



Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública, 162-(3/2002): 9-33
© 2002, Instituto de Estudios Fiscales

Los saldos presupuestarios cíclico y estructural de la economía española *

FRANCISCO CORRALES

JUAN VARELA

Ministerio de Hacienda

RAFAEL DOMÉNECH

Universidad de Valencia

Recibido: mayo, 2002.

Aceptado: octubre, 2002.

Resumen

En este trabajo se propone un método sencillo de descomposición del saldo presupuestario en su componente cíclico y estructural que trata de ser fácilmente reproducible y poco exigente con el volumen de información necesario para realizar esta descomposición. La regla propuesta se caracteriza porque la respuesta del saldo presupuestario al ciclo económico depende del tamaño del sector público. Los resultados de la descomposición efectuada permiten concluir que la mayor parte de las variaciones en el saldo presupuestario en términos del PIB han sido ocasionadas por cambios discrecionales de la política fiscal, que no han venido guiadas por un objetivo de estabilización, y que el Pacto de Estabilidad y Crecimiento no limita la actuación de los estabilizadores automáticos en una situación de equilibrio presupuestario a largo plazo.

Palabras clave: saldo presupuestario, componente cíclico y estructural, estabilizadores automáticos, *output gap*.

Clasificación JEL: E32, E60.

1. Introducción

Los distintos componentes del presupuesto del sector público se encuentran determinados por decisiones discrecionales de política económica y por la situación cíclica de la economía en su conjunto. Estos dos tipos de factores explican los movimientos del saldo presupuestario. Cuando la economía atraviesa una expansión económica los ingresos fiscales aumentan como resultado de que la mayor parte de los impuestos son proporcionales y algu-

* Las opiniones que aparecen en este trabajo son las de los autores y no necesariamente las del Ministerio de Hacienda. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos, S. Bentolila, A. Díaz, J. M. González Páramo, A. Sanmartín y M. J. Sanz, así como las de los asistentes a los seminarios en el Instituto de Estudios Fiscales y en la Dirección General de Presupuestos del Ministerio de Hacienda. R. Doménech agradece la ayuda de la CICYT SEC99-820 y SEC 2002-266.

nos de ellos progresivos, mientras que determinados componentes del gasto público como, por ejemplo, las prestaciones por desempleo disminuyen como consecuencia de una menor tasa de paro. Esta respuesta de los componentes del presupuesto, que a su vez amortigua las oscilaciones cíclicas de la economía, ha dado lugar a que sean conocidos como «estabilizadores automáticos». Sin embargo, puesto que los cambios más importantes en los ingresos y en el gasto público que se han producido en la economía española durante los últimos cuarenta años han tenido fundamentalmente un carácter tendencial y, por lo tanto, no pueden explicarse por la respuesta al ciclo económico, han sido las decisiones de carácter discrecional las más relevantes para explicar la evolución de estas dos variables ¹. Ésta es una de las primeras conclusiones que se desprende de la figura 1 en el que, a simple vista, resulta difícil distinguir las oscilaciones de carácter cíclico en las series de ingresos y gasto público, expresadas ambas variables en porcentajes del PIB ². Otro resultado que puede extraerse de este gráfico es que la diferencia entre ambas variables, es decir, la capacidad o necesidad de financiación del sector público, que ha sido negativa desde 1975, ha venido principalmente determinada por decisiones de carácter discrecional. Una conclusión similar se obtiene al observar la figura 2, en el que se ha representado la relación existente entre el PIB y la participación de los ingresos y del gasto público.

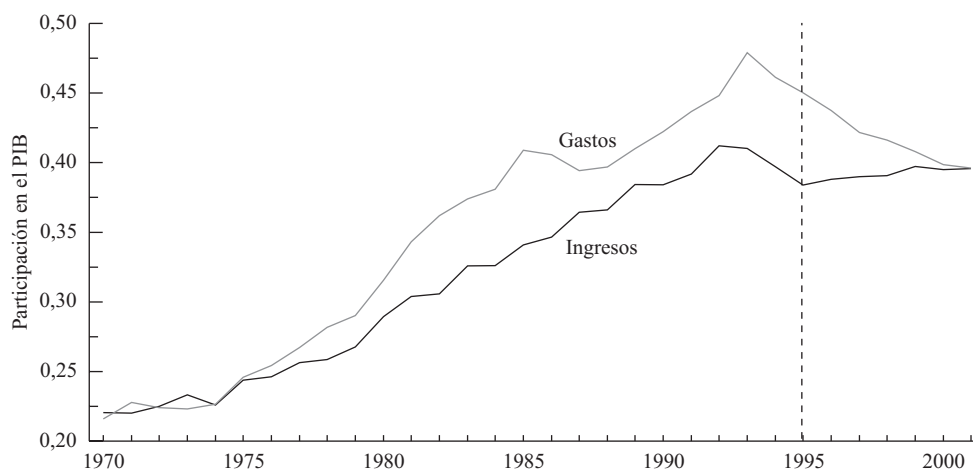


Figura 1. Evolución del gasto y de los ingresos públicos en España, 1964-2001. Variables normalizadas por el PIB. A partir de 1995 se utiliza el SEC-95

La parte del saldo presupuestario que se observaría cuando la economía estuviese sobre su senda de crecimiento tendencial se califica como estructural, mientras que su componente cíclico se encuentra asociado a las oscilaciones transitorias del nivel de actividad. La distinción entre ambos componentes es muy relevante por distintas razones. Primero, la incorporación de España a la UEM ha supuesto la adopción del Pacto de Estabilidad y Crecimiento, que recomienda el presupuesto equilibrado y limita el déficit presupuestario en circunstancias normales al 3 por 100 del PIB. Segundo, sólo una parte del déficit observado (el compo-

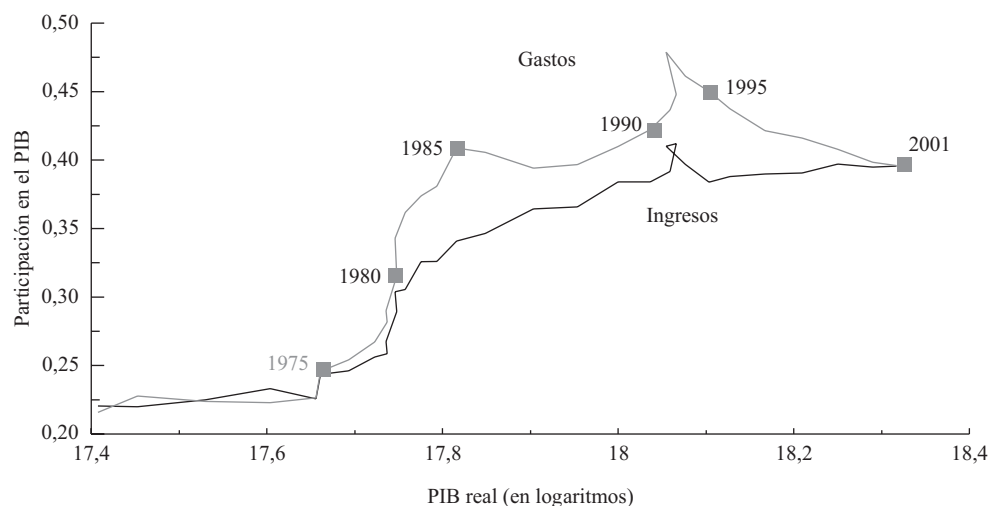


Figura 2. Relación entre el PIB real y las participaciones del gasto y de los ingresos públicos en España, 1964-2001

nente estructural) supone una carga sobre las generaciones futuras, que debe ser evaluada no sólo en términos redistributivos sino también en función de criterios de eficiencia económica. Tercero, es en todo caso el saldo presupuestario estructural el que debe utilizarse para valorar los méritos de la gestión económica de un gobierno en materia fiscal. Todo ello explica el interés de organismos internacionales como la OCDE, el BCE o la Comisión Europea por proporcionar estimaciones de la respuesta de las variables fiscales a perturbaciones transitorias y permanentes para sus distintos países miembros ³.

El principal problema es que el saldo presupuestario cíclico y el estructural no son directamente observables por lo que tienen que ser estimados utilizando algún criterio de descomposición. En otras palabras, el saldo presupuestario expresado en porcentaje respecto al PIB (sp) puede escribirse como la suma de un componente que depende de la posición cíclica de la economía (es decir, del *output gap*, y^c) y del saldo presupuestario estructural (\overline{sp}):

$$sp_t = \beta_t y_t^c + \overline{sp}_t \quad [1]$$

en donde β es un parámetro que puede cambiar en el tiempo ⁴. El objetivo de este trabajo es obtener los componentes estructural y cíclico del saldo presupuestario de la economía española utilizando un método que reúna las tres características siguientes. Primero, debe ser un método sencillo y fácilmente reproducible de manera que, utilizando una estimación de β_t y del *output gap*, resulte inmediato realizar la descomposición que aparece en la ecuación [1]. Segundo, su aplicación debe estar lo más libre posible de juicios de valor, es decir, la regla debe ser suficientemente transparente para evitar que los resultados puedan estar sujetos a controversias debidas a la elección de los valores de β_t o del *output gap*. Tercero, el saldo presupuestario estructural debe reflejar fielmente las decisiones discrecionales de la autori-

dad fiscal, mientras que el componente cíclico debe coincidir con la respuesta de los estabilizadores automáticos. Por último, en el terreno empírico, la estimación de β_t debe proporcionar una relación robusta entre el componente cíclico del saldo presupuestario y el *output gap*. A nuestro juicio, estos elementos justifican algunas de las simplificaciones que incorporan las reglas que se estiman a continuación, frente a otras propuestas aparentemente más rigurosas pero de una aplicabilidad empírica más discutible.

La estructura de este trabajo es la siguiente. Como la estimación del saldo presupuestario cíclico y estructural depende de cuál es la descomposición del PIB en su ciclo y su tendencia, en la segunda sección se analizan y comparan brevemente algunos de los métodos empleados para obtener el *output gap*. La tercera sección muestra, utilizando diversos métodos, los resultados de la estimación de los componentes cíclicos de los distintos agregados del presupuesto y analiza sus principales propiedades, comparando los resultados con las estimaciones que ofrece la OCDE y la Comisión Europea. Si bien una característica común a todos estos métodos es la importante reducción realizada del déficit estructural a partir de 1995, en algunos períodos han existido algunas diferencias importantes, sobre todo respecto a las estimaciones de la OCDE, que proporcionan un comportamiento más atípico de la política fiscal. La última sección presenta las conclusiones más importantes de este trabajo.

2. La medición del componente cíclico del *output*

Para realizar la descomposición del déficit público en su componente estructural y cíclico es necesario disponer, en primer lugar, de una estimación de estos dos componentes del PIB. Este problema ha sido ampliamente tratado por la abundante literatura que ha abordado la medición del ciclo económico. Básicamente podemos distinguir entre dos métodos de estimación del componente cíclico del PIB: los procedimientos univariantes y los métodos multivariantes que utilizan la información que contienen otras variables económicas. Desde el punto de vista empírico, los métodos más representativos en cada caso son el filtro de Hodrick y Prescott (1997) y la descomposición mediante estimaciones de la función de producción agregada, que brevemente se describen a continuación ⁵.

2.1. El filtro de HP

Entre los procedimientos mecánicos de descomposición del PIB en su componente tendencial y cíclico el más popular es, sin lugar a dudas, el filtro de Hodrick y Prescott (1997), para el cual existe una amplia evidencia en el caso de la economía española ⁶. Éste es el procedimiento que utiliza el BCE para calcular el *output gap* y que la Comisión Europea simultanea actualmente con el que se obtiene utilizando la función de producción. El filtro de Hodrick- Prescott es una media móvil simétrica que permite obtener un componente tendencial (\bar{y}_{hp}) y otro cíclico (y_{hp}^c), tal que

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

en donde y es el logaritmo del PIB. El componente tendencial \bar{y}_{hp} es aquel que resulta de minimizar la siguiente expresión:

$$\min \sum_{t=3}^T (y_t - \bar{y}_{hp,t})^2 + \lambda \sum_{t=3}^T \Delta^2 \bar{y}_{hp,t} \quad [3]$$

en donde λ determina el grado de suavidad del filtro y, por lo tanto, la longitud del ciclo económico promedio ⁷. Cuando λ es igual a cero, el problema consiste en minimizar el primer sumatorio de [3], es decir, se persigue que la varianza del componente cíclico sea mínima, lo que ocurre cuando la tendencia coincide con la serie original y , por lo tanto, el *output gap* es cero. En el otro extremo, cuando λ se aproxima a infinito \bar{y}_{hp} pasa a ser una tendencia lineal ya que la minimización de [3] es equivalente a la minimización de $\Delta^2 \bar{y}_{hp}$, por lo que el ciclo económico resultante presenta la máxima amplitud. Para una periodicidad anual de los datos, el valor de $\lambda = 10$ propuesto por Baxter y King (1999) proporciona un ciclo similar en volatilidad al que se obtiene con datos trimestrales utilizando como es habitual $\lambda = 1.600$. La OCDE suele utilizar un valor ligeramente superior ($\lambda = 25$), muy parecido al del BCE ($\lambda = 30$), mientras que la Comisión Europea ha estado utilizando un valor de λ igual a 100, lo que amplifica el ciclo económico considerablemente.

Este método de descomposición presenta importantes ventajas, entre las que pueden destacarse las siguientes:

- Se trata de un método sencillo y ampliamente difundido.
- Su transparencia minimiza la manipulabilidad de la descomposición.
- La ausencia en España de estadísticas oficiales sobre el *output gap* se ve parcialmente compensada por la facilidad con la que pueden disponerse de estimaciones utilizando este método.
- Los resultados son prácticamente idénticos a los que se obtienen con otros filtros como, por ejemplo, el propuesto por Baxter y King (1999).

No obstante, el filtro de HP también presenta algunas limitaciones. En primer lugar, se trata de un procedimiento *ad-hoc* con los consiguientes problemas asociados a la presencia de observaciones atípicas en los datos analizados. Segundo, al tratarse de un método univariante, no utiliza ningún tipo de información contenida en otras variables macroeconómicas, que pueden resultar relevantes para distinguir entre perturbaciones transitorias o permanentes. Por último, la descomposición puede ser sensible a la información disponible en los extremos del período muestral analizado, ya que para poder estimar el componente cíclico en el presente es necesario disponer de predicciones sobre el PIB al menos para los dos próximos años. Como estas predicciones son a su vez estimaciones sobre el comportamiento futuro del PIB, el componente cíclico será sensible a la tasa de crecimiento tendencial con la que se ha formulado el escenario macroeconómico.

En la figura 3 se compara la evolución del componente cíclico estimado con el filtro HP y la tasa de crecimiento del PIB, obteniéndose dos conclusiones ⁸. Primera, desde mediados de los años setenta la tasa de crecimiento del PIB, que en promedio ha sido de un 2 por 100, presenta en general una correlación adelantada con el componente cíclico. Segunda, a dife-

rencia de la expansión de la segunda mitad de los ochenta, la persistencia de tasas de crecimiento elevadas y relativamente parecidas en los últimos años permite catalogar la expansión económica reciente en buena medida como un aumento del componente tendencial del PIB, lo que explica que el *output gap* entre 1999 y 2001 sea relativamente mucho más reducido que el observado a finales de los años ochenta.

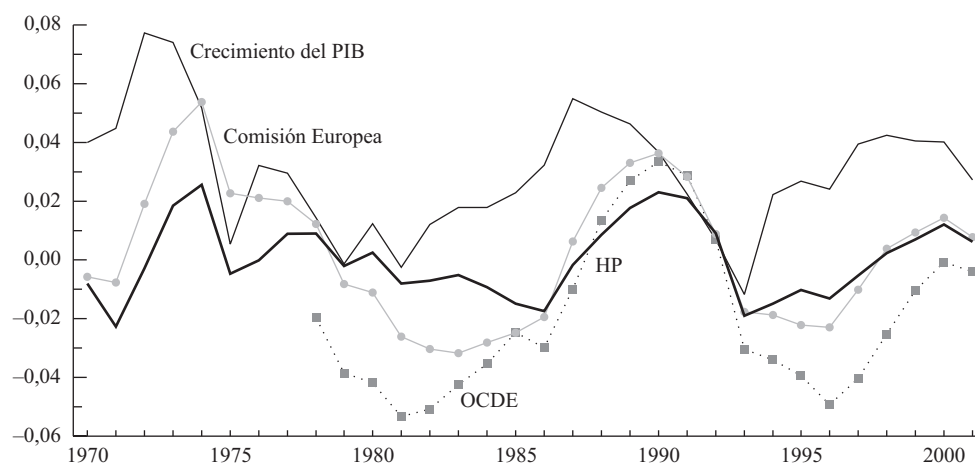


Figura 3. *Output gap* estimado en el filtro de HP ($\lambda = 10$), por la OCDE y por la Comisión Europea, y tasa de crecimiento del PIB en España, 1964-2001

2.2. Descomposición mediante la estimación de funciones de producción

La estimación de funciones de producción presenta el atractivo de que se trata de un procedimiento que intenta incorporar los factores explicativos de la evolución del nivel de actividad para obtener una estimación del *output gap*. Éste es precisamente el enfoque utilizado por la OCDE en las estimaciones que se proporcionan en su publicación «Economic Outlook», tal y como explican pormenorizadamente *Giorno et al.* (1995), y también ha sido adoptado recientemente por la Comisión Europea (2002).

A modo de resumen, la estimación del *output gap* que proporciona la OCDE se realiza como sigue. Primero, se estima la productividad total de los factores a partir de una función de producción Cobb-Douglas para el sector productivo privado, que se descompone en un componente tendencial y otro cíclico mediante el filtro HP. Segundo, se estima la tasa de desempleo no aceleradora de los salarios (*NAWRU*), suavizada mediante el filtro de HP, a partir de una ecuación de salarios. Tercero, se calcula el empleo potencial como la diferencia entre el componente tendencial de la fuerza de trabajo, corregida por la *NAWRU* y el empleo del sector público. Cuarto, la utilización de los componentes tendenciales de la demanda de trabajo y de la productividad total de los factores en la función de producción proporciona una estimación del componente tendencial de la pro-

ducción del sector privado. Por último, al sumar este componente tendencial al PIB del sector público se obtiene el componente tendencial del PIB. El método utilizado por la Comisión Europea es muy similar y la principal diferencia reside en que la tasa estructural de desempleo se deriva de la estimación de una curva de Phillips mediante el filtro de Kalman.

La aplicación de este procedimiento no está exenta de problemas, entre los que cabe destacar los siguientes:

1. A pesar de presentarse como un método alternativo, el proceso de estimación utiliza en diversas etapas el filtro de HP para obtener el componente tendencial de la productividad total de los factores y de la oferta de trabajo, y también para suavizar la *NAWRU* en el caso de la OCDE.
2. La estimación de la *NAWRU* depende básicamente de la aceleración de los salarios nominales, que en el pasado han podido variar notablemente en función de las expectativas, lo que explica que la evolución del desempleo cíclico que se obtiene con la estimación de la tasa de desempleo estructural no resulte compatible con la evolución de otros indicadores cíclicos a finales de los setenta y primeros años ochenta.
3. Como este método requiere información variada sobre la evolución de los principales agregados económicos, la estimación es más sensible a la utilización de distintas estadísticas de base, lo que da lugar a que las estimaciones de la OCDE y de la Comisión Europea puedan diferir de las obtenidas utilizando series de la CNE.

2.3. Comparación de las estimaciones

Los dos métodos de descomposición que se acaban de describir proporcionan unas estimaciones del *output gap* que presentan una correlación relativamente elevada, pero muestran notables diferencias durante algunos períodos, tal y como se puede apreciar en la figura 3. Por ello es necesario disponer de criterios adicionales que sirvan para elegir una alternativa frente a otra, así como para justificar la elección del parámetro λ utilizado en el filtro HP. Entre las distintas alternativas, la descomposición del saldo presupuestario que se realiza en las secciones siguientes se ha realizado utilizando la estimación del *output gap* que proporciona el filtro HP con un valor $\lambda = 10$. Las razones que justifican esta elección son las siguientes.

En primer lugar, el *output gap* que se obtiene con el filtro de HP y $\lambda = 10$ muestra una mayor correlación con otros indicadores que aproximan la posición cíclica de la economía española, tal y como puede apreciarse en cuadro 1, del cual pueden extraerse las siguientes conclusiones:

1. Las correlaciones con otros indicadores cíclicos como la tasa de inversión (columna [1]), la utilización de la capacidad productiva (columna [2]) o la confianza de los consumidores (columna [3]) son mayores para el *output gap* estimado mediante el filtro de HP, particularmente cuando $\lambda = 10$, siendo en todos los casos estadísticamente significativas. Puesto que estos indicadores no caracterizan completamente los ciclos económi-

cos, dado que se refieren a sectores o agentes específicos, es importante que la medida de *output gap* elegida guarde una elevada coherencia con la mayoría de ellos.

- La correlación entre el *output gap* y la tasa de desempleo (columna [4]) es también mayor cuando se utiliza el filtro de HP con $\lambda = 10$. El período muestral en el que se ha calculado esta correlación abarca de 1981 a 2001, puesto que en el conjunto de estos años la tasa de desempleo no exhibe ninguna tendencia temporal (su coeficiente es $-0,003$ y su *t*-ratio es igual a $-0,02$).

Cuadro 1
Correlaciones entre las estimaciones del *output gap* y otros indicadores del ciclo

	[1] <i>FBK/PIB</i>	[2] <i>CU</i>	[3] <i>Conf</i>	[4] <i>u</i>	[5] <i>sp</i>	[6] $\lambda = 1600$
$y_{hp}^c (\lambda = 10)$	0,907	0,549	0,478	-0,664	0,689	0,985
$y_{hp}^c (\lambda = 30)$	0,900	0,477	0,383	-0,594	0,655	0,939
$y_{hp}^c (\lambda = 100)$	0,866	0,404	0,281	-0,497	0,596	0,879
y_{OCDE}^c	0,698	0,325	0,229	-0,401	0,417	0,780
y_{CE}^c	0,814	0,499	0,318	-0,441	0,608	0,843

Nota: *FBK/PIB* es la tasa de inversión de 1978 a 2001, *CU* la utilización de la capacidad productiva de 1978 a 2001, *Conf* es la confianza de los consumidores, retardada un período, de 1978 a 2001, *u* es la tasa de desempleo de 1981 a 2001, y *sp* el saldo presupuestario sobre el PIB de 1980 a 1997.

- Al igual que en el caso de la tasa de desempleo, en el período más amplio en el que el saldo presupuestario respecto al PIB no exhibe ninguna tendencia temporal clara, la correlación entre esta variable (columna [5]) con el *output gap* estimado con el filtro de HP con $\lambda = 100$ es también mucho mayor que con la estimación que proporciona la OCDE o la Comisión Europea⁹.
- Al comparar los resultados que se obtienen con el filtro de HP en función de λ se observa que las correlaciones son mayores cuando $\lambda = 10$ en lugar de $\lambda = 100$, que ha sido el valor utilizado por la Comisión Europea en sus estimaciones del *output gap* hasta que han sido sustituidas por las que proporciona el método de la función de producción, que es el que utiliza en la actualidad. En el caso de $\lambda = 30$, que es el valor utilizado por el BCE, las correlaciones son mayores con $\lambda = 10$.

En segundo lugar, como ya se ha mencionado anteriormente, la elección de $\lambda = 10$ proporciona un *output gap* que presenta una mayor correlación con el estimado con datos trimestrales y $\lambda = 1.600$, que la que se obtiene con otros valores como $\lambda = 30$ o $\lambda = 100$. Tras aplicar el filtro de HP con $\lambda = 1.600$ a los datos trimestrales del PIB se ha obtenido una estimación del componente cíclico trimestral que, posteriormente, se ha anualizado. La correlación entre esta estimación del componente cíclico con las distintas alternativas obtenidas directamente a partir de datos anuales (columna [6]) permite concluir de nuevo que la mayor sincronía se alcanza con el filtro de HP cuando $\lambda = 10$. Maravall y del Río (2001) han analizado las propiedades del filtro de Hodrick-Prescott referentes a la agregación temporal. Los

resultados muestran que es posible encontrar valores de λ para datos anuales, trimestrales y mensuales que se comportan bastante bien al agregar las observaciones. En particular, $\lambda = 7$ con datos anuales es aproximadamente compatible con $\lambda = 1.600$ cuando se aplica a datos trimestrales. La correlación entre los componentes cíclicos del PIB obtenidos con $\lambda = 7$ y $\lambda = 10$ es igual a 0,994. Por el contrario, con datos trimestrales los valores de λ compatibles a $\lambda = 30$ (BCE) y $\lambda = 100$ (Comisión Europea) son respectivamente 7.460 y 25.199, muy superiores a $\lambda = 1.600$, que es el valor habitualmente utilizado.

Por último, junto a la sencillez, transparencia y menores requerimientos de información adicional que implica el filtro HP, cuando $\lambda = 10$ es necesario un menor número de predicciones para obtener una estimación adecuada del *output gap* al final de período muestral analizado.

3. La medición del componente cíclico del déficit público

El segundo y definitivo paso consiste en obtener la respuesta del saldo presupuestario a la situación cíclica de la economía, es decir, disponer de una estimación del parámetro de β_t en la regla definida en la ecuación [1]. El primer procedimiento con el que se calcula β_t permite que este parámetro refleje toda la respuesta del saldo presupuestario (automática o discrecional) al *output gap*, por lo que \overline{sp} es el saldo presupuestario estructural cuando la economía se encuentra sobre su senda de crecimiento tendencial. Posteriormente se utiliza un procedimiento alternativo de manera que β_t refleja exclusivamente la respuesta debida a los estabilizadores automáticos y, por lo tanto, el componente tendencial del saldo presupuestario, que en este caso denominamos sp^* , viene determinado por las políticas discrecionales. Como se analiza a continuación ambos métodos proporcionan unas descomposiciones del saldo presupuestario cíclico de la economía española prácticamente idénticas, lo que permite concluir que las decisiones discrecionales de política fiscal durante el período analizado no han venido guiadas de forma sistemática por objetivos de estabilización.

3.1. Estimación directa de la relación entre *output gap* y déficit cíclico

En la figura 4 se ha representado la relación existente entre el saldo presupuestario y el *output gap* (a partir de ahora y^c se refiere a la estimación que proporciona el filtro de Hodrick-Prescott con $\lambda = 10$). Durante algunos períodos se observa una clara relación positiva entre ambas variables, lo que puede interpretarse como una manifestación de la relativa constancia del déficit estructural en esos períodos, mientras que los desplazamientos horizontales de esta relación positiva son consecuencia principalmente de los cambios en el déficit estructural. Esta correlación positiva que se observa en algunos períodos puede haber sido resultado de los estabilizadores automáticos y, simultáneamente, de una política fiscal discrecional también sensible al ciclo económico. Como se verá en el apartado siguiente la evidencia indica que este último factor ha sido muy poco importante. La figura 4 también muestra que durante la segunda mitad de los setenta y principios de los ochenta el déficit aumentó considerablemente, para cualquier nivel de *output gap*. Por el contrario, desde mediados de los noventa se observa un movimiento en la dirección contraria, de manera que el déficit y el *output gap* de 2001 presentan unos niveles similares a 1976.

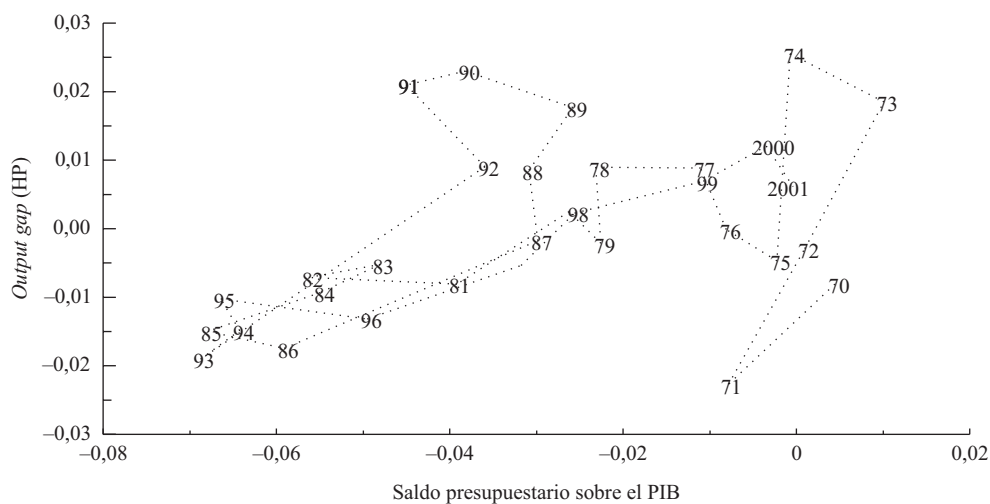


Figura 4. Relación entre el *output gap* estimado con el filtro de Hodrick-Prescott ($\lambda = 10$) y el saldo presupuestario en porcentaje del PIB

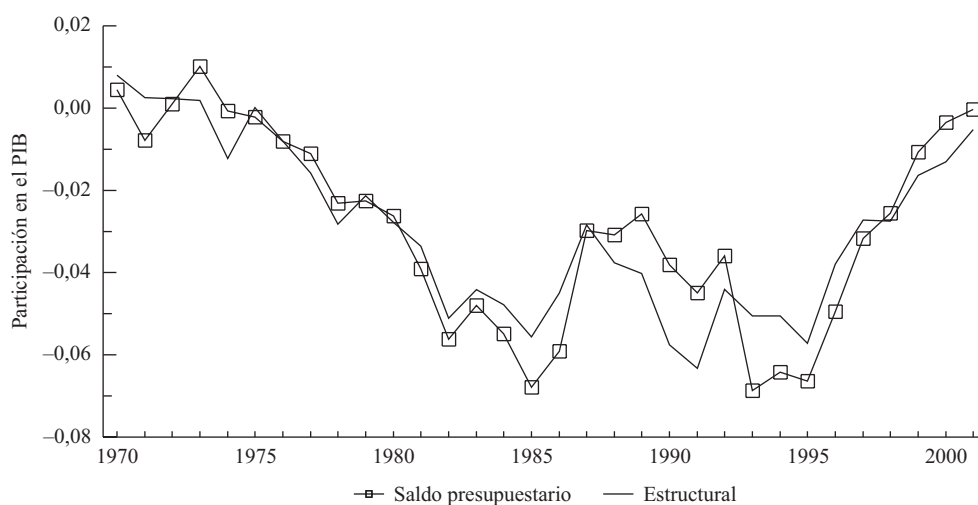


Figura 5. Componente estructural del saldo presupuestario sobre el PIB

Una segunda característica es que la sensibilidad del saldo presupuestario al ciclo económico ha sido mayor en los años ochenta y noventa que en los sesenta y setenta, conforme aumentaba el peso relativo del sector público en el PIB. Esta variación en la respuesta del saldo presupuestario a y^c , es decir en β_s , es el resultado de que con un gasto público (G) acíclico o ligeramente contracíclico y con unos ingresos públicos (T) proporcionales o ligeramente pro-

gresivos, las oscilaciones del saldo presupuestario son más intensas a medida que aumentan la participación de G y T en el PIB. La evidencia empírica para los países de la OCDE también indica que la sensibilidad del saldo presupuestario al ciclo económico es más elevada en aquellos países en los que el tamaño del sector público es mayor (van der Noord, 2000).

Así pues, parece razonable utilizar como especificación de partida para estimar la relación entre el saldo presupuestario y el *output gap* la siguiente ecuación

$$sp_t = \beta \left(\frac{G_t}{PIB_t} \right) y_t^c + d_t + v_t \tag{4}$$

en donde d_t controla por los desplazamientos en la relación entre estas dos variables, es decir, captan las variaciones del componente estructural del saldo presupuestario

$$d_t = \theta d_{t-1} + w_t \tag{5}$$

siendo v_t y w_t dos variables aleatorias.

Cuadro 2

	Variable dependiente:					
	<i>sp</i> [1]	<i>sp</i> [2]	Δsp [3]	Δsp [4]	<i>sp</i> [5]	<i>sp</i> [6]
β	1,977 (4,53)	1,981 (4,57)	0,524 (3,09)	1,740 (3,70)	1,950 (4,55)	2,140 (4,42)
θ	0,982 (28,7)	1,00*	-	-	1,00*	1,00*
γ		-	0,00*	1,00*	1,000 (2,76)	1,00*

En la columna [1] del cuadro 2 se presentan los resultados de la estimación por máxima verosimilitud para el período 1970-2001 mediante el filtro de Kalman de la ecuación de observación o medida [4], la ecuación de estado o transición [5] y de la variable de estado d_t . Como la ecuación [5] permite la no estacionariedad de d cuando $\theta = 1$, existen dos alternativas para estimar este modelo. La primera consiste en considerar que el valor de d inicial es desconocido por lo que suele utilizarse una distribución difusa. La segunda alternativa, que es la que se ha seguido en este trabajo, impone un valor *a priori* para el valor inicial de d . A este respecto la evidencia sugiere que el valor razonable de d en 1970, con el que iniciar el algoritmo de estimación, es igual a cero, utilizando como criterio tanto el saldo presupuestario promedio durante el período 1967-73 como la aproximación que proporciona el filtro de HP. Los resultados de la estimación indican que no puede rechazarse la hipótesis de paseo aleatorio en el componente no observable puesto que se acepta fácilmente que $\theta = 1$, por lo que en la columna [2] se impone esta restricción.

Como indica la ecuación [4] la respuesta del saldo presupuestario ha variado en el tiempo conforme la participación del gasto público en el PIB lo ha hecho. Así, el producto $\beta(G/PIB)$ era igual a 0,43 en 1970 y a 0,80 treinta años más tarde, con un valor promedio igual a 0,56, ligeramente superior al estimado por González-Páramo (2001a y 2001b). La ecuación [4] puede escribirse de una forma más general como

$$sp_t = \beta \left((1-\gamma) + \gamma \frac{G_t}{PIB_t} \right) y_t^c + d_t + v_t \quad [6]$$

en donde $0 \leq \gamma \leq 1,0$. Bajo la hipótesis de que $\theta = 1$, tomando diferencias en [6] obtenemos

$$\Delta sp_t = \beta \left((1-\gamma) + \gamma \frac{G_t}{PIB_t} \right) \Delta y_t^c + u_t \quad [7]$$

en donde $u_t = w_t + v_t - v_{t-1}$. La especificación estimada por González-Páramo (2001b) es un caso particular de la anterior ecuación cuando $\gamma = 0$. En la columna [3] se muestran el coeficiente β estimado mediante MCO cuando $\gamma = 0$, que es prácticamente idéntico al promedio de $\beta(G/PIB)$ que se obtenía en las columnas [1] y [2]. En la columna [4] se estima de nuevo β por MCO pero suponiendo que $\gamma = 1$. El valor de β aumenta en este caso considerablemente y, dado el error estándar con el que se estima este coeficiente, no puede rechazarse que su valor coincida con el estimado en las columnas [1] y [2]. Estos resultados se mantienen cuando se permite que el término de error que aparece en la ecuación [7] se encuentre autocorrelacionado o que siga un proceso MA[1].

Los resultados anteriores indican que el supuesto realizado sobre el valor de γ resulta crucial: cuando $\gamma = 1$ la respuesta del saldo presupuestario al *output gap* es variable en el tiempo conforme cambia G/PIB , mientras que cuando $\gamma = 0$ esta respuesta se supone constante en el período analizado y los resultados están en línea con otras estimaciones anteriores. En la columna [5] se ha estimado el valor de γ mediante el filtro de Kalman, considerando que la ecuación de medida viene dada por (6) en lugar de (4). Como se observa, los resultados indican claramente que la especificación más apropiada es aquella en la que $\gamma = 1$. Este resultado sugiere que, dada la variación en el tamaño del sector público que se ha mostrado en la figura 1, las estimaciones en las que β_t se estima constante durante todo el período sesgan al alza la respuesta del saldo presupuestario al *output gap* a principios de los años setenta y, por el contrario, sesgan a la baja esta respuesta a partir de la segunda mitad de los años ochenta.

Puede argumentarse que la respuesta del saldo presupuestario al *output gap* puede depender de la participación de los ingresos sobre el PIB en lugar de la del gasto público. Por esta razón, en la columna [6] se ha estimado una especificación alternativa, en la que el tamaño del sector público se aproxima por el total de ingresos en lugar del gasto

$$sp_t = \beta \left(\frac{T_t}{PIB_t} \right) y_t^c + d_t + v_t \quad [8]$$

y en la que de nuevo se impone $\theta = 1$ al estimar la ecuación [5], hipótesis que tampoco puede rechazarse en este caso. El componente cíclico del saldo presupuestario es prácticamente idéntico al estimado utilizado el gasto público: la correlación entre ambos componentes es igual a 0,99 y las diferencias entre ambos son inferiores al 0,15 por 100 durante todo el período muestral. No obstante, el valor de la función de máxima verosimilitud es ligeramente superior cuando β aparece multiplicado por G/PIB en la ecuación de medida.

Los ejercicios anteriores se han realizado también para las distintas alternativas del *output gap* discutidas en la sección anterior. Los resultados que se obtienen para todas ellas corroboran plenamente los que se acaban de comentar utilizando el filtro HP con $\lambda = 10$ si bien, como cabía esperar, el coeficiente β estimado disminuye a medida que aumenta la desviación típica de la medida de *output gap* utilizada.

En resumen, los resultados indican que las hipótesis adoptadas son ampliamente aceptadas por los datos y que el saldo presupuestario estructural puede aproximarse por

$$\overline{sp}_t \equiv sp_t - 2.0 \left(\frac{G_t}{PIB_t} \right) y_t^c \quad [9]$$

En la figura 5 se presenta la estimación del saldo presupuestario estructural. De acuerdo con los resultados obtenidos, el déficit estructural aumentó claramente en la segunda mitad de los años setenta, oscilando durante buena parte de la década de los ochenta en torno a un 4 por 100 del PIB. A partir de 1989 el déficit estructural aumenta en 1991 hasta el 6,3 por 100 del PIB, manteniéndose por encima del 4,0 por 100 en los años siguientes para volver a aumentar en 1995 al 5,8 por 100 del PIB, si bien los cambios metodológicos introducidos por el SEC-95 hace que esta estimación no sea directamente comparable a la de años anteriores. A partir de la segunda mitad de los noventa se observa una importante consolidación fiscal, con una reducción del déficit estructural de unos 5 puntos del PIB.

3.2. Estimación a partir de las elasticidades de ingresos y gastos

La desagregación de los ingresos y de los gastos públicos permite analizar qué partidas presupuestarias son las que están detrás del comportamiento cíclico de saldo presupuestario. La ventaja de este método, utilizado por la OCDE, el FMI, el BCE y la Comisión Europea, es que permite tener en cuenta las variaciones en la respuesta del saldo presupuestario al ciclo económico debidas a cambios en la composición del gasto y de los ingresos públicos. Por ejemplo, mientras que unos impuestos son progresivos otros son proporcionales, por lo que un cambio en el peso relativo de ambos tipos de impuestos dará lugar a una variación en la respuesta de los ingresos y del saldo presupuestario al *output gap*. Sin embargo, este procedimiento tiene tres limitaciones importantes. La primera tiene que ver con el hecho de que los frecuentes cambios en la legislación presupuestaria hace prácticamente imposible encontrar relaciones estables en un período de tiempo suficientemente amplio como para que sean susceptibles de ser estimadas. La segunda limitación se debe a que es importante distinguir entre elasticidades a corto y a largo plazo ya que estas últimas, incluso si los impuestos son progre-

sivos, serán iguales a la unidad en la medida que las autoridades fiscales deflacten adecuadamente las tarifas ante cambios permanentes de la base del impuesto, debidos al crecimiento a largo plazo de la economía. Por último, resulta difícil estimar cómo afecta el ciclo económico a la base del impuesto. Normalmente las elasticidades que se han estimado son las de largo plazo (por ejemplo, mediante ecuaciones que incorporan mecanismos de corrección de error) al utilizarse variables en niveles. Sin embargo, la evidencia que se ha presentado en la figura 2 indica claramente que este procedimiento no es correcto, puesto que la participación de los ingresos en el PIB ha aumentado conforme lo hacía la renta real ¹⁰. En estas circunstancias, resulta difícil distinguir la parte de esta correlación positiva que se debe a la elasticidad de los impuestos a la renta y la que se explica por cambios discrecionales de los tipos impositivos o de las bases imponibles, en el caso que exhiban tendencias. Estas limitaciones han dado lugar a que, en diferentes momentos, las instituciones que utilizan este método hayan cambiado significativamente las elasticidades utilizadas para cada país, pasando de valores estimados a calibrados, sin que estos cambios estén suficientemente documentados. Por último, no parece razonable que la Comisión Europea aplique las mismas elasticidades que la OCDE cuando sus estimaciones del *output gap* para cada país pueden tener una desviación típica muy distinta. En resumen, las ventajas e inconvenientes de este enfoque muestran claramente que existe una difícil elección entre rigurosidad y aplicabilidad empírica.

Para establecer una relación entre la evolución temporal del gasto y de los ingresos públicos con el ciclo económico se han utilizado dos tipos de criterios. El primero de ellos viene guiado por la consideración de que la mayor parte de las partidas de gasto público, con la excepción de las prestaciones por desempleo y, en menor medida, los intereses de la deuda, son discrecionales, ya que su magnitud no depende de ningún tipo de mecanismo automático por el cual variaciones en el *output* afecten a dichos agregados ¹¹. Esto no implica que la correlación entre el gasto público, excluidas las prestaciones por desempleo, con el *output gap* tenga que ser nula, ya que las autoridades fiscales pueden variar los componentes discrecionales del gasto público en respuesta al ciclo económico.

El segundo criterio utilizado ha sido el análisis de la relación empírica existente entre el *output gap* y la participación en el PIB de cada uno de los ingresos y del gasto público susceptible de variar de forma automática con el ciclo. En las figuras 6 y 7 se ha representado la relación existente para el conjunto de ingresos y gastos. Extraer las elasticidades correspondientes a partir de este tipo de evidencia es el procedimiento adecuado, ya que con ello puede garantizarse que la corrección que debe efectuarse de los ingresos y del gasto se hace utilizando la información verdaderamente relevante, evitando la contaminación que puede introducir la relación de largo plazo entre el PIB y estos ratios, tal y como que se ha mostrado en la figura 2.

En concreto, las elasticidades de las distintas categorías consideradas de ingresos públicos se han estimado utilizando la especificación siguiente:

$$\frac{t_{it} - t_{it}^*}{t_{it}^*} = \beta_i \frac{PIB_t - PIB_t^*}{PIB_t^*} = \beta_i y_t^c \quad [10]$$

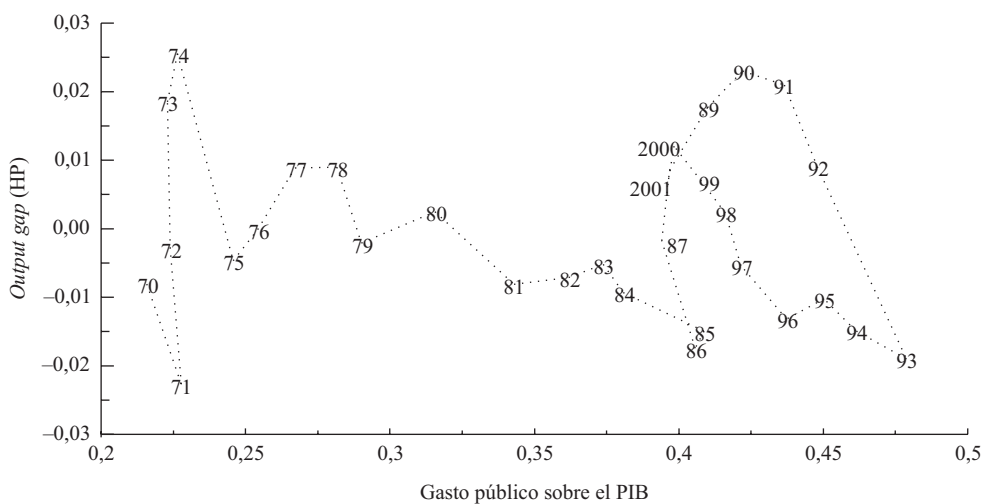


Figura 6. Gasto público y *output gap*

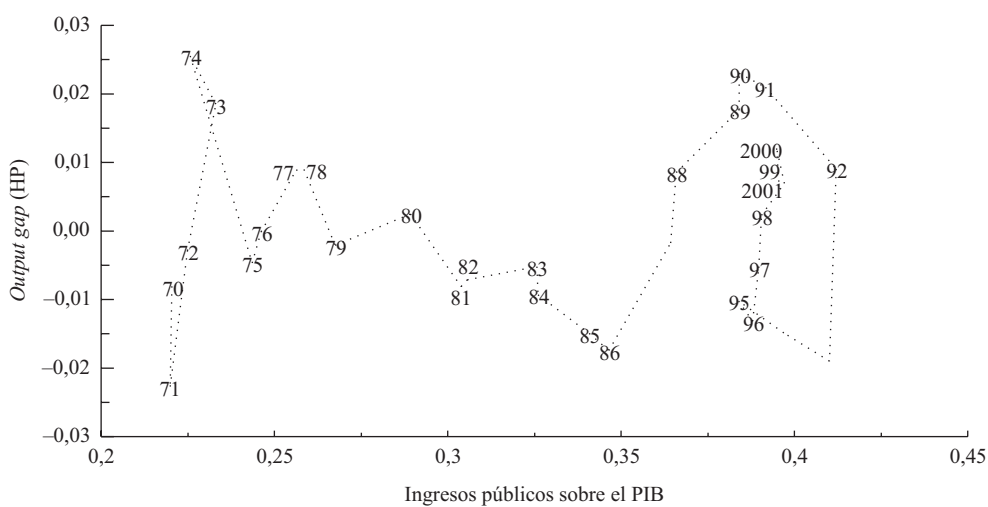


Figura 7. Ingresos públicos y *output gap*

en donde, t_i se define como la participación en el PIB de los ingresos públicos totales (T), impuestos directos (T_d), impuestos indirectos (T_p) y cotizaciones sociales (T_{cs}), es decir

$$t_{it} \equiv \frac{T_{it}}{PIB_t} \quad [11]$$

La ecuación [10] indica cuál es la variación porcentual de los ingresos sobre el PIB, expresada respecto a su nivel de largo plazo (t^*), en respuesta a la desviación cíclica del PIB respecto a su tendencia (PIB^*). Tal y como se muestra en el Apéndice esta especificación es suficientemente general y aproxima muy bien diversos esquemas impositivos. Cuando el *output gap* es cero ($PIB_t = PIB_t^*$) la participación de los ingresos en el PIB coincide con su nivel de largo plazo ($t_{it} = t_{it}^*$). Por otro lado, en el caso de que los ingresos públicos fueran proporcionales al PIB β_i sería igual a cero, por lo que las variaciones cíclicas del PIB no afectarían a la ratio de ingresos sobre el PIB.

La ecuación [10] puede escribirse como

$$t_{it} = t_{it}^*(1 + \beta_i y_t^c) \quad [12]$$

por lo que es posible estimar β_i utilizando el filtro de Kalman bajo la siguiente hipótesis ¹²

$$t_{it}^* = t_{it-1}^* + w_{it} \quad [13]$$

En el cuadro 3 se presentan las elasticidades estimadas para el período 1970-2001. Como puede apreciarse, los ingresos totales son proporcionales respecto al PIB (columna [1]), ya que el nivel marginal de significación para el rechazo de la hipótesis nula $\beta = 0$ en la ecuación [10] es muy elevado, por lo que no existe evidencia en contra de esta hipótesis. Al igual que en la sección anterior, se ha considerado una especificación más general que la de la ecuación [12]

$$t_{it} = t_{it}^* (1 + ((1 - \lambda) + \lambda \beta_i) y_t^c) \quad [14]$$

Cuadro 3

	Variable dependiente						
	t [1]	t [2]	t_d [3]	t_i [4]	t_{cs} [5]	u [6]	g_{int} [7]
β	-0,159 (0,29)	-0,311 (0,22)	1,471 (1,18)	0,962 (1,13)	-1,370 (2,01)	-7,925 (5,00)	-6,725 (3,95)
λ		1,000 (2,02)	-	-	-	-	-

En la columna [2] se comprueba que la estimación de la especificación propuesta en [12] es adecuada puesto que el valor estimado de λ es igual a 1. La proporcionalidad de los ingresos totales al PIB es consecuencia de que las participaciones de los impuestos directos e indirectos en el PIB son ligeramente procíclicas (columnas [3] y [4] respectivamente), aunque los coeficientes no son significativos, mientras que la participación de las cotizaciones sociales (columna [5]) es contracíclica y estadísticamente significativa, por lo que estos efectos se anulan entre sí al agregar las diferentes participaciones de los ingresos públicos. Esta

proporcionalidad de los ingresos públicos al PIB implica que pueda aceptarse la siguiente relación

$$t_t^* \equiv \frac{T_t^*}{PIB_t^*} = \frac{T_t}{PIB_t} \quad [15]$$

Por lo que respecta al gasto público, las variaciones cíclicas de la economía pueden dar lugar a dos tipos de respuesta automática en los componentes del gasto: en las expansiones las prestaciones por desempleo disminuyen y también lo hacen los gastos de intereses, en este caso por la reducción de la deuda. La corrección cíclica de las prestaciones por desempleo se hace a partir del supuesto de que las prestaciones (G_u) por desempleo (L_u) son independientes del ciclo:

$$\frac{G_{ut}}{L_{ut}} = \frac{G_{ut}^*}{L_{ut}^*} \quad [16]$$

por lo que, en términos del PIB se cumple que

$$\frac{G_{ut}^*}{PIB_t^*} = \frac{G_{ut}}{PIB_t} \frac{PIB_t}{PIB_t^*} \frac{L_{ut}^*}{L_{ut}} = \frac{G_{ut}}{PIB_t} (1 + y_t^c) \frac{u_t^*}{u_t} \quad [17]$$

en donde u^* es la tasa de desempleo estructural, que se ha estimado mediante el filtro de Kalman a partir de la siguiente ecuación:

$$u_t = u_t^* + \beta_u u_t^* y_t^c \quad [18]$$

es decir, bajo el supuesto de que las variaciones proporcionales de la tasa de desempleo son función del *output gap*. Como puede apreciarse en la columna [6] del cuadro 3 el coeficiente β_u estimado es muy significativo estadísticamente, lo que es una muestra más de la elevada correlación de la medida de *output gap* utilizada y la tasa de desempleo.

Por último, para extraer los efectos que el ciclo económico tiene sobre la participación de los pagos por intereses de la deuda (G_{int}) en el PIB potencial se ha estimado una ecuación análoga a las anteriores

$$\frac{G_{int,t}}{PIB_t^*} = g_{int,t}^* (1 + \beta_{int}) y_t^c \quad [19]$$

El coeficiente β_{int} estimado es negativo y muy significativo estadísticamente, tal y como muestra la columna [8]. Como puede observarse, β_{int} extrae los efectos del ciclo económico sobre los gastos por intereses, ya que el denominador que se utiliza en la expresión anterior es el *output* potencial en lugar del corriente. Si G_{int} fuera exógeno al ciclo económico β_{int} sería igual a cero, pero parece razonable esperar que el volumen de deuda y, por lo tanto, los pagos por intereses, se vean afectados por la posición cíclica de la economía. En las estimaciones del saldo presupuestario cíclico que realizan la OCDE, la Comisión Europea o el BCE

los pagos por intereses no se corrigen por el ciclo económico. Sin embargo, el resultado que se acaba de presentar cuestionan seriamente que esta corrección no deba ser realizada.

Utilizando las estimaciones que se han obtenido de β_{int} y u_t^* se ha definido el componente estructural de la ratio gasto público sobre PIB como

$$\begin{aligned} g_{hp,t}^* \equiv \frac{G_t^*}{PIB_t^*} &= \frac{1}{PIB_t^*} (G_{c,t} + G_{i,t} + G_{s,t} + G_{sb,t} + G_{r,t}) + \\ &+ \frac{G_{int,t}}{PIB_t^*} \frac{1}{(1+\beta_{int})y_t^c} + \frac{G_{u,t}}{PIB_t^*} (1+y_t^c) \frac{u_t^*}{u_t} \end{aligned} \quad [20]$$

Como puede observarse, se supone que el consumo público (G_c), la inversión pública (G_i), los subsidios (G_s), las prestaciones sociales no ligadas al desempleo (G_{sb}) y las restantes partidas que conforman el gasto público (G_r) tiene un carácter discrecional, por lo que no responden de manera automática a la posición cíclica de la economía, mientras que las prestaciones por desempleo (G_u) y los intereses de la deuda (G_{int}), se ven afectados por el *output gap*.

La especificación, el método de estimación y la interpretación de las elasticidades son relativamente distintos al procedimiento normalmente empleado por la OCDE o el BCE. Sin embargo, existen algunas ventajas importantes en la especificación que se acaba de proponer. Primero, al dividir los ingresos nominales por el PIB nominal se elimina la tendencia debida a la inflación, que puede afectar la estimación de las elasticidades cuando se utilizan variables nominales, como en el caso del BCE. Segundo, las variables normalizadas por el PIB también eliminan la tendencia debida al crecimiento real, por lo que las variaciones de estas variables reflejan únicamente cambios en la presión fiscal (t_t^*) o en su componente cíclico. Tercero, la estimación mediante el filtro de Kalman de la ecuación [4] permite extraer todos los efectos que el *output gap* tiene sobre la base de los impuestos y sobre la recaudación, mientras que la estimación del componente estructural permite estimar los cambios en la presión fiscal debidos a variaciones en los tipos impositivos o a un crecimiento no proporcional de las bases de los impuestos con relación al PIB. Por último, al realizarse la estimación utilizando el *output gap* en lugar del PIB se asegura que la elasticidad estimada no está contaminada por la relación de largo plazo entre el PIB y las participaciones de ingresos y gastos.

El esquema de descomposición utilizado en las ecuaciones [20] y [15] indica que el impacto de ciclo económico sobre los ingresos y los gastos públicos es mayor conforme aumenta tamaño del sector público, en línea con los resultados de las estimaciones de la sección anterior. A partir de las definiciones de los componentes estructurales de los ingresos y del gasto público que aparecen en [20] y [15], se han obtenido los componentes estructural y cíclico del saldo presupuestario respecto al PIB.

$$sp_t^* = t_t^* - g_t^* \quad [21]$$

$$sp_t^c = sp_t - sp_t^* \quad [22]$$

En la figura 8 se ha representado la evolución temporal del componente cíclico del saldo presupuestario definido según la ecuación [22] y el estimado en la sección anterior (\overline{sp}_t). La

gran semejanza entre ambos componentes muestra la robustez de las dos estimaciones obtenidas teniendo en cuenta que, si bien en última instancia éstas dependen de una misma medida de *output gap* (y_{hp}^c), los procedimientos con los que se han obtenido son claramente distintos por lo que, en principio, podrían haber proporcionado estimaciones del componente cíclico del saldo presupuestario con volatilidades muy diferentes.

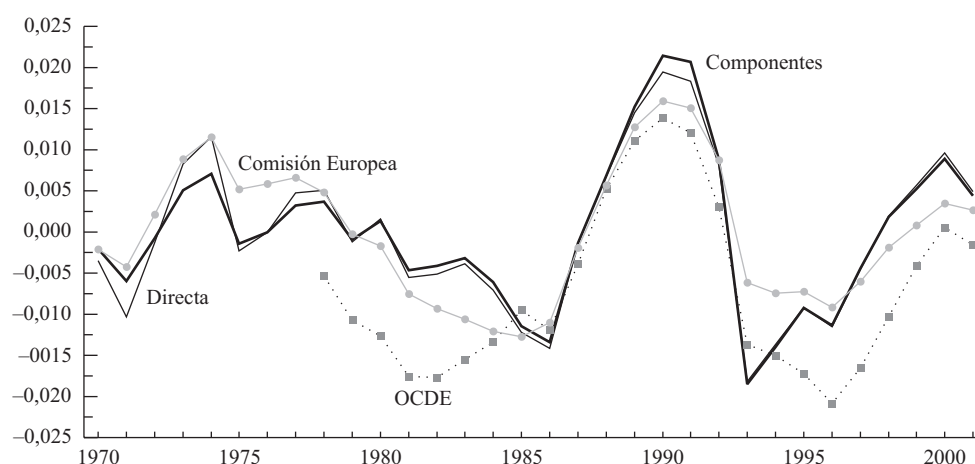


Figura 8. Comparación entre las distintas estimaciones del componente cíclico del saldo presupuestario

La coincidencia entre ambas estimaciones ($\overline{sp}_t \simeq sp_t^*$) también pone de manifiesto que, en la medida que la estimación de la ecuación [4] capta toda la influencia del ciclo económico sobre el saldo presupuestario, las políticas discrecionales de gasto público han sido en general acíclicas. En otras palabras, el saldo presupuestario cíclico definido en [4] refleja principalmente la actuación de los estabilizadores automáticos. La justificación de esta afirmación es que la estimación del saldo presupuestario cíclico por componentes sólo ajusta una parte de gasto público, por lo que si el consumo público, por ejemplo, se hubiera comportado de forma contracíclica, la volatilidad del componente cíclico del saldo presupuestario estimado mediante la ecuación [4] debería haber sido mayor que la del componente estimado según las ecuaciones [20] a [22].

La figura 9 proporciona información adicional que corrobora esta conclusión. En él se ha representado el impulso fiscal, definido como la primera diferencia del componente discrecional del saldo presupuestario (Δsp_t^*) frente al *output gap*. Como puede observarse, no ha habido ningún comportamiento sistemático durante el período analizado de la política fiscal discrecional en función de la posición cíclica de la economía. De hecho, la correlación entre ambas variables es prácticamente nula y el coeficiente estimado al regresar Δsp_t^* en y_t^c es igual a $-0,160$ y no es estadísticamente significativo¹³. No obstante, sí que ha habido años en los que la política fiscal discrecional ha operado contracíclicamente, aumentando

(disminuyendo) sp_t^* cuando el *output gap* era positivo (negativo). Averiguar si el comportamiento que se observa en esos años era consecuencia de que la política fiscal discrecional tenía un objetivo estabilizador o de una simple coincidencia queda fuera de los objetivos de este trabajo.

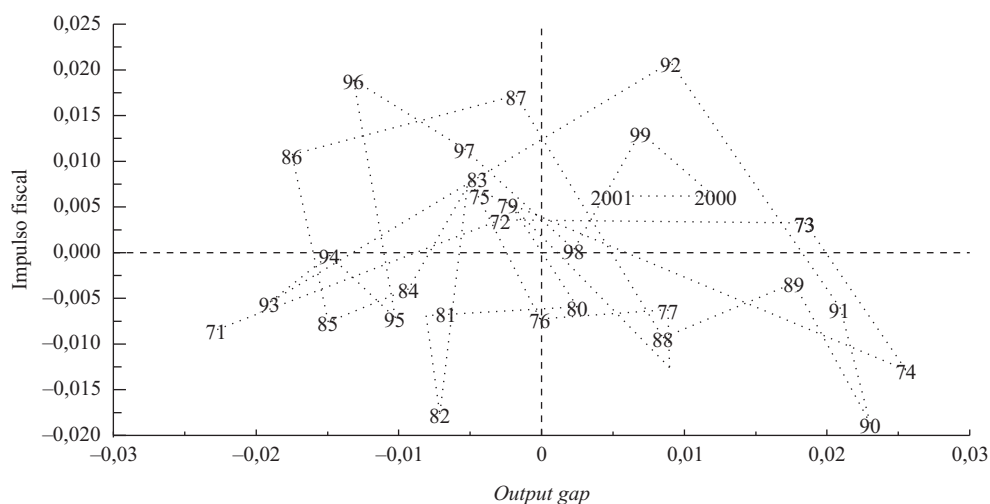


Figura 9. Relación entre los cambios del componente discrecional del saldo presupuestario (Δsp_t^*) y el *output gap*

Las diferencias entre las distintas estimaciones del componente cíclico y estructural del saldo presupuestario de la economía española son consecuencia del método de descomposición empleado y de la utilización de distintas elasticidades y medidas del *output gap*. A modo de resumen, los diversos resultados existentes se deben a las diferencias siguientes:

- La OCDE utiliza la función de producción para estimar el *output gap* y una elasticidad igual a 1,1 para los impuestos directos, 1,2 para los indirectos, 0,8 para las cotizaciones sociales y $-0,1$ para el gasto público (véase van der Noord, 2000). El componente cíclico del saldo presupuestario tiene una media negativa durante el período 1978-2001, que se debe al promedio negativo del *output gap* que estima la OCDE (gráfico 3).
- La Comisión Europea ha estado utilizando el filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro $\lambda = 100$ y las mismas elasticidades que la OCDE (véase Comisión Europea, 2000). Recientemente ha empezado a utilizar el *output gap* estimado con la función de producción sin cambiar las elasticidades.
- El Banco Central Europeo utiliza el filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro $\lambda = 30$ y una elasticidad igual a 1,0 para los impuestos directos de las familias, 1,2

para los impuestos directos de las empresas, 1,0 para los indirectos, 0,9 para las cotizaciones sociales y $-0,2$ para las prestaciones sociales

- En este trabajo se utiliza el filtro de Hodrick-Prescott con un parámetro $\lambda = 10$ y unas elasticidades que proporcionan una descomposición muy similar a la que se obtiene cuando se estima directamente la relación entre saldo presupuestario y el *output gap*.

Independientemente del método de estimación, como puede comprobarse en el gráfico 8 las oscilaciones del componente cíclico del saldo presupuestario se encuentran acotadas entre un ± 2 por 100 del PIB, por lo que puede afirmarse que el Pacto de Estabilidad y Crecimiento no limita la actuación de los estabilizadores automáticos en una situación de equilibrio presupuestario a largo plazo, ante ciclos económicos similares a los observados durante las tres últimas décadas.

4. Conclusiones

En este trabajo se ha propuesto un método de descomposición del saldo presupuestario en su componente cíclico y estructural siguiendo básicamente dos criterios. El primero de ellos ha venido determinado por la búsqueda de un método sencillo, con la finalidad de que éste pueda reproducirse fácilmente y que sea poco exigente con el volumen de información necesaria para realizar esta descomposición. El segundo criterio ha sido que, a pesar de su sencillez, el método debe proporcionar estimaciones robustas, al tiempo que similares a otros métodos alternativos más complejos, que requieren la desagregación del saldo presupuestario en los distintos componentes de ingresos y gastos públicos. La regla finalmente propuesta, que creemos que satisface convenientemente estos dos criterios, se caracteriza porque la respuesta del saldo presupuestario al ciclo económico depende del tamaño del sector público, lo que resulta especialmente relevante en una economía como la española en la que el porcentaje que el gasto público representa sobre el PIB se ha duplicado en los últimos 35 años.

Lógicamente, la estimación del componente cíclico y estructural del saldo presupuestario depende en última instancia de cuál es la medida de *output gap* utilizada para realizar esta descomposición, lo que constituye una cuestión controvertida. Tras analizar sus ventajas e inconvenientes en relación con otras alternativas como, por ejemplo, la empleada por la OCDE, en este trabajo se ha utilizado el filtro de Hodrick-Prescott para obtener una medida del *output gap*. Esta elección se justifica por la facilidad en su uso, un menor grado de arbitrariedad por parte del usuario y la mayor correlación del *output gap* con otros indicadores del ciclo económico respecto a otras alternativas.

Los resultados de la descomposición efectuada permiten concluir que la mayor parte de las variaciones en el saldo presupuestario en términos del PIB se deben a cambios discrecionales de la política fiscal, ya que el componente cíclico del saldo presupuestario sólo permite explicar un 25 por 100 de la varianza total. Los resultados también sugieren que, en general, las medidas discrecionales de política fiscal no han desempeñado un papel estabilizador importante, puesto que la estimación del componente cíclico del saldo presupuestario según la regla propuesta coincide con la que se obtiene tras eliminar los efectos del *output gap* sobre los impuestos, las prestaciones por desempleo y los intereses de la deuda. Por otro lado, las oscilaciones del componente cíclico del saldo presupuestario están acotadas entre un ± 2 por

100 del PIB, por lo que puede afirmarse que el Pacto de Estabilidad y Crecimiento no limita la actuación de los estabilizadores automáticos en una situación de equilibrio presupuestario a largo plazo, ante ciclos económicos similares a los observados en las últimas décadas.

Apéndice

Supóngase que la recaudación de un determinado impuesto puede escribirse como

$$T_{it} = \tilde{\tau}_i (B_{it} - \tilde{E}_{it}) = \tau_i (PIB_t - E_{it}) \quad [23]$$

en donde $\tilde{\tau}_i$ es el tipo impositivo, B_{it} la base del impuesto y \tilde{E}_{it} un mínimo exento, tal que ($\tilde{E}_{it} < B_{it}$), de manera que cuando $\tilde{E}_{it} > 0$ el impuesto es progresivo. Para simplificar, en la ecuación anterior se ha supuesto que la base del impuesto es proporcional al PIB ($b_i = B_{it}/PIB_t$), de manera que

$$\tau_i = \frac{\tilde{\tau}_i B_{it}}{PIB_t} = \tilde{\tau}_i b_i \quad [24]$$

y

$$\tilde{\tau}_i \tilde{E}_{it} = \tau_i E_{it} \Rightarrow E_{it} = \frac{\tilde{E}_{it}}{b_i} \quad [25]$$

Alternativamente, se podría haber supuesto que el impuesto es proporcional a la base impositiva ($T_{it} = \tilde{\tau}_i B_{it}$) pero que ésta no lo es respecto al PIB. Aproximando la no proporcionalidad de la base por $B_{it} = b_i (PIB_t - E_{it})$ también en este caso se obtiene que $T_{it} = \tau_i (Y_t - E_{it})$. Por último, cuando el impuesto es proporcional al PIB tendencial $T_{it} = \tau_i Y_t / (1 + y_t^c)$.

Definiendo $t_{it} \equiv T_{it}/PIB_t$ y bajo el supuesto de que E_{it} se deflacta de acuerdo al crecimiento del *output* tendencial para mantener a largo plazo la progresividad del impuesto (es decir, $e_i = E_{it}/PIB_t^*$), la ecuación [23] puede escribirse como

$$t_{it} = \tau_i - \frac{\tau_i e_i}{(1 + y_t^c)} \quad [26]$$

Utilizando esta expresión definimos t_{it}^* como la participación cuando el PIB se encuentra sobre su senda de crecimiento tendencial, es decir

$$t_{it}^* = \tau_i - \tau_i e_i \quad [27]$$

de manera que utilizando [26] y [27] se obtiene la ecuación [10] utilizada en la sección 3.2

$$\frac{t_{it} - t_{it}^*}{t_{it}^*} = \frac{e_i}{1 - e_i} \frac{y_t^c}{1 + y_t^c} \approx \beta_i y_t^c \quad [28]$$

en donde $\beta_i = e_i / (1 - e_i)$. Cuando $e_i = 0$, el impuesto es proporcional al PIB por lo que $\beta_i = 0$.

Notas

1. Debe tenerse en cuenta que cuando un impuesto es progresivo, si discrecionalmente la tarifa no se deflacta por el crecimiento nominal del PIB, el peso de la recaudación en el PIB aumentará al hacerlo el nivel del PIB de manera automática. Las decisiones discrecionales de la autoridad fiscal con frecuencia implican cambios en los tipos impositivos, en la definición de las bases impositivas o en deducciones, pero también es una decisión no deflactar las escalas de gravamen, las deducciones o los mínimos exentos de acuerdo con el aumento del PIB nominal tendencial.
2. A lo largo de este trabajo se respetan los ratios respecto al PIB del SEC-95 a partir de 1995 y de la base de datos del MOISEES durante el período 1964-1994, que está en base 1980. En las figuras en las que este aspecto es relevante se ha representado una recta vertical sobre 1995. La única variable que se ha enlazado ha sido el PIB real utilizando las tasas de crecimiento del período 1964-95.
3. Véase, por ejemplo, OCDE (2000) o Dalsgaard y de Serres (1999). Van den Noord (2000) describe el método utilizado por la OCDE, Hagemann (1999) el del FMI y Boutthevillain *et al.* (2001) el del BCE. Una discusión de las diferentes metodologías existente puede encontrarse también en *Indicators of Structural Budget Balances* (Banca D'Italia, 1999).
4. Como se discute más adelante, esta relación puede interpretarse también como una regla de política fiscal, en la que se distingue entre estabilizadores automáticos y la política fiscal discrecional, dependiendo de cómo se calcula el coeficiente β . A este respecto, Taylor (2000) propone una regla similar para analizar los efectos estabilizadores de la política fiscal discrecional en los EE.UU.
5. Entre los métodos multivariantes la estimación de vectores autoregresivos permite estimar los componentes transitorios y permanentes del PIB. No obstante, la descomposición es muy sensible a la metodología, a las restricciones de identificación y a las variables utilizadas, lo que explica la diversidad de resultados existentes en la literatura como pone de manifiesto, por ejemplo, la evidencia para la eurozona, que está bien documentada en los trabajos de Camba-Méndez y Rodríguez-Palenzuela (2001) y de Ross y Ubide (2001).
6. Entre los trabajos que analizan la evidencia de la economía destacan, entre otros, Dolado, Sebastián y Vallés (1993), Borondo, Gozález y Rodríguez (1999) o Gardeazábal e Iglesias (2000). Otros métodos también utilizados en la literatura son la desviación del PIB respecto a polinomios de tendencias temporales y el *filtro de pasa bandas* de Baxter y King (1999).
7. En los trabajos de Baxter y King (1999) y Kaiser y Maravall (1999) se analiza detalladamente la relación existente entre el valor de λ y la amplitud de los ciclos económicos.
8. Las predicciones utilizadas en esta versión son compatibles con el escenario macroeconómico de la actualización del Programa de Estabilidad para el período 2001-2005. Se ha comprobado que la estimación del componente cíclico para el año 2001 no resulta ser muy sensible a cambios en este escenario macroeconómico entre 2001 y 2006.
9. La elección del período muestral en estas correlaciones se ha realizado de acuerdo con el procedimiento siguiente. Durante la década de los ochenta y la primera mitad de los noventa el saldo presupuestario respecto al PIB no muestra una tendencia temporal clara en ninguna dirección. En estos años el menor déficit público se produjo en 1989 (2,57 por 100), por lo que se ha elegido el máximo período muestral (1980-97) en el que el déficit público se encuentra acotado por este dato, es decir, $sp_t \leq 2,57$. Durante este período, al regresar el saldo presupuestario en relación al PIB en una tendencia se obtiene un coeficiente igual a $-0,001$, pudiéndose aceptar la hipótesis de que este coeficiente es cero con una probabilidad igual a 0,55.
10. Al estimar la siguiente ecuación

$$\ln T_t = \beta_0 + \beta_y \ln PIB_t + u_t$$

entre 1970 y 2001, utilizando el deflactor del PIB para expresar ambas variables en términos reales, se obtiene que $\beta_y = 1,831$, con un error estándar igual a 0,065. Obsérvese que esta ecuación podría haberse escrito utilizando las variables que parecen en la figura 2, es decir,

$$\ln t_t = \beta_0 + (\beta_y - 1) \ln PIB_t + u_t$$

en donde t es la participación de los ingresos públicos en el PIB. A partir de regresiones de este tipo, no es de extrañar que la OCDE utilizara durante bastantes años una elasticidad del impuesto sobre la renta al *output gap* igual a 1,8 (véase Giorno *et al.*, 1995). Esta elasticidad en realidad está aproximando la relación tendencial de la presión fiscal, pero no puede utilizarse como una medida de la respuesta de esta variable al *output gap*.

11. Éste es el supuesto que realizan, por ejemplo, Blanchard (1993) y Alesina y Perotti (1997).
12. Utilizando el contraste de Dickey-Fuller ampliado se ha comprobado que no puede rechazarse la hipótesis de que T/PIB_t sea $I[1]$, en línea con los resultados que muestran De Castro y Hernández de Cos (2002). Puesto que por construcción el *output gap* es estacionario, el único componente que puede explicar que la participación de los ingresos en el PIB siga un paseo aleatorio es la variable de estado t^* .
13. De igual manera, al regresar Δsp_t^* en Δy_t^* el coeficiente estimado es igual a $-0,027$ y no es estadísticamente significativo.

Referencias

- Alesina, A. y R. Perotti (1997), "Fiscal Adjustment in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects", *IMF Staff Papers*, 44 (2): 210-248.
- Banca D'Italia (1999), *Indicators of Structural Budget Balances*. Banca D'Italia.
- Baxter, M. y R. G. King (1999), "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", *Review of Economics and Statistics*, 81 (4): 575-593.
- Blanchard, O. J. (1993), "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators", en H. A. Verbon y F. A. van-Winden (eds.), *The Political Economy of Government Debt*, Contributions to Economic Analysis, vol. 219, Amsterdam: North-Holland, 307-325.
- 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.
- Bouthevillain, C.; P. Cour-Thimann, G. Van den Dool, P. Hernández de Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliano y M. Tujula (2001), "Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach", *ECB Working Paper*, 77.
- Camba-Méndez, G. y D. Rodríguez-Palenzuela (2001), "Assessment Criteria for Output Gap Estimates", *European Central Bank WP*, 54.
- Comisión Europea (1995), "Technical Note: The Commission Services' Method for the Cyclical Adjustment of Government Budget Balances", *European Economy*, 60: 35-91.
- Comisión Europea (2000), "Budgetary Indicators: The Cyclically Adjusted Budget Balance", *European Economy*, 3: 63-68.
- Comisión Europea (2002), "Public Finances in EMU-2002", *European Economy*, 3: 1-220.
- Dalgaard, T. y A. de Serres (1999), "Estimating Prudent Budgetary Margins for 11 EU Countries: A Simulated SVAR Model Approach", *OECD Economics Department Working Papers*, 216.
- De Castro, F. y P. Hernández de Cos (2002), "On the Sustainability of the Spanish Public Budget Performance". *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 160: 9-28.
- Dolado, J.J., M. Sebastián y J. Vallés (1993), "Cyclical Patterns of the Spanish Economy" *Investigaciones Económicas*, XVII (septiembre): 445-473.
- Elmeskov, J. (1993), "High and Persistent Unemployment: Assessment of the Problem and Its Causes", *OECD Economics Department Working Paper*, 132.

- Gardeazábal, J. y M. C. Iglesias (2000), “¿Causan los Ciclos del G7 al Ciclo Español?”, *Revista de Economía Aplicada*, 24: 39-80.
- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare y P. van den Noord (1995), “Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances”, *OECD Economics Department WP*, 152.
- González-Páramo, J. M. (2001a), “Presupuestos Generales del Estado para 2001: Anclando la Estabilidad Presupuestaria”, *Economistas*, 87: 209-221.
- González-Páramo, J. M. (2001b), *Costes y Beneficios de la Disciplina Fiscal: La ley de Estabilidad Presupuestaria en Perspectiva*, Madrid: Instituto de Estudios Fiscales.
- Hagemann, R. (1999), “The Structural Budget Balance. The IMF’s Methodology”, *IMF Working Paper WP*, 99/95.
- Kaiser, R. y A. Maravall (1999), “Estimation of the Business Cycle: A Modified Hodrick-Prescott Filter”, *Spanish Economic Review*, 1 (2): 175-206.
- Maravall, A. y A. del Río (2001), “Time Aggregation and The Hodrick-Prescott Filter”, *Documento de Trabajo*, 0108. Banco de España.
- 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.
- King, R. G. y S. Rebelo (1993), “Low Frequency Filtering and Real Business Cycles”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17: 207-231.
- OECD (2002), *Economic Outlook*, 71 (junio), Paris.
- Ross, K. y A. J. Ubide (2001), “Mind the Gap: What is the Best Measure of Slack in the Euro Area?”, *Working Paper*, 01/203. Fondo Monetario Internacional.
- Taylor, J. B. (2000), “Reassessing Discretionary Fiscal Policy”, *Journal of Economic Perspectives*, 14 (3): 21-36.
- Van den Noord, P. (2000), “The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond”, *OECD Economics Department Working Papers*, 230.

Abstract

In this article we propose a simple method of decomposition of the budget balance into its cyclical and structural components, which is devised to be easily reproducible and not much information demanding. The proposed rule is characterised by the fact that the response of the budget balance to the business cycle depends on the size of the public sector. The results of this decomposition lead to the following conclusions. First, most of the changes in the budget balance, as a percentage of GDP, have been due to discretionary changes in fiscal policy that have not aimed at economic stabilization. Second, the Stability and Growth Pact does not limit the work of the automatic stabilisers when the structural budget balance is close to zero.

Keywords: budget balance, cyclical and structural components, output gap, automatic stabilizers.

JEL Classification: E32, E60.