

CICLO ECONÓMICO Y DESEMPLEO ESTRUCTURAL EN LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

*Rafael Doménech**

*Victor Gómez***

D-2004-03

Abril 2004

* Universidad de Valencia y Ministerio de Hacienda.

** Ministerio de Hacienda

Los autores agradecen los comentarios recibidos por J. Andrés, J. E. Boscá, A. Díaz, J. Ferri, E. Pérez y J. Varela, así como a A. Estrada por los datos de la tasa de desempleo proporcionados. Rafal Doménech agradece la ayuda financiera del proyecto de CICYT SEC2002-0026 y de los Fondos Europeos de Desarrollo Regional. Los datos y programas de MATLAB utilizados se encuentran disponible en iei.uv.es/rdomenec/output/Output_Spain.htm.

Rafael.Doménech@uv.es y VGomez@sepg.minhac.es.

Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Presupuestos no representan opiniones oficiales del Ministerio de Hacienda. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los del autor, con lo que no tiene que coincidir, necesariamente la citada Dirección. Ésta considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar su calidad.

Resumen

Este trabajo propone un nuevo método de descomposición del PIB en sus componentes estructural y cíclico utilizando un modelo de componentes no observables, que aprovecha la información que la tasa de desempleo y la tasa de inversión contienen sobre la posición cíclica de la economía. El modelo, que permite también recuperar una estimación de la tasa de desempleo estructural compatible con la ley de Okun, se estima por máxima verosimilitud utilizando el filtro de Kalman en el que las condiciones iniciales son parcialmente difusas, mientras que los componentes no observables se estiman utilizando un algoritmo de suavizado. Los resultados indican que el output gap estimado no es muy diferente del que proporciona el filtro de Hodrick-Prescott, con la ventaja de que las revisiones al final de la muestra a medida que se dispone de nueva información son más pequeñas, reduciendo significativamente la incertidumbre asociada a la evaluación de la posición cíclica de la economía española.

Palabras clave: Output gap, Ley de Okun, inversión, filtro de Kalman.

JEL: C32, E32

1. Introducción

Desde el trabajo seminal de Dolado, Sebastián, Vallés (1993) el análisis del ciclo económico en España ha acaparado un interés creciente, en parte debido a la facilidad con la que se instrumenta el filtro de Hodrick y Prescott (1997, filtro HP de aquí en adelante), que es el método de descomposición con el que estos autores obtenían las principales regularidades cíclicas de los agregados económicos.² Aunque ciertamente la literatura posterior referida al caso español no es tan amplia como en otros países, este método de descomposición ha sido utilizado para compararlo con otros procedimientos de análisis del ciclo (Borondo, González y Rodríguez, 1999, o Gardeazábal e Iglesias, 2001), para realizar comparaciones con otros países y analizar la sensibilidad al parámetro de suavizado (Marcet y Ravn, 2004), para estimar la NAIRU (Andrés, Doménech y Taguas, 1995, Estrada, Hernando y López-Salido, 2002, Bentolila y Jimeno, 2003), o para analizar la evolución del déficit cíclico y estructural (Corrales, Doménech y Varela, 2002).

A pesar de las ventajas que caracterizan a este método de descomposición, el filtro HP o la alternativa propuesta por Baxter y King (1999) presentan algunos problemas de entre los cuales hay dos que pueden ser potencialmente relevantes. El primero de ellos es que, al tratarse de métodos univariantes, no utilizan ningún tipo de información contenida en otras variables macroeconómicas que pueda resultar útil para distinguir entre perturbaciones transitorias o permanentes. Un segundo problema es que la descomposición con estos filtros es sensible a la información disponible en los extremos del periodo muestral analizado al no estar basada en modelos, no teniendo en cuenta las características de las series, de forma que puede existir bastante incertidumbre sobre la posición cíclica de la economía en el momento presente.

En este trabajo utilizamos el método propuesto por Doménech y Gómez (2003) tratando de resolver simultáneamente estos dos problemas.³ Nuestra propuesta utiliza la información disponible en otros agregados económicos, fundamentalmente las tasas de desempleo y de inversión, en los que se observan dos hechos estilizados básicos del comportamiento cíclico de las economías occidentales:

² La literatura que ha analizado las propiedades del filtro de Hodrick y Prescott es amplísima, por lo que su presentación queda fuera de los objetivos de este trabajo. El lector interesado puede encontrar de mucha utilidad los trabajos de Baxter y King (1999), Kaiser y Maravall (1999) y Gómez (2001), en los que se analiza detalladamente la relación existente entre el parámetro que determina el suavizado del filtro y la amplitud de los ciclos económicos, Maravall y del Río (2001), que han analizado las propiedades del filtro de Hodrick-Prescott referentes a la agregación temporal, y las referencias que aparecen en todos estos trabajos.

³ En el trabajo de Doménech y Gómez (2003) se compara este método de estimación con otras propuestas existentes en la literatura que, en general, abordan este problema utilizando un enfoque menos completo.

1. La correlación negativa entre el output gap y la desviación de la tasa de desempleo respecto a su componente estructural, que es una manifestación de la Ley de Okun.
2. El comovimiento del output con la inversión, que se encuentra bien documentando en el caso español en el trabajo de Dolado, Sebastián y Vallés (1993). Puesto que la inversión es más volátil que el PIB, la tasa de inversión aumenta en las expansiones y disminuye en las recesiones.

Estos dos hechos estilizados permiten concluir que las tasas de desempleo y de inversión contienen información muy útil que merece ser utilizada para evaluar cuál es la situación cíclica de la economía española. Utilizando esta evidencia, en este trabajo se propone un modelo de componentes no observables con el que estimar el output gap y la tasa de desempleo estructural, estableciendo una relación basada en sólidos fundamentos económicos y estadísticos. El modelo se estima por máxima verosimilitud mediante el filtro de Kalman con condiciones iniciales parcialmente difusas. Posteriormente se emplea un algoritmo de suavizado que permite obtener los componentes no observables en base a la información contenida en la muestra conjuntamente con sus intervalos de confianza.

El método de descomposición que se propone es especialmente robusto y no ha sido aplicado con anterioridad a la economía española, lo que constituye sin duda el objetivo más interesante de este trabajo. Los resultados muestran nítidamente que, si bien el filtro de Hodrick-Prescott proporciona una buena aproximación al output gap, la estimación del modelo aquí propuesto indica claramente que el componente cíclico del PIB es una variable muy significativa en las ecuaciones para las tasas de desempleo y de inversión, por lo que estos agregados contienen información muy relevante sobre la posición cíclica que conviene utilizar para reducir la incertidumbre y las revisiones del output gap a medida que se va disponiendo de más información temporal.

La estructura de este trabajo es la siguiente. En la segunda sección se presenta la evidencia empírica preliminar con datos trimestrales de la correlación cíclica existente entre el output y las tasas de desempleo y de inversión utilizando el filtro HP, que justifica el modelo de componentes no observables que se propone y se estima en la tercera sección. En la cuarta sección se analiza la relación existente entre el output gap y diversas medidas de crecimiento de los precios estimando un modelo que permite recuperar una medida de la inflación tendencial. Como se muestra en esta sección, las especiales características dinámicas de la inflación en España durante las últimas décadas indican que esta variable incorpora mucha menor información sobre la posición cíclica de la economía que las tasas de desempleo y de inversión si bien, en la medida que el output gap resulta ser estadísticamente significativo en las ecuaciones de Phillips estimadas, los resultados permiten interpretar la tasa de desempleo estructural como una medida de la NAIRU. Por último, la quinta sección presenta las conclusiones de este trabajo.

2. Evidencia preliminar con el filtro HP

Nuestro punto de partida lo constituye el análisis de las correlaciones cíclicas entre el PIB y las tasas de desempleo y de inversión, utilizando datos trimestrales para la economía española desde 1970:1 hasta 2003:3. La primera dificultad estriba en las numerosas e importantes rupturas que presentan estas series, lo que hace que sea muy difícil disponer de series homogéneas para el periodo analizado. En el caso de la contabilidad nacional trimestral (CNT) del INE se disponen de datos ciclo-tendencia en base 1986 desde 1970 hasta 1998, y datos originales, desestacionalizados y ciclo-tendencia en base 1995 desde 1980. Por su parte la tasa de desempleo que proporciona la EPA ha sufrido también importantes cambios metodológicos, el más importante en 2001. Con la finalidad de trabajar con series lo más homogéneas posible se ha construido una base de datos utilizando los siguientes criterios:

1. Para el PIB real se han utilizado los datos ciclo-tendencia de la CNT base 1995 a partir de 1980, que se han llevado hasta 1970 utilizando las tasas de crecimiento del PIB real en base 1986.
2. Se han construido las tasas de inversión nominales (x_t) definidas en términos de la formación bruta de capital fijo ($FBCF$) sobre el PIB para la CNT en bases 1995 y 1986. Puesto que ambas tasas de inversión presenta una ruptura en 1980, desde esta fecha hasta la actualidad se utilizan los datos de la CNT actual, mientras que con anterioridad se ha utilizado un esquema de ponderaciones tal que el dato de 1980:1 se corresponda al de la base 1995 ($x_{1980:1,95}$) y el de 1970:1 al de la base 1986 ($x_{1970:1,86}$), mientras que para cada uno de los 39 trimestres intermedios se utiliza la siguiente ecuación:

$$x_t \equiv \frac{FBCF_t}{PIB_t} = x_{t,86} \frac{40-t}{40} + x_{t,95} \frac{t}{40}, \quad t = 0, \dots, 39 \quad (1)$$

3. Los datos de la tasa de desempleo desestacionalizada (U_t) a partir de 1980:1 son los enlazados por el Banco de España en su *Boletín Económico* de Abril de 2002 (Recuadro 1, página 75). Entre 1970:1 y 1977:1 los datos son los publicados por la OCDE en su *Economic Outlook* de 2001. Por último entre 1977:2 y 1987:1 para cada uno de los trimestres intermedios se utiliza el perfil temporal de los datos de la OCDE con ponderaciones variables en el tiempo garantizando que no se produce ninguna ruptura con el dato de 1980:1, primer trimestre del enlace del Banco de España.

En los Gráficos 1 y 2 se han representado las series enlazadas. A partir de estas variables se han obtenido los componentes cíclicos del output y de las tasas de desempleo y de inversión. Conviene reseñar que en estos dos últimos casos, el filtro de HP extrae los componentes tendenciales que están asociados a variaciones estructurales de la tasa

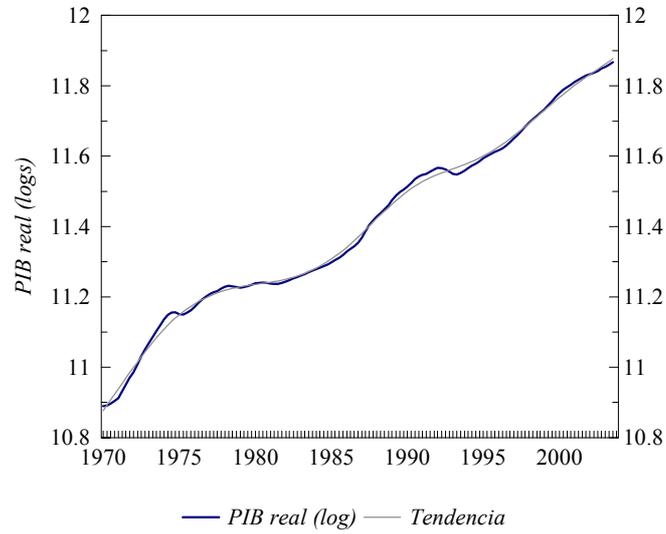


Gráfico 1: Logaritmo del PIB real y su tendencia obtenida con el filtro HP.

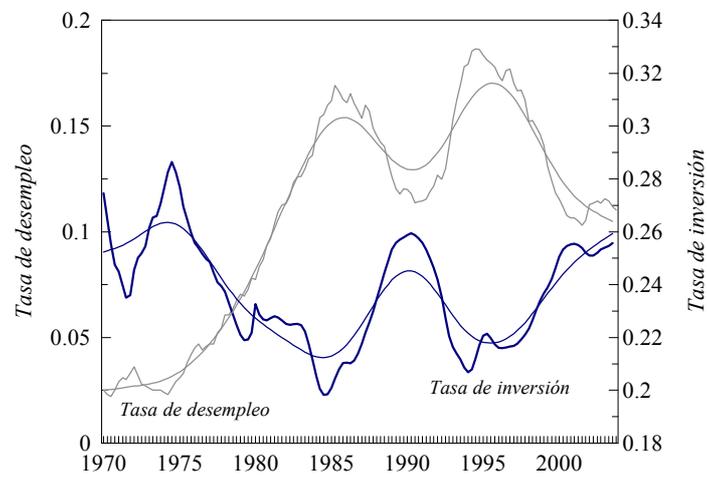


Gráfico 2: Tasas de desempleo (izquierda) y de inversión (derecha), con sus correspondientes tendencias obtenidas con el filtro de HP.

de desempleo y de la tasa de inversión, que también se ha visto sometida a oscilaciones importantes como consecuencia de cambios demográficos, procesos de convergencia y/o variaciones en el entorno de estabilidad macroeconómica que afectan a las decisiones de inversión a largo plazo. El Gráfico 2 permite extraer una de las primeras conclusiones de este trabajo: la elevada correlación negativa entre la tasa de inversión y la tasa de desempleo. Esta correlación, que es fundamental para ayudar a identificar el output gap, es más evidente a partir de la segunda mitad de los ochenta, cuando la tasa de desempleo se sitúa en torno al 15 por ciento. Frente a lo que se observa en esos años, durante la primera mitad de los años setenta la tasa de desempleo estuvo oscilando entre el 2 y el 3 por ciento, lo que indica claramente que las variaciones cíclicas de la tasa de desempleo han sido proporcionales a su nivel. Por esta razón, resulta conveniente que a partir de ahora trabajemos con la tasa de desempleo en logaritmos.

En los Gráficos 3 y 4 se presenta la relación existente entre los componentes cíclicos del output, de la tasa de desempleo y de inversión. Como puede apreciarse, a pesar de que los componentes cíclicos se han extraído con un procedimiento univariante como es el filtro de HP, la correlación entre estas tres variables es muy elevada. Un resultado muy parecido se obtiene cuando se utiliza el filtro BK. Un modelo muy sencillo con el que analizar las correlaciones entre estas variables es el siguiente. En primer lugar, se descompone con el filtro de HP el logaritmo del PIB (y) en sus componentes tendencial (\bar{y}_{hp}) y cíclico (y_{hp}^c)

$$y_t = \bar{y}_{hp,t} + y_{hp,t}^c \quad (2)$$

Posteriormente se estiman las siguientes ecuaciones

$$\ln U_t = \phi_u(L) \ln U_{t-1} + (1 - \sum \phi_u) \bar{\ln U}_{hp,t} + \phi_y(L) y_{hp,t}^c + v_{ut}^{hp}, \quad (3)$$

$$x_t = \beta_x(L) x_{t-1} + (1 - \sum \beta_x) \bar{x}_{hp,t} + \beta_y(L) y_{hp,t}^c + v_{xt}^{hp}, \quad (4)$$

en donde $\bar{\ln U}_{hp}$ y \bar{x}_{hp} son los componentes tendenciales de la tasa de desempleo y de inversión respectivamente, y $\phi_y(L)$, $\phi_u(L)$, $\beta_y(L)$ y $\beta_x(L)$ son polinomios en el operador de retardos.

Los resultados en las columnas (1) y (2) del Cuadro 1 confirman la elevada significatividad de las variables consideradas, especialmente el output gap en la ecuación para la tasa de desempleo, la ausencia de correlación serial y el poder explicativo de estas especificaciones. Así pues, estos resultados indican que las tasas de desempleo y de inversión contienen información potencial muy relevante para poder identificar de forma más precisa el output gap. Una manera de ver cómo esta información puede ser utilizada

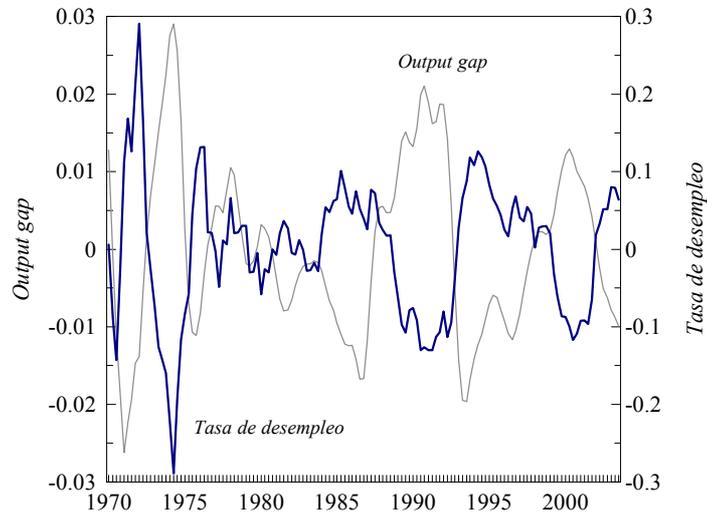


Gráfico 3: Componentes cíclicos del logaritmo del PIB y de la tasa de desempleo.

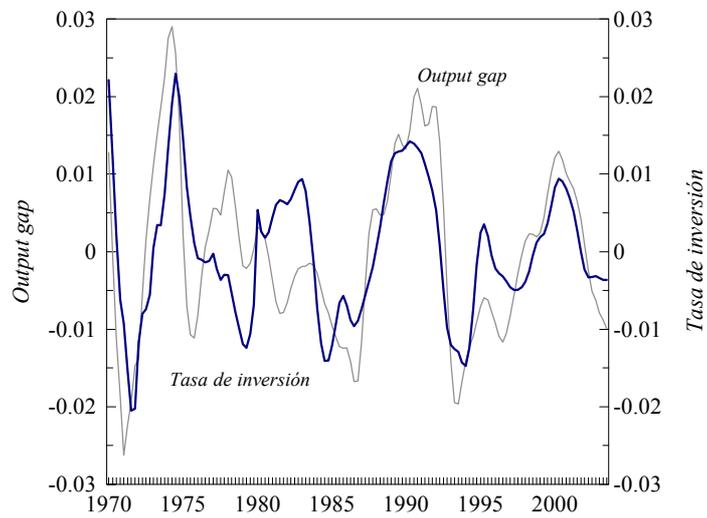


Gráfico 4: Componentes cíclicos del logaritmo del PIB y de la tasa de inversión.

evitando el uso de algunos supuestos *ad hoc* implícitos en el filtro de HP es escribiendo éste en forma de espacio estado (véase, por ejemplo, Gómez, 1999), en el que el logaritmo del PIB se descompone como en la ecuación (2), y se supone que la tasa de crecimiento del componente tendencial sigue el modelo

$$\begin{bmatrix} \bar{y}_{hp,t} \\ \bar{y}_{hp,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 & -1 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \bar{y}_{hp,t-1} \\ \bar{y}_{hp,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{\gamma t} \\ 0 \end{bmatrix}, \quad (5)$$

mientras que y_{hp}^c es estacionario y se impone un ratio fijo de varianzas

$$\frac{\sigma_{y_t^c}^2}{\sigma_{\omega_{\gamma}}^2} = 1600. \quad (6)$$

En el modelo que se propone a continuación, en lugar de imponer esta restricción dejamos que sea la información contenida en el PIB, y en las tasas de desempleo y de inversión las que permitan estimar los componentes no observables y las varianzas de las distintas variables aleatorias.

3. Un modelo de componentes no observables

El modelo utilizado es una modificación del propuesto por Doménech y Gómez (2003) en donde se estudia el caso de los Estados Unidos, y que resumimos a continuación para facilitar la interpretación de los resultados que aparecen más adelante.

3.1 Output

El logaritmo del PIB real, y_t , se descompone en un componente tendencial, \bar{y}_t , y el output gap, y_t^c :

$$y_t \equiv \bar{y}_t + y_t^c. \quad (7)$$

Para el componente tendencial los mejores resultados se obtienen con el siguiente modelo

$$\bar{y}_t = \gamma_{yt} + \bar{y}_{t-1} \quad (8)$$

$$\gamma_{yt} = \gamma_{yt-1} + \omega_{\gamma t}, \quad (9)$$

en donde $\omega_{\gamma t}$ se distribuye como i.i.d. $N(0, \sigma_{\omega_{\gamma}}^2)$. Para el componente cíclico se supone que sigue un proceso estacionario $AR(2)$ con raíces complejas

$$y_t^c = 2\theta_1 \cos(\theta_2) y_{t-1}^c - \theta_1^2 y_{t-2}^c + \omega_{yt}, \quad (10)$$

en donde ω_{yt} se supone que se distribuye como i.i.d. $N(0, \sigma_{\omega_y}^2)$, sin imponer ninguna

Cuadro 1
Estimaciones utilizando el filtro de HP

Variables dependientes			
$\ln U_t$		x_t	
	(1)		(2)
ϕ_{u1}	0.859 (9.71)	β_{x1}	1.547 (24.4)
ϕ_{u2}	-0.405 (3.64)	β_{x2}	-0.713 (13.6)
ϕ_{u3}	0.250 (2.27)		
ϕ_{u4}	-0.191 (3.10)		
ϕ_{y0}	-2.372 (5.03)	β_{y0}	0.060 (2.72)
ϕ_{y2}	-0.714 (1.22)		
$\sigma_{v_u}^{hp}$	0.029	$\sigma_{v_u}^{hp}$	0.002
DW	2.11	DW	1.97
\overline{R}^2	0.998	\overline{R}^2	0.990

restricción entre las varianzas de $\omega_{\gamma t}$ y $\omega_{y t}$.

3.2 Ley de Okun

La correlación negativa entre el output gap y el desempleo cíclico que tradicionalmente se recoge en la Ley de Okun se ha representado en la siguiente ecuación

$$\ln U_t = \phi_u(L) \ln U_{t-1} + (1 - \sum \phi_u) \overline{\ln U}_t + \phi_y(L) y_t^c + v_{ut}, \quad (11)$$

en donde v_{ut} se distribuye como i.i.d. $N(0, \sigma_{uv}^2)$ y $\phi_y(L)$ es un polinomio en el operador de retardos tal que $\phi_y(1) < 0$, al ser la tasa de desempleo una variable contracíclica. Tal y como se ha visto anteriormente, la especificación propuesta para el desempleo cíclico es bastante flexible, permitiendo que el ciclo económico tenga efectos sobre la tasa de desempleo con un cierto retardo, como sugiere la evidencia disponible según la cual las empresas ajustan el empleo lentamente durante varios trimestres

Al igual que en el caso del componente tendencial del PIB, se supone que la tasa de desempleo estructural se comporta según el modelo

$$\bar{U}_t = \gamma_{ut} + \bar{U}_{t-1}, \quad (12)$$

en donde

$$\gamma_{ut} = \gamma_{ut-1} + \omega_{ut} \quad (13)$$

y ω_{ut} se distribuye como i.i.d. $N(0, \sigma_{u\omega}^2)$. De nuevo, no se impone ninguna restricción entre σ_{uv}^2 y $\sigma_{u\omega}^2$.

3.3 Inversión

Como ya se ha indicado en la sección anterior, una de las regularidades empíricas del ciclo económico más importantes en las economías occidentales (véase, por ejemplo, Dolado, Sebastián y Vallés, 1993, Canova, 1998, o Bursine, 1998) es que la inversión se encuentra muy correlacionada con el output gap, pero con una mayor volatilidad, lo que ha dado lugar a que algunos autores (por ejemplo, Harvey y Trimbur, 2003) hayan utilizado la inversión para identificar el output gap. Nuestro enfoque es parecido, aunque utiliza como alternativa las desviaciones de la tasa de inversión (x_t) respecto a su tendencia de largo plazo. Por consiguiente, una especificación suficientemente flexible es la siguiente

$$x_t = \beta_x(L)x_{t-1} + (1 - \sum \beta_x)\bar{x}_t + \beta_y(L)y_t^c + v_{xt}, \quad (14)$$

en donde v_{xt} se distribuye como i.i.d. $N(0, \sigma_{xv}^2)$. Puesto que la tasa de inversión es procíclica, $\beta_y(L)$ es un polinomio en el operador de retardos tal que $\beta_y(1) > 0$. La ecuación (14) implica que \bar{x}_t es el componente tendencial al que tiende a largo plazo la tasa de inversión cuando el output gap es igual a cero. Es importante indicar que (14) debe interpretarse como una forma reducida que recoge la correlación positiva entre el output gap y la tasa de inversión y no como una ecuación estructural de inversión. Por último, al igual que con los componentes tendenciales anteriores se supone el siguiente modelo para la tasa de inversión tendencial

$$\bar{x}_t = \gamma_{xt} + \bar{x}_{t-1}, \quad (15)$$

$$\gamma_{xt} = \gamma_{xt-1} + \omega_{xt}. \quad (16)$$

en donde ω_{xt} se distribuye como i.i.d. $N(0, \sigma_{\omega x}^2)$.

3.4 Estimación

Para estimar los parámetros desconocidos del modelo, lo reescribimos primero en forma de espacio de estados y utilizamos el filtro de Kalman para evaluar la verosimilitud. Una vez estimados los parámetros, utilizamos un algoritmo de suavizado para obtener estimaciones de los componentes no observables junto con sus errores en media cuadrática. Los datos que usamos corresponden a la economía española, son trimestrales y van desde 1970:1 a 2003:3. Al trabajar con variables retardadas hay varias observaciones no disponibles, pero eso no es un impedimento para el filtro de Kalman.

Nuestro modelo se puede poner en forma de espacio de estados de la manera siguiente. Definamos primero las matrices

$$T = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & 2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -\theta_1^2 & 2\theta_1 \cos \theta_2 \end{bmatrix}, \quad (17)$$

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} \bar{y}_{t-1} \\ \bar{y}_t \\ \bar{U}_{t-1} \\ \bar{U}_t \\ \bar{x}_{t-1} \\ \bar{x}_t \\ y_{t-2}^c \\ y_{t-1}^c \\ y_t^c \end{bmatrix}, \quad H = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \sigma_{\gamma\omega}^* & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{u\omega}^* & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{x\omega}^* & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{y\omega}^* & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad (18)$$

$$Z = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 - \sum_{i=1}^3 \phi_{ui} & 0 & 0 & \phi_{y2} & 0 & \phi_{y0} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 - \sum_{i=1}^2 \beta_{xi} & 0 & 0 & \beta_{y0} \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ d_t^T - d_{t-1}^T \end{bmatrix}, \quad (19)$$

y

$$G = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{xv}^* \end{bmatrix}, \quad (20)$$

en donde $d_t^T = 0$ si $t \neq T$ y $d_t^T = 1$ si $t = T$, $T = 1980 : 1$, $\sigma_{\gamma\omega}^* = \sigma_{\gamma\omega}/\sigma_{uv}$, $\sigma_{u\omega}^* = \sigma_{u\omega}/\sigma_{uv}$, $\sigma_{x\omega}^* = \sigma_{x\omega}/\sigma_{uv}$, $\sigma_{y\omega}^* = \sigma_{y\omega}/\sigma_{uv}$, y $\sigma_{xv}^* = \sigma_{xv}/\sigma_{uv}$. Entonces, α_t es el vector de estados, el parámetro σ_{uv}^2 se concentra fuera de la verosimilitud y las ecuaciones de espacio de estado son

$$\alpha_{t+1} = T\alpha_t + H\epsilon_t \quad (21)$$

$$z_t = X\beta_d + Z\alpha_t + G\epsilon_t, \quad (22)$$

en donde $z_t = [y_t, U_t - \sum_{i=1}^3 \phi_{ui}U_{t-i}, x_t - \sum_{i=1}^2 \beta_{xi}x_{t-i}]'$ y $\text{Var}(\epsilon_t) = \sigma_{uv}^2 I$. El parámetro β_d también se concentra fuera de la verosimilitud. El filtro comienza en la observación $t = 4$, por lo que se condiciona sobre las primeras tres observaciones de la serie.

El anterior modelo de espacio de estados es no estacionario y las condiciones iniciales para el filtro de Kalman no están bien definidas. Para solventar esta dificultad, utilizamos el procedimiento propuesto por De Jong (1991). De acuerdo con este procedimiento, el vector de estados inicial, α_1 , se modeliza como parcialmente difuso y se utiliza un algoritmo de filtro de Kalman aumentado, que se llama el filtro de Kalman difuso (FKD), para tratar la parte difusa. Como se demuestra en De Jong y Chu-Chun-Lin (1994), el FKD se puede colapsar al filtro de Kalman ordinario después de unas pocas iteraciones. El FKD se puede utilizar para evaluar la verosimilitud y, por tanto, los parámetros del modelo se pueden estimar por el método de la máxima verosimilitud. Las estimaciones iniciales están basadas en los resultados del Cuadro 1.

Después de haber estimado los parámetros del modelo, podemos utilizar un algoritmo de suavizado para obtener estimaciones bilaterales de los componentes no observables y sus errores en media cuadrática. En este trabajo, utilizamos el algoritmo propuesto por De Jong y Chu-Chun-Lin (2001). La parte difusa es $\delta = [\bar{y}_{-1}, \bar{y}_0, \bar{U}_{-1}, \bar{U}_0, \bar{x}_{-1}, \bar{x}_0]'$, por lo que el vector de estados inicial es $\alpha_1 = A\delta + [0, x_1']'$, en donde $A = [I, 0]'$ y $x_1 = [y_{-1}^c, y_0^c, y_1^c]'$ tiene una distribución estacionaria conocida.

3.5 Resultados

Los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (17) a (22) aparecen en el Cuadro 2. Como puede apreciarse todos los parámetros estimados son estadísticamente muy significativos.⁴ La persistencia en el output gap y en las tasas de desempleo e inversión es muy elevada. Uno de los resultados más destacables es la significatividad del output gap en las ecuaciones para la tasa de desempleo y la tasa de inversión, confirmando la hipótesis de que estas dos variables contienen información muy útil para identificar correctamente la posición cíclica de la economía española.

⁴ El parámetro β_{d1} multiplica a la variable artificial $d_t - d_{t-1}$, donde d_t toma el valor cero salvo

Cuadro 2
Estimación del modelo

Parámetros					
ϕ_{u1}	0.741 (6.40)	β_{x1}	1.225 (10.6)	θ_1	0.940 (37.1)
ϕ_{u2}	-0.289 (2.91)	β_{x2}	-0.537 (9.18)	θ_2	0.181 (4.30)
ϕ_{u3}	0.137 (1.68)				
ϕ_{y0}	-3.599 (3.17)	β_{y0}	0.129 (2.69)		
		β_{d1}	0.008 (10.4)		
σ_{v_u}	0.027	σ_{v_x}	0.001 (10.4)	σ_{ω_y}	0.002 (7.60)
σ_{w_u}	0.003 (1.96)	σ_{w_x}	0.001 (8.75)	σ_{ω_γ}	0.001 (1.78)

En los paneles (a) a (d) del Gráfico 5 se han representado las cuatro variables de estado estimadas, que se corresponden con el output tendencial, el output gap, la tasa de desempleo estructural y la tasa de inversión tendencial. De la observación de estos gráficos pueden extraerse las siguientes conclusiones:

1. El output gap estimado con el modelo de componentes no observables (MCNO) es muy similar al que se obtiene con el filtro HP, si bien con una mayor volatilidad, puesto que sus desviaciones típicas son 0.0209 y 0.0112 respectivamente. La correlación entre ambas medidas del output gap es bastante elevada (igual a 0.916). A pesar de que el filtro HP es un método univariante, para la economía española ofrece una descripción bastante adecuada de cuándo la economía española se encuentra en una fase recesiva o expansiva. De hecho, el componente cíclico estimado con el filtro de HP se ha encontrado la mayor parte del tiempo dentro del intervalo de confianza estimado para el output gap con nuestro modelo, resultado que también se verifica cuando se utiliza el componente cíclico estimado con el filtro BK. Desde un punto de vista cualitativo, una diferencia importante entre ambas se produce en la recesión que el filtro HP identifica entre 1975 y 1976, desaceleración que nuestro modelo atribuye principalmente como permanente, ya que el PIB paso de una tasa de crecimiento de su tendencia del 5 al 2 por ciento, situándose en torno al 3 por ciento desde la

en el primer trimestre de 1980 que es igual a la unidad.

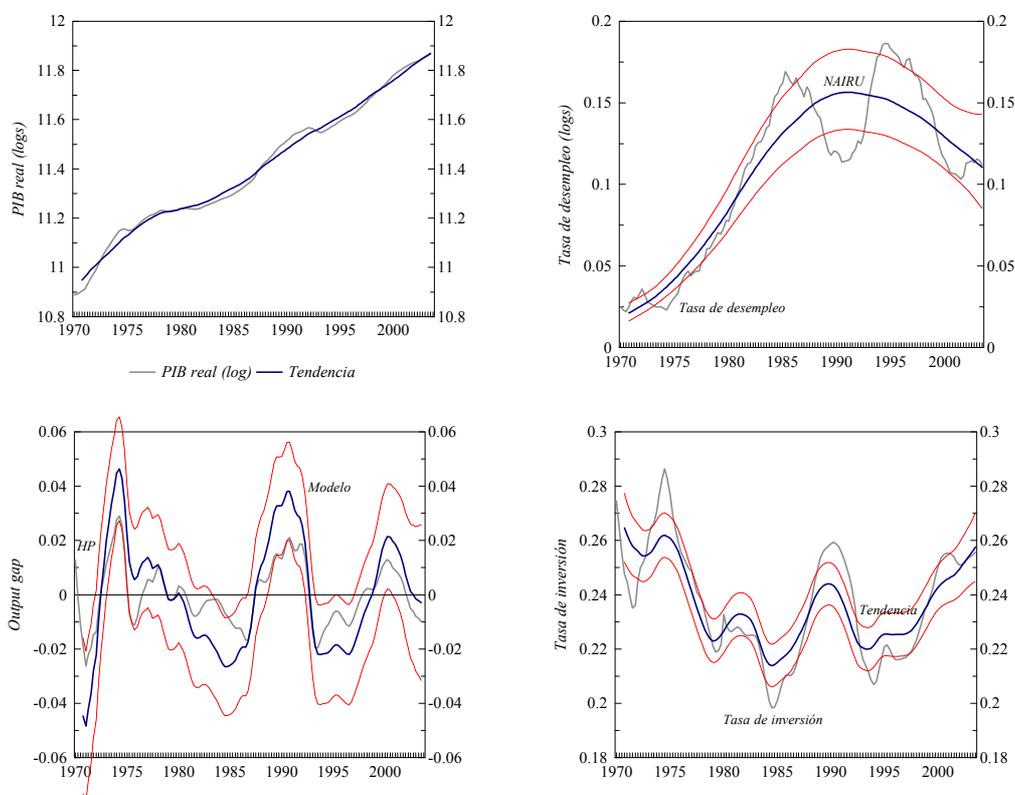


Gráfico 5. Estimación de los componentes no observables del PIB y de las tasas de desempleo.

segunda mitad de los ochenta hasta la actualidad.

2. Los resultados sugieren que, al igual que argumentan Marcet y Ravn (2004), el filtro de Hodrick-Prescott debería aplicarse a la economía española con un parámetro de suavizado mayor que 1600, valor comúnmente utilizado con datos trimestrales. En particular, cuando se utiliza el valor 6369 propuesto por Marcet y Ravn para España, los output gaps estimados con nuestro modelo y con el filtro HP tienen una volatilidad parecida y una correlación que aumenta hasta 0.985.
3. La tasa de desempleo estructural aumenta de forma ininterrumpida desde mediados de los setenta hasta mitad de los ochenta, en torno a una tasa igual al 15.6 por ciento. A partir de la recesión de principios de los años noventa disminuye de forma continuada desde el 15.6 por ciento hasta el 11 por ciento a finales de 2003. Comparando nuestra estimación de la tasa de desempleo con la que proporciona el filtro HP (representada en el Gráfico 2) se observa que la volatilidad de esta última

es mayor desde 1985 hasta 1995.

4. Las variaciones de la tasa de inversión tendencial son mucho más reducidas que para el caso de la tasa de desempleo, al estar comprendidas entre el 22 y 26 por ciento. Al comparar este componente tendencial con el obtenido con el filtro HP se observa que la correlación es bastante elevada, siendo igual a 0.93 para el conjunto del periodo analizado.

Si bien tanto el método de identificación como la definición de la tasa de desempleo son distintos, merece la pena comparar nuestros resultados para la tasa de desempleo estructural con los que obtienen Estrada, Hernando y López-Salido para el periodo 1981-99. Aunque estos autores estiman la NAIRU de acuerdo con varios modelos, el más interesante es el que proponen utilizando un VAR estructural bajo la hipótesis de que la tasa de desempleo es el resultado de una combinación de shocks nominales y de oferta y shocks a la tasa natural. Para estimar el VAR utilizan tres variables: la primera diferencia de la inflación, el crecimiento del PIB real y la primera diferencia de la tasa de desempleo. Una vez estimadas estas ecuaciones la NAIRU se define como el componente tendencial o de largo plazo asociado a la descomposición de Beveridge y Nelson de la tasa de desempleo. Dos son las principales conclusiones obtenidas tras realizar este ejercicio. Primera, la NAIRU estimada con el VAR estructural proporciona valores puntualmente distintos a los obtenidos con otras alternativas. Segunda, los intervalos de confianza que proporciona el VAR estructural sugieren que la incertidumbre en la estimación de la NAIRU es bastante relevante.

Por el contrario, nuestros resultados indican que desde 1985 hasta 1995 la tasa de desempleo estructural ha sido más estable de lo que sugieren los resultados de Estrada, Hernando y López-Salido. Adicionalmente, como se analiza más adelante, la tasa de inversión contiene una relación señal/ruido más elevada que la inflación para identificar el output y, por lo tanto, el componente cíclico de la tasa de desempleo, por lo que nuestra estrategia de modelización ofrece resultados más robustos. Además, la descomposición de Beveridge y Nelson, al no estar basada en componentes ortogonales proporciona filtros asimétricos, que como es bien conocido funciona peor que los filtros simétricos como los utilizados en este trabajo.

3.6 Revisiones

Una manera intuitiva y sencilla de comparar una de las principales ventajas de nuestra propuesta respecto a otros métodos como, por ejemplo, los filtros HP o BK, consiste en analizar cómo cambian las estimaciones del output gap a medida que se dispone de nueva

Cuadro 3
Revisiones del output gap 1978:1-2003:3

	HP ($\lambda = 1600$)	BK (4,32)	MCNO 3 vab.
COR	0.0186	0.5643	0.6960
SR	1.7758	0.8394	0.6114
SRR	1.7710	0.8447	0.6911

información al final de la muestra.⁵ Para ello definimos $y_{t/t+j}^c$ como el componente cíclico de y_t estimado utilizando como última información disponible la existente en $t + j$. Cuando $j = 0$ $y_{t/t}^c$ es la estimación en tiempo real de y_t^c . A medida que se dispone de nueva información ($j = 1, 2, \dots$), el método de descomposición proporcionará nuevas estimaciones de $y_{t/t+j}^c$, por lo que la diferencia entre $y_{t/t}^c$ y $y_{t/t+j}^c$ es una medida de la revisión efectuada. Orphanides y van Norden (2003) muestran para la economía norteamericana que la mayor parte de las revisiones se deben a problemas de estimación del modelo al final de la muestra y, en mucha menor medida, a una revisión estadística de las variables económicas. Por esta razón, los ejercicios que se realizan a continuación se basan en la información y en la estimación de los parámetros para el conjunto de la muestra de forma que la revisión que se calcula es $y_{t/t}^c - y_{t/T}^c$ donde, en nuestro caso, T es 2003:3.

En el Cuadro 3 se presentan distintas medidas de cuál es la importancia relativa de las revisiones efectuadas con estos tres métodos de descomposición para el periodo 1978:1 a 2000:3.⁶ Los indicadores elegidos son la correlación (COR) entre la estimación final del output gap $y_{t/T}^c$ y $y_{t/t}^c$, y dos medidas de la relación señal/ruido: SR es el cociente de la desviación típica de $y_{t/t}^c - y_{t/T}^c$ sobre el de la desviación típica de $y_{t/T}^c$, mientras que en SRR el numerador es la raíz del error cuadrático medio de la revisión efectuada, es decir,

$$SR = \frac{\sigma(y_{t/t}^c - y_{t/T}^c)}{\sigma(y_{t/T}^c)} \quad (23)$$

⁵ Un ejercicio similar al aquí propuesto es el que realizan Rünstler (2002), Orphanides y van Norden (2003), Camba-Mendez y Rodríguez-Palenzuela (2003) o Doménech y Gómez (2003).

⁶ Para evitar los problemas asociados a la descomposición al final del periodo analizado con los métodos univariantes se ha reducido la muestra eliminando las nueve últimas observaciones disponibles.

$$SRR = \frac{\sqrt{\frac{1}{N} \sum (y_{t/t}^c - y_{t/T}^c)^2}}{\sigma(y_{t/T}^c)} \quad (24)$$

Como puede apreciarse los resultados son más favorables al modelo de componentes no observables (MCNO), sobre todo cuando se compara con el filtro HP, por lo que estos resultados muestran que las revisiones y, por lo tanto, la caracterización del ciclo económico está sujeta a menores cambios en el modelo de componentes no observables.

4. Output gap e inflación

En algunos trabajos como, por ejemplo, Kuttner (1994) o Laubach (2001) se utiliza la tasa de crecimiento de alguna medida de los precios (e.g., deflactor del PIB o los precios de consumo) para identificar el output gap y/o la NAIRU. Esta aproximación tiene en principio el atractivo de que la tasa de desempleo estructural estimada o NAIRU puede tener un interés intrínseco para la autoridad monetaria, en la medida que cuando las tasas de desempleo se encuentran por debajo de la NAIRU la economía experimenta tensiones inflacionistas. En este trabajo también hemos analizado esta cuestión. Nuestra conclusión es que la identificación del output gap y de la NAIRU en base al comportamiento del crecimiento de los precios presenta algunas limitaciones en el caso de la economía española:

1. La relación señal/ruido que la inflación contiene sobre el ciclo económico es más bien escasa. En los Gráficos 6 y 7 se presenta evidencia sobre la correlación existente entre el output gap estimado con nuestro modelo de componentes no observables y la inflación debida a medidas alternativas de precios: el deflactor del PIB y los precios de consumo (también se obtienen resultados muy similares cuando se utiliza el deflactor del consumo privado). Como puede observarse, la correlación entre ambas medidas está sujeta a una mayor variabilidad que la que se obtiene en los Gráficos 3 y 4, en el caso de las tasas de desempleo y de inversión, mostrando claramente que los movimientos de los precios han estado en muchas ocasiones causados por determinantes distintos a la posición cíclica de la economía, sobre todo en el caso del IPC.
2. Los comovimientos de la inflación con el output gap parecen ser función del nivel de inflación existente, indicando la presencia de una no linealidad entre ambas variables. Este es un resultado bastante intuitivo puesto que nos dice que la inflación es más sensible a las oscilaciones del output gap cuando el nivel de inflación promedio es elevado, como en la segunda mitad de los años setenta, que cuando es bajo, tal y como ha ocurrido en los últimos años, confirmando la percepción generalizada de que el

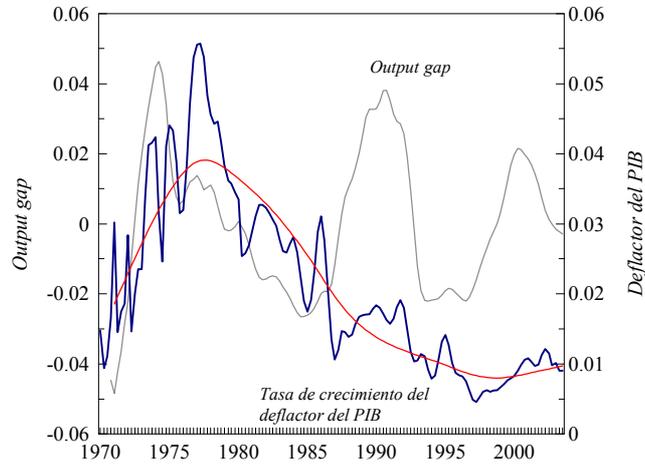


Gráfico 6: *Output gap y tasa de crecimiento del deflactor del PIB.*

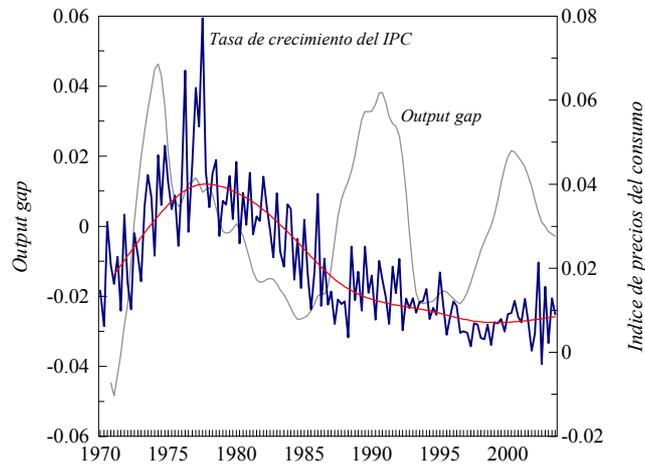


Gráfico 7: *Output gap y tasa de crecimiento del IPC.*

nivel y la volatilidad de la inflación se encuentran positivamente correlacionadas.

Con la finalidad de ilustrar estos resultados se ha estimado la siguiente ecuación

$$\pi_t = (1 - \sum \mu_{\pi i}) \bar{\pi}_t + \mu_{\pi}(L) \pi_{t-1} + \mu_y \bar{\pi}_t y_t^c + v_{\pi t}, \quad (25)$$

en donde $v_{\pi t}$ se asume que se distribuye como i.i.d. $N(0, \sigma_{\pi v}^2)$, $\mu_{\pi}(L) = \sum_{i \geq 1} \mu_{\pi i} L^i$ es un polinomio en el operador de retardos y $\bar{\pi}_t$ es la tasa de inflación tendencial o subyacente consistente con $y_t^c = 0$,⁷ que se modeliza como

$$\bar{\pi}_t = \gamma_{\pi t} + \bar{\pi}_{t-1}, \quad (26)$$

$$\gamma_{\pi t} = \gamma_{\pi t-1} + \omega_{\bar{\pi} t}, \quad (27)$$

distribuyéndose $\omega_{\bar{\pi} t}$ como i.i.d. $N(0, \sigma_{\omega_{\bar{\pi}}}^2)$. Puesto que el modelo supone que el output se encuentra multiplicado por $\bar{\pi}_t$ se ha seguido un proceso iterativo hasta asegurar la convergencia de $\bar{\pi}_t$.⁸

En el Cuadro 4 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (25) cuando π_t se aproxima mediante la tasa de crecimiento intertrimestral del deflactor del PIB ($\Delta \ln P_{pib}$) y la del IPC ($\Delta \ln P_{ipc}$). En ambos casos el componente cíclico del PIB estimado con nuestro modelo de componentes no observables resulta ser una variable significativa (en el caso del IPC marginalmente), si bien los efectos corrientes del output gap sobre la inflación son relativamente reducidos en línea con otros resultados previos en la literatura. Teniendo en cuenta que en el tercer trimestre de 2003 la estimación de la inflación subyacente del deflactor del PIB se situó en el 3.8 por ciento en tasa trimestral anualizada y en el 3.4 para el caso del IPC, la respuesta de la inflación corriente al componente cíclico del PIB sería 0.031 y 0.053 respectivamente. En los Gráficos 6 y 7 se han representado las estimaciones de la inflación subyacente para ambas medidas de precios, confirmando el prolongado proceso de desinflación que va desde finales de los setenta hasta 1999 con la incorporación de España en la UEM.

Para completar este análisis, se ha procedido a ampliar el modelo descrito por las ecuaciones (17) a (22) con las expresiones (25) a (27), estimado conjuntamente todos los componentes no observables. Los resultados, que no se presentan aquí por brevedad

⁷ Para más detalles de esta especificación, el lector interesado puede consultar el trabajo de Doménech y Gómez (2003) y la bibliografía allí utilizada.

⁸ La hipótesis de linealidad en el output gap es ampliamente rechazada frente a la alternativa implicada por la ecuación (25).

Cuadro 4
Estimaciones de la ecuaciones (25)-(27)

Variables dependientes			
$\Delta \ln P_{pib}$		$\Delta \ln P_{ipc}$	
	(1)		(2)
μ_1	0.819 (11.9)	μ_1	-0.077 (0.83)
μ_2	-0.101 (1.48)	μ_2	0.095 (1.03)
μ_3	-0.182 (2.79)	μ_3	0.123 (1.36)
μ_4	0.117 (1.87)	μ_4	0.185 (2.07)
μ_y	2.853 (3.60)	μ_y	5.452 (1.84)
$\sigma_{v\pi}$	0.0033 (15.7)	$\sigma_{v\pi}$	0.0078 (15.7)
$\sigma_{\omega\bar{\pi}}$	0.0001 (2.98)	$\sigma_{\omega\bar{\pi}}$	0.0002 (3.00)

expositiva, confirman que el contenido informativo de la inflación para identificar el output gap es reducido puesto que las estimaciones de y^c son muy similares tras incluir las ecuaciones (25) a (27) y se produce un aumento en el tamaño de las revisiones de acuerdo con los estadísticos que se presentan en el Cuadro 3. Por lo tanto, estos resultados indican que es preferible identificar y^c con la información que proporcionan las tasas de desempleo y de inversión que con la tasa de inflación. No obstante, en la medida que el output gap resulta ser una variable significativa para explicar la inflación intertrimestral y también las oscilaciones cíclicas del desempleo, la tasa de desempleo estructural estimada en la sección anterior tiene también la misma interpretación que la NAIRU en términos de la política monetaria: cuando la tasa de desempleo se encuentra por debajo de la tasa de desempleo estructural (es decir, cuando el output gap es positivo) aumentan las tensiones inflacionistas, provocando que la inflación se sitúe por encima de su nivel tendencial o subyacente.

5. Conclusiones

En este trabajo se ha propuesto un nuevo método de descomposición del PIB y de las tasas de desempleo y de inversión en sus componentes estructurales y cíclicos utilizando un modelo de componentes no observables, que capta adecuadamente una serie de regularidades cíclicas para la economía española. Si bien la caracterización del ciclo económico no es muy distinta respecto a la que ofrecen el filtro de Hodrick y Prescott (1997) y Baxter y King (1999), la principal ventaja de nuestro método es que las estimaciones están sujetas a menores revisiones que estas dos alternativas, lo que constituye uno de sus méritos a la hora de evaluar la situación cíclica de la economía española en tiempo real. Dado que nuestro método está basado en un modelo es posible obtener intervalos de confianza para las estimaciones de los componentes no observables y también hacer predicciones e inferencia en general.

Las estimaciones efectuadas muestran que las desaceleaciones económicas que ha sufrido la economía española se corresponden bien con los periodos de un aumento pronunciado del desempleo cíclico y una disminución de la tasa de inversión como ocurrió, por ejemplo, en la primera mitad de los ochenta o de los noventa. Adicionalmente, los resultados indican que a partir de la recesión de principios de los años noventa el desempleo disminuye de forma continuada desde el 15.6 por ciento hasta el 11 por ciento a finales de 2003.

Por último, este trabajo también muestra que, debido a sus características dinámicas, el contenido informativo de la inflación para caracterizar el ciclo económico es menor que el que proporcionan las tasas de desempleo y de inversión, de manera que el output gap obtenido al incluir la curva de Phillips en el modelo inicial resulta similar al estimado cuando se omite la inflación en el modelo.

6. Bibliografía

- Andrés, J., R. Doménech y D. Taguas (1996): "Desempleo y Ciclo Económico en España". *Moneda y Crédito*, 201, 157-189.
- Baxter, M. y R. G. King (1999): "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series". *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575--593.
- Bentolila, S. y J. F. Jimeno (2003): "Spanish Unemployment: The End of the Wild Ride?". Documento de Trabajo 2003-10. FEDEA.
- Borondo, C., Y. González y B. Rodríguez (1999): "Convergencia Cíclica dentro de la Unión Europea: El Caso de España". *Moneda y Crédito*, 208, 171-212.
- Burnside, C. (1998): "Detrending and Business Cycle Facts: A Comment". *Journal of Monetary Economics*, 41, 513-532.
- Camba-Méndez, G. y D. R. Palenzuela (2003): "Assessment Criteria for Output Gap Estimates". *Economic Modelling*, 20, 529-62.

- Canova, F. (1998): "Detrending and Business Cycle Facts". *Journal of Monetary Economics*, 41, 475-512.
- Corrales, F., R. Doménech y J. Varela (2002): "El Saldo Presupuestario Cíclico y Estructural de la Economía Española". *Hacienda Pública Española*, 162(3), 9-33.
- De Jong, P., (1991): "The Diffuse Kalman Filter". *Annals of Statistics*, 19, 1073-1083.
- De Jong, P. y Chu-Chun-Lin, S., (1994): "Fast Likelihood Evaluation and Prediction for Nonstationary State Space Models". *Biometrika*, 81, 133-142.
- De Jong, P. y Chu-Chun-Lin, S. (2001): "Smoothing With an Unknown Initial Condition". Mimeo.
- Dolado, J.J., M. Sebastián y J. Vallés (1993): "Cyclical Patterns of the Spanish Economy". *Investigaciones Económicas*, Vol. XVII, Septiembre, 445-73.
- Doménech, R. y V. Gómez (2003): "Estimating Potential Output, Core Inflation and the NAIRU as Latent Variables". DT 2003-02. Ministerio de Hacienda.
- Estrada, A., I. Hernando y D. López-Salido (2002): "Measuring the NAIRU in the Spanish Economy". *Moneda y Crédito*, 215, 60-107.
- Gardeazábal, J. y M. C. Iglesias (2001): "¿Causan los Ciclos del G7 al Ciclo Español?". *Revista de Economía Aplicada*, 25.
- Gerlach, S. y F. Smets (1999): "Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area". *European Economic Review*, 43, 801-812.
- Gómez, V. (1999): "Three Equivalent Methods for Filtering Finite Nonstationary Time Series". *Journal of Business and Economic Statistics*, 17, 109-116.
- Gómez, V. (2001): "The Use of Butterworth Filters for Trend and Cycle Estimation in Economic Time Series". *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 365-373.
- Gordon, R. J. (1997): "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy". *Journal of Economics Perspectives*, 11(1), 11-32.
- Harvey, A. C. y T. M. Trimbur (2003): "General Model-Based Filters for Extracting Cycles and Trends in Economic Time Series". *The Review of Economics and Statistics*, 82(2).
- Hodrick, R. y E. C. Prescott (1997): "Post-war US Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16.
- Kaiser, R. y A. Maravall (1999): "Estimation of the Business Cycle: A Modified Hodrick-Prescott Filter". *Spanish Economic Review*, 1(2), 175-206.
- Kuttner, K. N. (1994): "Estimating Potential Output as a Latent Variable". *Journal of Business and Economic Statistics* 12, 361-8.
- Laubach, T. (2001): "Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies". *Review of Economics and Statistics*, 83(2), 218-231.
- Maravall, A. y A. del Río (2001): "Time Aggregation and The Hodrick-Prescott Filter". Documento de Trabajo No. 0108. Banco de España.
- Marcet, A. y M. O. Ravn (2004): "The HP Filter in Cross-Country Comparisons". CEPR Discussion Paper No. 4244.
- Mc Morrow, K. y W. Roeger (2001): "Potential Output: Measurement Methods, New Economy Influences and Scenarios for 2001-2010. A Comparison of the EU15 and the US". Economic

- Papers no. 150. Directorate-General for Economic and Financial Affairs. European Commission.
- Orphanides, A. y S. van Norden (2003): "The Unreliability of Output-gap Estimates". *The Review of Economics and Statistics*, 84(4), 569-83.
- Rünstler, G. (2002): "The Information Content of Real-Time Output Gap Estimates: An Application to the Euro Area". ECB Working Paper no. 182.
- Staigner, D., J. H. Stock y M. W. Watson (2001): "Prices, Wages and the US NAIRU in the 1990s". NBER Working Paper 8320.
- Stock, J. H., y M. W. Watson (1998): "Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model". *Journal of the American Statistical Association*, 93, 349-58.