sobre la producción y la inflación. Por otro lado, el ciclo real adelanta entre dos y tres trimestres al ciclo de la inflación, lo que es coherente con el uso de medidas de *output gap* a la hora de detectar presiones inflacionistas.

## 5. Conclusiones

En este trabajo, se han llevado a cabo dos procedimientos alternativos para obtener medidas de inflación tendencial.

La innovación de los procedimientos presentados en este trabajo es que no descartan a priori ningún componente del índice de precios, como se hace en el IPSEBENE, ni utilizan procedimientos puramente estadísticos sobre la serie univariante, tal y como se hace en el enfoque subyacente habitual. Además, los enfoques son multivariantes. A partir de un modelo VAR estructural, se construyen dos medidas de tendencia de la inflación.

En la primera de ellas, se distingue entre perturbaciones que afectan de forma transitoria a la tasa de inflación y las que la afectan de forma continuada. En esta segunda categoría, quedaría la tasa de inflación tendencial o permanente.

En la segunda, se distingue entre perturbaciones que afectan a largo plazo a la producción real, y, por tanto, están más cercanas a las variaciones de precios relativos, de perturbaciones que no afectan a largo plazo al nivel de producción, y que, por tanto, se asocian a las verdaderas tendencias inflacionistas de la economía o inflación latente. El segundo procedimiento permite, a su vez, la obtención de una medida de ciclo económico que resulta superior en algunos aspectos a otras medidas de ciclo utilizadas habitualmente.

Cuando se lleva a cabo este ejercicio para la economía española, se obtiene que, en general, ambas series tendenciales se parecen entre sí y, son, a su vez, muy semejantes a la inflación observada. La similitud entre ambos conceptos de inflación tendencial indica que las perturbaciones permanentes de carácter nominal, bien monetarias, bien salariales, han jugado un papel clave en la determinación de la senda inflacionista de nuestra economía.

La semejanza de la tasa de inflación permanente con la observada se puede interpretar en el sentido de que, en cada momento, la tasa de inflación observada

ha recogido apropiadamente el valor que, a largo plazo, tomaría el proceso inflacionista en caso de prevalecer las condiciones del mercado de trabajo y de las políticas económicas de ese momento. La discrepancia entre la tasa de inflación permanente y observada, aun siendo pequeña, tiene un carácter procíclico y desfasado, lo que indica la existencia de perturbaciones de demanda significativas con efecto transitorio sobre la inflación.

La semejanza de la tasa de inflación latente con la tasa de inflación observada indica que la dinámica de la inflación en España ha seguido un comportamiento inercial que apenas viene determinado por perturbaciones con efecto permanente sobre el nivel de producción. En este sentido, los choques de los precios del petróleo, a los que con frecuencia se asigna un papel explicativo importante del proceso inflacionista, no parecen tener tanta relevancia como la que, en un principio, se les ha venido otorgando. La discrepancia entre la tasa de inflación latente y observada es más difícil de interpretar económicamente, debido a que recoge el efecto de perturbaciones que no tienen consecuencia a largo plazo sobre la producción, como son las variaciones de precios relativos, que afectan a la asignación de recursos, pero no al proceso inflacionista tendencial. En cualquier caso, el papel de estas perturbaciones, tal y como se deriva de la comparación de las medidas latente y permanente, no ha sido excesivamente importante.

## Apéndice 1

### A.1.1. Contrastes de estacionariedad de la tasa de inflación y el producto

Para contrastar la estacionariedad de la tasa (logarítmica) de variación de la producción ( $\Delta Y$ ) y la no estacionariedad de la tasa de inflación ( $\Pi$ ) se emplea el estadístico de Dickey Fuller aumentado en un modelo que incluye constante. La elección del número de retardos se realiza teniendo en cuenta la ausencia de autocorrelación residual en base al estadístico Q de Ljung-Box (Tabla A.1.1).

### A.1.2. Contrastes de cointegración entre la tasa de inflación y el producto

Para contrastar la existencia de cointegración, se utilizan dos procedimientos. Por un lado, el procedimiento bietápico de Engle y Granger (1987) en el que la hipótesis nula es la ausencia de cointegración. Por otro, los contrastes del máximo y de la traza de Johansen (1991). En estos contrastes la hipótesis nula es la existen-

**Tabla A.1.1.**

	Valor de estadístico	Núm. de retardos	Q(8)	V. crítico (95%)	V. crítico (90%)
$\Delta Y$	-2,78	1	11,63	-2,89	-2,58
$\Pi$	-1,15	5	7,89	-2,89	-2,58

cia de  $r$  y al menos  $r$  vectores de cointegración, respectivamente. La hipótesis alternativa es la existencia de  $r+1$  y al menos  $r+1$  vectores de cointegración, respectivamente. Los resultados, que se presentan en las tablas A.1 y A.2, no aportan evidencia<sup>44</sup> que permita descartar la hipótesis de ausencia de relación de largo plazo entre las variables.

**Tabla A.1.2.** Contraste de cointegración. Procedimiento de Engle y Granger.

Estadístico Dickey-Fuller aumentado (4 retardos)	Valor crítico (95%)
-2,28	-3,40

**Notas:**

1. El valor crítico está tomado de Mackinnon (1991)
2. La regresión de cointegración incluye un término constante

**Tabla A.1.3.** Contraste de cointegración. Procedimiento de Johansen.

$H_0$	Estadístico de la traza	V. crítico (95%)	Estadístico del máximo	V. crítico (95%)
$r = 0$	13,70	15,41	13,55	14,07
$r \leq 1$	0,15	3,76	0,15	3,76

**Notas:**

1.  $r$  indica el número de vectores de cointegración.
2. Los estadísticos del máximo y de la traza incorporan el ajuste de muestras finitas de Reinsel y Ahn (1992).
3. Los valores críticos están tomados de la tabla 1 de Osterwald-Lenum (1992), por lo que en la representación en diferencias el modelo tiene una constante

44. En sentido estricto, las variables binarias como las que reflejan rupturas en la media afectan a los valores críticos de estos contrastes. Los valores críticos de las tablas 1 y 2 no tienen en cuenta este hecho.



**Apéndice 2. Valores de las series empleadas**

<u>Producto interior bruto</u>		<u>Inflación</u>	<u>Producto interior bruto</u>		<u>Inflación</u>
T1 1971	5245.7	7,4	T3 1982	7371.5	13,7
T2 1971	5318.7	9,1	T4 1982	7396.7	12,8
T3 1971	5401.7	7,0	T1 1983	7452.6	12,4
T4 1971	5499.6	8,2	T2 1983	7506.5	11,4
T1 1972	5621.2	8,2	T3 1983	7343.4	10,5
T2 1972	5745.0	6,9	T4 1983	7578.4	11,7
T3 1972	5863.9	8,8	T1 1984	7589.1	11,4
T4 1972	5985.0	7,8	T2 1984	7610.5	10,7
T1 1973	6101.9	7,9	T3 1984	7643.2	11,4
T2 1973	6208.8	10,3	T4 1984	7681.6	9,4
T3 1973	6301.0	11,7	T1 1985	7741.0	9,1
T4 1973	6411.4	13,1	T2 1985	7798.7	9,2
T1 1974	6528.3	13,6	T3 1985	7863.4	7,6
T2 1974	6598.5	14,9	T4 1985	7918.5	7,9
T3 1974	6645.2	14,2	T1 1986	7961.8	8,6
T4 1974	6657.1	15,4	T2 1986	8026.6	7,8
T1 1975	6636.1	17,2	T3 1986	8114.9	9,0
T2 1975	6615.9	15,9	T4 1986	8220.7	8,3
T3 1975	6632.8	16,1	T1 1987	8343.6	5,9
T4 1975	6667.6	13,7	T2 1987	8479.9	5,5
T1 1976	6757.8	13,6	T3 1987	8607.0	4,5
T2 1976	6525.0	17,0	T4 1987	8717.1	4,5
T3 1976	6898.4	16,1	T1 1988	8823.5	4,3
T4 1976	6966.0	18,0	T2 1988	8930.8	4,0
T1 1977	7020.1	20,3	T3 1988	9026.8	5,2
T2 1977	7048.3	19,0	T4 1988	9128.9	5,3
T3 1977	7064.3	24,1	T1 1989	9242.1	6,0
T4 1977	7096.9	23,9	T2 1989	9355.6	6,7
T1 1978	7138.0	21,1	T3 1989	9458.5	6,7
T2 1978	7159.2	20,0	T4 1989	9555.2	6,9
T3 1978	7173.6	16,6	T1 1990	9647.5	6,8
T4 1978	7171.6	15,0	T2 1990	9719.0	6,5
T1 1979	7143.8	15,2	T3 1990	9774.9	6,2
T2 1979	7143.7	14,5	T4 1990	9832.0	6,5
T3 1979	7164.8	14,1	T1 1991	9876.9	6,0
T4 1979	7202.2	14,5	T2 1991	9925.4	5,9
T1 1980	7254.8	15,4	T3 1991	9988.6	5,8
T2 1980	7265.4	14,5	T4 1991	10049.0	5,4
T3 1980	7257.6	14,1	T1 1992	10079.2	6,3
T4 1980	7249.3	14,0	T2 1992	10082.4	6,2
T1 1981	7219.3	13,7	T3 1992	10042.1	5,4
T2 1981	7229.9	13,9	T4 1992	9953.8	5,1
T3 1981	7252.6	13,3	T1 1993	9947.7	4,1
T4 1981	7274.2	13,4	T2 1993	9942.5	4,6
T1 1982	7312.9	13,3	T3 1993	9949.8	4,5
T2 1982	7348.7	14,0	T4 1993	9953.8	4,7

**Apéndice 3. Coeficientes de la forma reducida de los modelos estructurales**

Regresores	Variable dependiente	
	$\Delta Y_t$	$\Delta \Pi_t$
$\Delta Y_{t-1}$	1,0851	-0,0253
$\Delta Y_{t-2}$	-0,3270	0,2717
$\Delta Y_{t-3}$	0,0825	0,4061
$\Delta Y_{t-3}$	-0,1544	-0,1087
$\Delta \Pi_{t-1}$	0,0350	0,0771
$\Delta \Pi_{t-2}$	0,0150	0,0447
$\Delta \Pi_{t-3}$	-0,0098	0,2690
$\Delta \Pi_{t-4}$	-0,0307	-0,4954
$M_1$	0,0036	-0,0023
$M_2$	0,0010	-0,0036
$M_3$	0,0030	-0,0067
$M_4$	-0,0004	-0,0012
$R^2$	0,8923	0,40735
D. típica residual	0,0022	0,0010
Suma de residuos al cuadrado	0,00035	0,0080
$Q(1)$	0,2024	0,3511
$Q(2)$	0,5810	1,2438
$Q(3)$	2,1710	1,5654
$Q(4)$	3,5449	3,1750

**Notas:**

1. Las variables  $M_1$ ,  $M_2$ ,  $M_3$  y  $M_4$  son escalones truncados que permiten captar rupturas en 1976:1, 1984:4 y 1991:4.
2.  $Q(1)$ ,  $Q(2)$ ,  $Q(3)$  y  $Q(4)$  son los estadísticos de Ljung-Box .

**Referencias bibliográficas**

- ÁLVAREZ, L.J.; MATEA, M<sup>a</sup>.L.L. (1997). «Medidas del proceso inflacionista». *La política monetaria y la inflación en España*. Servicio de Estudios del Banco de España. Alianza Editorial.
- BACKUS, D.K.; KEHOE, P.J. (1992). «International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles». *American Economic Review*, 82: 864-888.
- BALLABRIGA, F.C. (1991). «Instrumentación de la metodología VAR». *Cuadernos Económicos del ICE*, 48: 85-104.
- BANERJEE, A.; DOLADO, J.; GALBRAITH, J.W.; HENDRY, D.F. (1993). «Cointegration, Error-correction, and the Econometric Analysis of non-stationary Data». Oxford: Oxford University Press.
- BERNANKE, B.S. (1986). «Alternative Explanations of the Money-Income Correlation». *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, p. 49-100.
- BLANCHARD, O.J.; QUAH, D. (1989). «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances». *American Economic Review*, 79: 655-673.

- BLANCHARD, O.J.; QUAH, D. (1993). «Fundamentalness and the Interpretation of Time Series Evidence: Reply to Lippi and Reichlin». *American Economic Review*, 83: 653-658.
- BLANCHARD, O.J.; WATSON, N.W. (1986). «Are Business Cycles All Alike?». En GORDON, R.J. (ed.). *The American Business Cycle*. University of Chicago Press.
- BRYAN, M.F.; CECHETTI, S.G. (1993). «Measuring Core Inflation». National Bureau of Economic Research. *Working Paper*, núm. 4303.
- BURMAN, J.P. (1980). «Seasonal Adjustment by Signal Extraction». *Journal of the Royal Statistical Society*, serie A, 143: 321-337.
- CANOVA, F. (1993). «Detrending and Business Cycles Facts». CEPR. *Discussion Paper Series*, 782.
- CHADHA, B.; PRASAD, E. (1993). «Interpreting the Cyclical Behavior of Prices». *IMF Staff Papers*, 40(2): 266-298.
- COGLEY, T.; NASON, J.M. (1995). «Effects of the Hodrick-Prescott Filter on Trend and Difference Stationary Time Series». *Implications for Business Cycle Research Journal of Economic Dynamics and Control*, 19: 253-278.
- DOLADO, J.J.; SEBASTIÁN, M.; VALLÉS, J. (1993). «Cyclical Patterns of the Spanish Economy». *Investigaciones Económicas*, XVII(3): 445-473.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (1987). «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing». *Econometrica*, 55: 251-276.
- ESPASA, A. (1989). «The Estimation of Trends with Breaking Points in Their Rate of Growth: The Case of the Spanish GDP». En MENTZ, R.P.; ALBA, E. de; ESPASA, A.; MORETTIN, P.A. (eds.). *Statistical Methods for Cyclical and Seasonal Analysis*. Panama: Interamerican Statistical Institute.
- ESPASA, A.; CANCELO, J.R. (1993). «Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica». *Alianza Economía*, 3. Madrid: Alianza Editorial.
- ESPASA, A.; MANZANO, M.C.; MATEA, M.LI.; CATASÚS, V. (1987). «La inflación subyacente en la economía española: estimación y metodología». *Boletín Económico del Banco de España*, marzo, p. 32-51.
- FERNÁNDEZ MACHO, F.J. (1991). «El crecimiento subyacente en variables económicas». *Estadística Española*, 33, 126: 73-98.
- GALÍ, J. (1992). «How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data?». *Quarterly Journal of Economics*, p. 709-738.
- GONZALO, J.; GRANGER, C.W.J. (1995). «Estimation of Common long-Memory Components in Cointegrated Systems». *Journal of Business and Economic Statistics*, 13: 27-35.
- HARVEY, A.C.; TODD, P. (1983). «Forecasting Economic Time Series with Structural and Box-Jenkins Models: A Case Study». *Journal of Business and Economic Statistics*, 1: 299-315.
- HEVIA, J. de (1993). «Los efectos inflacionistas de las variaciones del precio de la energía: un análisis internacional». *Hacienda Pública Española*, 124: 55-76.
- HILLMER, S.C.; TIAO, G.C. (1982). «An ARIMA-Model-Based Approach to Seasonal Adjustment». *Journal of the American Statistical Association*, 77: 63-70.
- HODRICK, R.; PRESCOTT, E.C. (1980). «Postwar US Business Cycles: An Empirical Investigation». Carnegie-Mellon University (manuscrito).
- INE (1993). «Metodología de la Contabilidad Nacional Trimestral». Subdirección General de Cuentas Nacionales. Instituto Nacional de Estadística.

- JOHANSEN, S. (1991). «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models». *Econometrica*, 59: 1551-1580.
- KYDLAND, F.E.; PRESCOTT, E.C. (1990). «Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth». *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, primavera, p. 3-18.
- LIPPI, M.; REICHLIN, L. (1993). «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comment». *American Economic Review*, 83: 644-652.
- LUCAS, R.E. (1976). «Econometric Policy Evaluation: A Critique». *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1: 19-46.
- MACKINNON, J.G. (1991). «Critical Values for Co-Integration Tests». En ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (eds.). *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, p. 267-76.
- MARAVALL, A. (1985). «On Structural Time Series Models and the Characterization of Components». *Journal of Business and Economic Statistics*, 3: 350-355.
- (1989). «La extracción de señales y el análisis de coyuntura». *Revista Española de Economía*, 6, 1-2: 109-132.
- (1992). «Short-Term Analysis of Macroeconomic Time Series», mimeo, próxima publicación en *Economics: The Next Ten Years*. MIT Press.
- MARAVALL, A.; PIERCE, D. (1987). «A Prototypical Seasonal Adjustment Model». *Journal of Time Series Analysis*, 8: 177-193.
- MATEA, M.LI. (1993a). «Análisis de la inflación en España». En ESPASA, A.; CANCERO, J.R. (eds.). *Métodos cuantitativos para el análisis de la coyuntura económica*. Alianza Economía 3. Madrid: Alianza Editorial.
- (1993b). «Índices de precios para los sectores protegidos y no protegidos». Banco de España, Documento EC/1993/31.
- (1994a). «Algunas medidas para analizar la inflación». Banco de España, Documento EC/1994/12.
- (1994b). «Contrastes de raíces unitarias para series mensuales: una aplicación al IPC». *Revista Española de Economía*, 11(1): 7-25.
- MATEA, M.LI.; REGIL, A.V. (1994). «Métodos para la extracción de señales y para la trimestralización. Una aplicación: Trimestralización del deflactor del consumo privado nacional». Banco de España, Documento de trabajo núm. 9415.
- NOVALES, A. (1993). «Econometría». Segunda edición. Madrid: McGraw-Hill.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992). «A Note with Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistic». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54: 461-472.
- PRESCOTT, E.C. (1986). «Theory Ahead of Business Cycle Measurement». *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, otoño, p. 9-22.
- QUAH, D. (1993). «Forecasting Inflation with Flexible Interpreted VARs». London School of Economics, Working Paper.
- QUAH, D.; VAHEY, S. (1995). «Measuring Underlying Inflation». *The Economic Journal*, 105: 1130-1144.
- QUILIS, E.M. (1994). «Medida de la inflación subyacente: un análisis factorial dinámico». *Información Comercial Española*, 729: 101-128.
- RAE, D. (1993). «Measuring Inflation». *Reserve Bank Bulletin*, 56(1): 53-66, Reserve Bank of New Zealand.

- REINSEL, G.C.; AHN, S.K. (1992). «Vector Autoregressive Models with Unit Roots and Reduced Rank Structure: Estimation, likelihood Ratio Test, and Forecasting». *Journal of Time Series Analysis*, 13: 353-375.
- ROBERTS, J.H. (1993). «The Sources of Business Cycles: A Monetarist Interpretation». *International Economic Review*, 34,4, p. 923-934.
- SHAPIRO, M.D.; WATSON, M.W. (1988). «Sources of Business Cycle Fluctuations». En FISCHER, S. (ed.). *NBER Macroeconomics Annual 1988*. MIT Press, p. 111-198.
- SIMS, C.A. (1986). «Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?» *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, p. 2-16.
- VEGA, J.L. (1991). «Tests de raíces unitarias: aplicación a series de la economía española y al análisis de la velocidad de circulación del dinero (1964-1990)». Servicio de Estudios. Banco de España. Documento de trabajo núm. 9117.