

Gasto público, «Tax-Smoothing» y déficit público óptimo: el caso de España*

Vicente Esteve

Juan Sapena

Cecilio R. Tamarit

1. Universitat de València.

Recibido: septiembre de 1997

Aceptado: julio de 1998

Resumen

En este trabajo se contrasta para la economía española y con datos del período 1964-1995, la teoría de la financiación óptima del gobierno basada en la regla del *tax-smoothing*. Desde el punto de vista empírico, la novedad del estudio radica en la utilización del déficit público como la variable de referencia, así como la estimación del modelo a través de un VAR, tal y como propone Ghosh (1995a). El estudio se enmarca en el debate de si las restricciones fiscales del Tratado de Maastricht entran en contradicción con las teorías tradicionales de financiación óptima del gobierno.

Palabras clave: Unión Económica y Monetaria, política fiscal, política impositiva óptima, *tax-smoothing*, cointegración.

Clasificación J.E.L.: E6, H62

Abstract. *Public expenditure, tax-smoothing, and optimal budget deficit: the case of Spain*

In this paper, we test the optimal taxation theory based on the tax-smoothing rule for the Spanish case. The sample period covers from 1964 to 1995. The empirical approach considered is based on Ghosh (1995a) which leads to two main improvements in the estimation. First, the reference variable is the public deficit, and second, the estimation uses VAR models. This study tries to shed some light in the controversy between the inter-temporal fiscal rules agreed on in the Maastricht Treaty and the traditional rules of optimal taxation.

Key words: Economic and Monetary Union, fiscal policy, optimal tax policy, tax-smoothing, cointegration.

J.E.L. Classification: E6, H62.

* La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación del proyecto del Plan Nacional de I+D, PB94-0955-CO2-01. Los autores agradecen los comentarios y sugerencias de Enrique Fuentes Quintana, de los cuales el trabajo, sin duda, se ha beneficiado, e igualmente del resto de los participantes en la V Asamblea de la Asociación de Economía Pública.

1. Introducción

La preocupación por los déficit fiscales excesivos ha conducido en ocasiones a introducir límites en la capacidad del gobierno de incurrir en déficit y de superar determinados *stock* de deuda. De hecho, el debate en EEUU respecto a las reglas de equilibrio presupuestario, y los criterios fiscales del Tratado de Maastricht, son ejemplos de la creciente popularidad de la introducción de reglas cuantitativas de política fiscal.

La imposición de normas en materia fiscal del tipo de las aprobadas en el Tratado de la Unión Económica y Monetaria (UEM) de Maastricht en 1991 y del Pacto de Estabilidad y Crecimiento de la Cumbre de Amsterdam en 1997, ha dado lugar a un amplio debate sobre el papel de la política fiscal en una unión monetaria, la necesidad de reglas estrictas y de una mayor coordinación de las políticas fiscales en la Unión Europea (UE). A este respecto, la teoría de las zonas monetarias óptimas aboga por la centralización de una parte significativa de los presupuestos nacionales a nivel europeo para cumplir el papel de estabilizador automático ante perturbaciones de demanda asimétricas. Si, como parece el caso de la unión monetaria europea, no es posible centralizar los presupuestos nacionales de los estados miembros, debería permitirse cierta flexibilidad a las políticas fiscales nacionales para contrarrestar las perturbaciones cíclicas de la economía.

Sin embargo, el análisis de la teoría de las zonas monetarias óptimas no contempla los problemas de sostenibilidad de los déficit presupuestarios en que el gobierno incurre para absorber *shocks* negativos. Si un país ha acumulado en el pasado déficit de tamaño importante, se verá obligado a generar amplios superávit presupuestarios primarios para evitar que la *ratio* de la deuda respecto al PIB aumente de forma automática. Así, la desaparición de la incertidumbre cambiaría y la mayor solidez financiera dentro de la Unión producirían un escenario de bajos tipos de interés que incentivarían el aumento del endeudamiento público. Este problema podría ser especialmente grave si los mercados no fueran capaces de distinguir entre los títulos emitidos por gobiernos con mayor o menor nivel de disciplina financiera, o si anticipasen un riesgo de incumplimiento de la cláusula de «no bail out» establecida en el propio Tratado, porque en ese caso, un déficit excesivo de uno de los miembros de la Unión, se traducirían en una inestabilidad monetaria y financiera para el conjunto de los países.¹

Esta visión de la política fiscal, que contradice las conclusiones del análisis tradicional de las zonas monetarias óptimas, fue la predominante en el Comité Delors que propuso que las políticas fiscales nacionales, y en concreto los déficit presupuestarios de los distintos países, estuvieran sometidos a reglas estrictas, que se plasmaron en los criterios fiscales establecidos en el Tratado de Maastricht.² Posteriormente, el acuerdo sobre el Pacto de Estabilidad, en el que se esta-

1. En otras uniones monetarias como EE.UU. o Canadá, las agencias de calificación de deuda evalúan los riesgos de las emisiones de cada estado, de modo que pueden existir diferencias entre los tipos de interés de las emisiones de los distintos estados.
2. Un límite del 3% para el déficit público y del 60% para el *stock* de la deuda pública nacional, ambos en términos del PIB.

blecen las reglas de comportamiento presupuestario para la tercera fase de la UEM, limitó fuertemente el margen de flexibilidad presupuestaria de los estados miembros, quienes únicamente mantienen cierta discrecionalidad ante situaciones de recesión extraordinarias.³

El problema es que desde el punto de vista de la teoría económica la imposición de restricciones cuantitativas sobre la política fiscal no es fácilmente reconciliable con los enfoques tradicionales de las finanzas públicas, tales como la teoría keynesiana o la teoría neoclásica. Así, en ambas modelizaciones normativas de política fiscal se sugiere que las recesiones debieran estar asociadas con los déficit públicos, lo que va en contra de las recientes reglas aprobadas en el Pacto de Estabilidad.

Por un lado, las teorías keynesianas pretenden la estabilización del output mediante la utilización del déficit público como instrumento para la gestión de la demanda, prediciendo así un comportamiento contracíclico de los mismos. La idea es no modificar los tipos impositivos en las recesiones o expansiones y permitir que el saldo presupuestario evolucione de acuerdo con el comportamiento cíclico de la economía, liquidándose con déficit en las recesiones y con superávit en las expansiones, quedando de esta forma garantizado el equilibrio presupuestario a largo plazo. Aquí el problema se derivaría del menoscabo de la capacidad estabilizadora de la política fiscal, que es la única política de que dispondrán las autoridades nacionales, dentro de la UEM, para compensar el impacto de *shocks* asimétricos que afecten a las diferentes economías. Así, en trabajos recientes de Buti, Franco y Ongena (1997) y Fiorito (1997) se confirman los resultados presentados en el estudio de la OCDE (1993), mostrándose evidencia de que en los países industrializados (incluida la economía española) los efectos estabilizadores de la política fiscal medidos por la sensibilidad cíclica del déficit público global son significativos, lo que justificaría la improcedencia de la introducción de reglas cuantitativas fiscales.⁴

Por otro lado, la teoría neoclásica de los déficit públicos, entre las que se enmarca el modelo de *tax-smoothing*⁵ (Barro, 1979, 1980, 1986a, 1986b, 1987 y posteriormente Sargent, 1987), conciben la utilización del recurso al endeudamiento por parte del sector público como la elección óptima de unos gestores de

3. En éste se dice que un estado miembro que tenga un déficit público que sobrepase el 3% del producto interior bruto, será considerado en situación de déficit excesivo salvo en caso de fuerza mayor o de grave recesión, circunstancia que sólo sería reconocida automáticamente si la misma alcanzara el 2% del PIB. A este respecto, los Quince se han comprometido a no acogerse a la excepción si la recesión se sitúa entre el 0 y el 0,75% del PIB. Para una recesión comprendida entre el 0,75% y el 2% del PIB, la Comisión elaboraría un informe para apreciar el carácter excepcional o no de la situación. Las sanciones contempladas en el acuerdo tendrían en primer lugar la forma de un depósito sin intereses del 0,2% del PIB más un elemento variable en función de la amplitud del incumplimiento hasta un máximo del 0,5% del PIB. Si persistiera el incumplimiento, el depósito se convertiría en una multa al cabo de dos años.
4. En el trabajo reciente de Arcas (1997) para el caso de la economía española, se muestra que sí que existe una sensibilidad cíclica de las variables fiscales en España, aunque esto es sólo cierto para el período 1980-1995.
5. En adelante «suavización impositiva».

política económica benévola que tratan de minimizar los costes de distorsión temporal asociados a la fijación de impuestos. De acuerdo con este enfoque, la evolución resultante de los tipos impositivos debería ser suave en el tiempo, siendo los déficits públicos la respuesta óptima del gobierno, tanto a las oscilaciones cíclicas de la economía (tales como recesiones severas) como en perturbaciones transitorias en el gasto público (tales como las producidas por guerras o desastres naturales). No se trata de que el déficit o superávit público contribuyan a compensar la evolución coyuntural de la economía como en el caso keynesiano, sino que el objetivo es eliminar las modificaciones frecuentes en tipos impositivos para evitar distorsiones en el comportamiento de los agentes. Las reglas fiscales sólo tendrían sentido, pues, en caso de recesión o de perturbación de carácter permanente. En este caso, la óptima respuesta del gobierno sería ajustar «permanentemente» los ingresos impositivos (aumentándolos) y/o los gastos (disminuyéndolos) para evitar un mayor déficit público. Por lo tanto, una de las implicaciones de esta política óptima sería pues que la *ratio* del stock de deuda pública sobre el PIB no puede ser utilizado como un objetivo de política económica en el corto plazo; al contrario, debe de servir como un amortiguador de los *shocks* no persistentes en el gasto público y/o en el output de la economía. En definitiva, tanto los límites impuestos en la UEM al déficit presupuestario como al *stock* de deuda de las AA.PP., conducirían a una política fiscal que no sería óptima.

En este trabajo se pretende la contrastación para la economía española del cumplimiento de las restricciones que impone la hipótesis de suavización impositiva sobre la senda temporal del déficit público global. La contrastación de esta hipótesis se ha realizado con anterioridad para la economía española, aplicando las técnicas econométricas de la teoría de la cointegración en Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), al igual que se hace en Trehan y Walsh (1988) para la economía americana.⁶ Sin embargo, como se explica más adelante, la metodología y estrategia empleada en el presente trabajo difiere, además de en la elección del déficit público como la variable de referencia, en que se recurre a la estimación del modelo mediante vectores autoregresivos, tal como se hace en Ghosh (1995a). Las novedades de nuestro trabajo respecto al de Ghosh (1995a) son cuatro. En primer lugar, el estudio utiliza no sólo las variables en porcentaje del PIB, sino que se extiende al análisis de las variables en terminos *per cápita*. En segundo lugar, se realiza un análisis de posibles cambios estructurales en el perfil temporal todas las series fiscales implicadas, tanto en la hipótesis de «inclinación impositiva», como en la de «suavización impositiva». En tercer lugar, se tiene en cuenta que la relación que mide la «inclinación impositiva» puede no ser estable desde el punto de vista temporal, midiendo el posible cambio estructural de esta relación de largo plazo con nuevos contrastes de cointegración en un contexto de cambios estructurales. Por último, se introduce la posibilidad de que existan cambios estructurales en las variables implicadas en el VAR estimado.

El trabajo se articula de la siguiente forma. En la sección 2 se presenta la estrategia utilizada para contrastar la teoría de financiación óptima del gobierno

6. En Esteve y Tamarit (1994) se contrasta para la economía española la hipótesis conjunta de «tax and seigniorage smoothing».

de la «suavización impositiva», desarrollándose las implicaciones que tal hipótesis impone sobre el comportamiento estocástico del déficit público global (incluido los intereses de la deuda) y las series fiscales implicadas en la evolución del mismo. En la sección 3 se comprueba empíricamente para la economía española si la senda temporal descrita por el déficit público global es óptima, es decir, si es consistente con el cumplimiento de las restricciones impuestas por la hipótesis de «suavización impositiva». Con este propósito, se efectúa un análisis univariante de las distintas variables y se aborda con más detalle la estimación de un VAR entre la primera diferencia de los gastos públicos netos de intereses y el déficit público global. Finalmente, la sección 4 se dedica a presentar las conclusiones principales del trabajo, mientras que la sección 5 recoge el apéndice de datos y algunos detalles metodológicos del VAR estimado.

2. Consideraciones teóricas

2.1. Un modelo de «suavización impositiva»

En el trabajo seminal de Barro (1979) se propone, apoyándose en la hipótesis de equivalencia ricardiana, presentada por este mismo autor en Barro (1974), un modelo simple de financiación pública óptima.⁷ Si se cumplen todas las condiciones necesarias para la neutralidad de la deuda, y por tanto la elección entre deuda y financiación impositiva no comporta costes tales como el deslizamiento hacia el futuro de la carga de la deuda o el efecto expulsión de la inversión privada, el comportamiento óptimo del gobierno consiste en seleccionar la secuencia temporal de tasas impositivas que minimice los «costes de distorsión» asociados a la generación de ingresos impositivos.⁸ En la teoría del ciclo vital del consumo de Hall (1978), el agente representativo maximiza su utilidad, sujeto a un flujo exógeno de renta «permanente» mediante la suavización de su consumo a lo largo del tiempo. De un modo análogo, en la teoría de la financiación óptima del gobierno de Barro, se considera un gobierno que elige una secuencia de ingresos impositivos que minimice los «costes de distorsión» sujeto a un flujo exógeno de gastos públicos netos de intereses y a un stock de deuda pública determinado. El objetivo es que el gobierno mantenga un nivel impositivo constante. El nivel de impuestos se determina mediante la aplicación de la limitación de la Restricción Intertemporal del Presupuesto del Gobierno (RPIG), que si se cumple implica que el valor actual del gasto (exógeno) debe ser igual al nivel actual de los ingresos impositivos.⁹ Por consiguiente, los déficits y superávit públicos se utilizan de col-

7. Extensiones del modelo de Barro (1979), pueden verse en Chari, Christiano y Kehoe (1995), Lucas y Stokey (1983) y, más recientemente, en Marcet, Sargent y Seppälä (1996).

8. El problema es básicamente que las variaciones cíclicas de los tipos impositivos, independientemente de que sean capaces de amortiguar las fluctuaciones de la economía o de que las acentúen, pueden incrementar la carga de la imposición. El gobierno necesita financiar una cierta cantidad de gasto en cada período mediante, por ejemplo, los impuestos de la renta, que son distorsionadores, por cuanto afectan a la oferta de trabajo.

9. Contrastación del cumplimiento de la RPIG para la economía española puede verse en Esteve, Fernández y Tamarit (1993b) y Camarero, Esteve y Tamarit (1994, 1997a).

chón: los déficits se producen cuando los gastos son temporalmente elevados, y los superávits, cuando son bajos.

El cumplimiento de esta teoría de «suavización impositiva» tendría importantes implicaciones sobre el comportamiento de los déficits presupuestarios: ante un incremento temporal del gasto, por ejemplo, el gobierno debería emitir deuda para distribuir el incremento de los impuestos a lo largo de un horizonte temporal mayor y minimizar de este modo la pérdida de bienestar derivada de las altas tasas impositivas. La predicción más importante del modelo de «suavización impositiva», como se demuestra en Barro (1981), es que el volumen de impuestos debe seguir un paseo aleatorio, ya que, el que fueran predecibles los cambios en la tasa impositiva sería indicativo de que el gobierno no habría optimizado su comportamiento en el pasado.

Sin embargo, Ghosh (1995a) apunta dos tipos de consideraciones para ir más allá de este tipo de contrastes. En primer lugar, la contrastación de la hipótesis de paseo aleatorio para series finitas tiene una potencia baja, por lo que hace que en ocasiones resulte complicado rechazar la hipótesis nula para muchas series económicas temporales. Por otra parte, incluso el que las tasas impositivas sigan un proceso «martingala», no es condición suficiente para afirmar que los gobiernos estuvieran suavizando sus ingresos impositivos, puesto que podrían conseguirse otras explicaciones alternativas, como que sean el resultado aleatorio de algún proceso político no correlacionado con variables económicas o «fundamentales».

En línea con estos argumentos, en este trabajo se apunta una estrategia alternativa que desplaza la atención hacia la senda óptima del déficit público, coherente con el cumplimiento de la hipótesis de «suavización impositiva», dado que una implicación de la misma es que el déficit público sea igual al valor presente esperado de los cambios en el gasto público futuro. Al mismo tiempo, el análisis de la senda óptima del déficit público permite la distinción entre los conceptos de «suavización impositiva» y *tax-tilting* o «inclinación impositiva temporal». Mientras el primer concepto se refiere a la sustitución intertemporal de impuestos para dotarles de un perfil temporal relativamente plano, el segundo se relacionaría con el desplazamiento de la carga de la imposición desde o hacia el momento presente, dependiendo de la tasa subjetiva del gobierno.

Supondremos que el gobierno, para la determinación de los tipos impositivos óptimos de cada período, maximiza la siguiente función objetivo:

$$V = -\left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E\{\tau_{t+i}^2 | \Omega_t\} \quad 0 < \beta < 1 \quad [1]$$

donde los costes de distorsión son proporcionales al cuadrado de la tasa impositiva¹⁰, y donde β representa la tasa subjetiva de descuento del gobierno. La tasa de descuento refleja las preferencias del gobierno y no debe asociarse necesariamente con la verdadera tasa «social» de descuento. $E\{\cdot | \Omega_t\}$ representa la expectativa condicionada al conjunto de información disponible por el gobierno en el momento t .

10. Este supuesto es el utilizado habitualmente. Véase, por ejemplo, el trabajo de Bohn (1990).

El gobierno maximiza [1] sujeto a su restricción presupuestaria dinámica, tal y como:

$$b_{t+1} = (1+r)b_t + g_t - \tau_t y_t \quad [2]$$

donde b_t es el volumen de deuda pública, g_t es el gasto público neto de intereses de la deuda pública, r es el tipo de interés real constante, y_t es el nivel de *output* de la economía, y τ_t es el tipo impositivo.¹¹

Además, la restricción presupuestaria dinámica puede expresarse igualmente utilizando las variables en porcentaje del PIB.¹²

$$(1+n)b_{t+1} = (1+r)b_t + g_t - \tau_t \quad [3]$$

Alternativamente, en el apéndice 5.4 se reformulan las restricciones presupuestarias intertemporal y dinámica, utilizando variables en términos reales *per cápita*. La utilización de este tipo de variables, habitual en modelos de crecimiento económico, se justifica en McCallum (1984), y O'Connell y Zeldes (1988), donde la relación entre la tasa de crecimiento de la población y el parámetro de preferencia temporal, determina la senda del endeudamiento público. En nuestro contexto, la contrastación de la hipótesis de *tax-smoothing* utilizando tanto variables normalizadas por el PIB como por la población se debe a que, en general, y también para el caso español, la tasa de crecimiento de ambas variables son distintas y, por lo tanto, los resultados obtenidos en la estimación de la senda óptima de déficit público pueden diferir sustancialmente.

Si resolvemos¹³ el problema de optimización, sujeto a la restricción presupuestaria, y se excluye la estrategia de «nunca impuestos, siempre más préstamos» conocida en teoría de juegos como *Ponzi game*, obtenemos la tasa impositiva óptima para cada período:

$$\tau_t = \gamma \left\{ (1-R) \sum_{i=0}^{\infty} R^i E\{g_{t+i} | \Omega_t\} + (r-n)b_t \right\} \quad [4]$$

donde $R = (1+n)/(1+r)$ y $\gamma = [(1-(R/\beta)R)/(1-R)]$.

De este modo, el cumplimiento de la hipótesis de «suavización impositiva» implica, como muestra la expresión [4], que los impuestos deben ser proporcionales al valor presente de los gastos públicos futuros, más el coste por el interés real

11. Todas las variables se hallan definidas en términos reales y la senda temporal para el gasto público se supone exógena.
12. El subíndice 1 indica que la variable está expresada en porcentaje del PIB. La tasa de crecimiento del output, n , se supone constante por conveniencia analítica.
13. Sin pérdida de generalidad, en adelante seguimos con el desarrollo analítico para el caso de las variables expresadas como porcentaje del PIB real. Los resultados obtenidos al tomar las variables en términos reales *per cápita* son similares, y el desarrollo únicamente difiere, como veremos, para la obtención del tipo de interés efectivo del gobierno.

efectivo del servicio de la deuda inicial del período, descontados utilizando el tipo de interés efectivo ($1/R$) que resulta de minorar la tasa de crecimiento de la economía del tipo de interés de mercado de los títulos de deuda pública.¹⁴ Al mismo tiempo, la evolución de las tasas impositivas depende de la tasa de descuento subjetiva del gobierno, y en particular de la relación de ésta con el tipo de interés efectivo, que nos mide el parámetro γ : en general, un γ inferior a la unidad implica que la tasa de descuento subjetiva del gobierno supera al coste efectivo de financiación de la deuda, lo que le lleva a desplazar los mayores tipos impositivos hacia el futuro; al contrario ocurriría si γ es mayor que la unidad.

Una primera implicación contrastable del cumplimiento de la hipótesis de «suavización impositiva» es que los tipos impositivos deben seguir un paseo aleatorio, de modo que su primera diferencia representaría la corrección del término de error de las expectativas entre los dos períodos, y por ello debería ser impredecible con la información disponible en el período $t-1$ o anterior.¹⁵

Para una mejor comprensión de la evolución de los tipos impositivos por un gobierno optimizador, es útil pensar en términos de los déficit o superávit presupuestarios resultantes, variable que se emplea en este trabajo. Así, cuando un gobierno optimizador incurre en un déficit presupuestario tiene en cuenta al menos dos tipos de elementos: si a través de la «suavización impositiva» reduce las oscilaciones de los tipos impositivos, mediante la «inclinación impositiva» puede elegir desplazar la carga impositiva hacia el futuro si su tasa de descuento subjetiva es superior al tipo de interés efectivo al que financia sus déficit presentes.

Por ejemplo, si el gasto público, tomado como porcentaje del PIB, fuera constante en el tiempo, no existiría razón alguna para que el gobierno introdujese consideraciones de «suavización impositiva» en sus déficit presupuestarios. Sin embargo, podría existir un componente de «inclinación impositiva»: si $\beta < R$, el gobierno tiene una alta tasa de descuento y elegiría una baja tasa impositiva inicial para ir aumentándola en el futuro para amortizar su deuda acumulada, y lo contrario ocurriría $\beta > R$. Por el contrario, si el porcentaje de gasto público sobre el PIB siguiera un ciclo perfecto y fuera igual a g_1 , en las recesiones y cero en las expansiones aunque $\beta = R$ y no existiera motivación para la «inclinación impositiva» en uno u otro sentido, existiría una fuerte motivación para la existencia de «suavización impositiva»: los tipos impositivos serían constantes, y el gobierno incurriría en déficit en los períodos de fuerte gasto público y reembolsaría su deuda en períodos de menores niveles de gasto público.¹⁶

14. Así, por ejemplo, si la economía presenta tasa positiva de crecimiento, el tipo de interés efectivo será menor que el de mercado.

15. En Barro (1981) o Sahasakul (1986) se contrasta esta hipótesis como indicador de que los gobiernos han tratado de suavizar los tipos impositivos intertemporalmente. Sin embargo, como se ha adelantado anteriormente, existen una serie de razones que motivan el ir más allá de este contraste.

16. Nuestro propósito no es explicitar una modelización concreta de los aspectos intergeneracionales, por lo que nos centraremos en el componente de «suavización impositiva» de los saldos presupuestarios: la existencia de costes de distorsión asociados a los impuestos como se muestra en [1] hace que la falta de una adecuada «suavización impositiva» no sea óptima. De hecho, supondremos por el momento que $\beta = R$.

2.2. Estrategia de contrastación econométrica

La contrastación directa de la hipótesis de «suavización impositiva» presenta distintos tipos de problemas. En primer lugar, la experiencia econométrica con las series temporales no estacionarias sugiere que es muy difícil determinar si una serie concreta sigue de hecho un paseo aleatorio. Además, la «suavización impositiva» es uno de los motivos posibles de que los tipos impositivos sigan un paseo aleatorio: es posible que los cambios en los tipos impositivos sean impredecibles incluso si no se han establecido para minimizar costes de distorsión. Por otra parte, existe importante información en los tipos impositivos tomados en niveles que se pierde al centrar el análisis en la estacionariedad o no de las primeras diferencias. Por ello, la estrategia a seguir, tal y como aparece en Ghosh (1995a), será la contrastación de las implicaciones del análisis de las diferentes series temporales, derivadas de la optimalidad de la determinación de los tipos impositivos.

De este modo, es posible definir el déficit público global (en porcentaje del PIB) a partir de [3] incluyendo los pagos por intereses de la deuda:

$$def1_t = \tau 1_t - b 1_t - (r-n)b 1_t \quad [5]$$

Al sustituir la condición de optimalidad derivada en [4] en la ecuación [5], obtenemos el saldo presupuestario óptimo:

$$def1_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} R^j E\{\Delta g 1_{t+j} | \Omega_t\} \quad [6]$$

Así, en [6] se formaliza la idea de que bajo «suavización impositiva», el saldo presupuestario debe absorber los cambios temporales en el gasto público. En concreto, el saldo presupuestario debería igualar la esperanza del valor presente descontado de los cambios en el gasto público.¹⁷ Además, el trabajar con [6] nos permite otro tipo de ventajas de tipo econométrico: a pesar de que es probable que el porcentaje de gasto público respecto al PIB sea una serie estacionaria, los contrastes econométricos estándar no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo que es útil poder trabajar con una construcción teórica cuya validez no desaparece aunque g_1 siguiera un proceso $I(1)$, puesto que incluso en ese caso su primera diferencia sería estacionaria y el saldo presupuestario que es el valor descontado de una serie estacionaria será por ello estacionario. Por ello, en primer lugar realizaremos contrastes sobre el orden de integrabilidad de las diferentes variables implicadas, en particular de $def1_t$ y $def2_t$.

En segundo lugar, a partir de la estimación de un VAR previamente especificado, se construirá la serie del saldo presupuestario óptimo, y se comparará con la

17. Por ejemplo, si el gobierno espera una elevación del gasto público futuro y pospone hasta entonces la decisión de aumentar los impuestos, las tasas resultantes serían necesariamente grandes y, tendrían consiguientemente altos efectos distorsionadores. La estrategia óptima será por tanto, elevar los impuestos inmediatamente para minimizar la distorsión total de todos los períodos. Dado que los impuestos han aumentado antes de que lo haga el gasto, se observa un superávit (o un menor déficit) del que en otro caso se hubiera observado.

serie correspondiente al saldo presupuestario efectivamente realizado. Bajo la hipótesis nula de que los gobiernos han suavizado impuestos en el tiempo, estas dos series deberían diferir como máximo en un término de error muestral.

El primer paso consiste en crear la parte derecha de [6]. Para ello, en primer lugar se estima un VAR con $\Delta g1_t$ y $def1_t$, que podemos definir como¹⁸:

$$\begin{bmatrix} \Delta g1_t \\ def1_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \psi_{11} & \psi_{12} \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta g1_{t-1} \\ def1_{t-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad [7]$$

En Ghosh (1995a) se demuestra que, bajo el supuesto de que $\Delta g1_t$ y $def1_t$ son ambos estacionarios, el sumatorio a infinito de [6] converge a la siguiente expresión para el déficit público óptimo¹⁹:

$$def1_t^* = [1 \ 0]R\Psi[I-R\Psi]^{-1}z_t \quad [8]$$

o equivalentemente a:

$$def1_t^* = \Lambda z_t = \lambda_1 \Delta g1_t + \lambda_2 def1_t \quad [9]$$

Así, bajo la hipótesis nula, el coeficiente λ_1 debería ser igual a cero y el coeficiente λ_2 igual a la unidad. Desde la misma perspectiva, la aceptación de la hipótesis de «suavización impositiva» puede derivarse de la comparación del saldo previsto $def1_t^*$ con el saldo observado $def1_t$. En el apéndice 5.2 se detalla la obtención de los coeficientes λ_1 y λ_2 a partir de los valores de los coeficientes ψ_{ij} obtenidos en la estimación del VAR.

Una implicación adicional del cumplimiento de la hipótesis de «suavización impositiva» es que el déficit público debería causar en el sentido de Granger a los cambios en el gasto público futuros, en la medida en que el gobierno disponga de mayor información sobre la senda del gasto público en el futuro que la contenida en los valores pasados de dicha variable, y los incorpore en el déficit actual.²⁰

Por último, en la argumentación anterior hemos supuesto que el gobierno no efectúa «inclinación impositiva» en ningún sentido. Pero si $R > \beta$, la tasa de descuento del gobierno implícita en β es mayor que el coste real efectivo de la financiación del déficit, y un comportamiento optimizador conduciría a desplazar impuestos hacia el futuro, y por tanto incurrir en mayores déficit presentes. Por tanto, la ecuación de «suavización impositiva» [5] cuando $\gamma \neq 1$ puede reescribirse como sigue:

$$def1_t = \left(\frac{1}{\gamma}\right)\tau1_t - [g1_t + (r-n)b1_t] \quad [10]$$

18. Puede estimarse un VAR de orden mayor que uno si los datos lo aconsejan.

19. $z_t = \Psi z_{t-1} + \varepsilon_t$ es la representación compacta de la expresión [7]. Además, la predicción para k períodos adelante del VAR es simplemente $E_t z_{t+k} = \Psi^k z_t$.

20. Campbell (1987) demuestra que, bajo la hipótesis nula, $def1_t$ causa en el sentido de Granger a $\Delta g1_t$, a no ser que $def1_t$ sea una función lineal exacta de los valores de $\Delta g1_t$ corrientes y pasados.

Así, si $\tau1_t$ y $[g1_t + (r-n)b1_t]$ sean $I(1)$, la expresión [10] define una ecuación de cointegración, por lo que $(1/\gamma)$ puede estimarse simplemente efectuando la regresión de $[g1_t + (r-n)b1_t]$ sobre $\tau1_t$, o también estimar el parámetro γ directamente a través de la regresión inversa de $\tau1_t$ sobre $[g1_t + (r-n)b1_t]$.

3. Resultados empíricos para la economía española

En este epígrafe se lleva a cabo un análisis empírico en el que se comprueba si los datos de los gastos públicos netos de intereses, g_t , y el déficit público bruto de intereses, $def1_t$, de la economía española para el período 1964-1995, muestran una evolución compatible con las condiciones estocásticas impuestas por la hipótesis de *tax-smoothing*. El modelo será estimado tanto con las variables implicadas en porcentaje del PIB (subíndice 1), como en porcentaje de la población total o en términos *per cápita* (subíndice 2).²¹

La comprobación del cumplimiento de la estrategia óptima de *tax-smoothing* de Barro, requiere examinar dos supuestos básicos del modelo: i) la estacionariedad de las cuatro variables implicadas, g_t , $def1_t$, gt_t y τ_t ; y ii) la estimación de un VAR no restringido entre Δg_t y $def1_t$. Adicionalmente, se examinará la hipótesis de «inclinación impositiva temporal» mediante el cálculo del parámetro de inclinación temporal, γ , a través de la estimación de la relación de cointegración entre ingresos públicos, τ_t , y los gastos públicos brutos de intereses, gt_t .

3.1. Estacionariedad de las variables

Para comprobar el orden de integrabilidad de las variables se utiliza una combinación de contrastes de estacionariedad. En primer lugar, los test de Phillips y Perron (1988) que corrigen de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller, y cuya hipótesis nula es que la variable tiene una raíz unitaria. En segundo lugar, puesto que estos contrastes tienen baja potencia²², el estudio de la estacionariedad se complementa con los test propuestos por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)²³, cuya hipótesis nula es la estacionariedad, es decir, la inversa de los test de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller. Los resultados de estos contrastes se presentan en la tabla 1.

Combinando los resultados de los test de Phillips-Perron (P-P) y los test KPSS se pueden extraer las siguientes conclusiones. En primer lugar, se puede rechazar que las ocho variables tengan una doble raíz unitaria. En segundo lugar, se puede afirmar que los gastos públicos netos de intereses, $g1_t$ y $g2_t$, los ingresos impositivos, $\tau1_t$ y $\tau2_t$, y los gastos públicos brutos de intereses, $gt1_t$ y $gt2_t$, son variables $I(1)$, puesto que no puede ser rechazada la hipótesis nula de raíz unitaria (test P-P), mientras que se puede rechazar la hipótesis nula de estacionariedad (test KPSS).

21. Véase el apéndice 5.1 para una definición exacta de las series utilizadas en el estudio.

22. Véase al respecto los trabajos de DeJong y otros (1992) y Perron (1991).

23. En adelante KPSS.

En lo que respecta a las variables representativas del déficit público bruto de intereses los resultados son ambiguos. Por un lado, en porcentaje del PIB, $def1_t$, los test de Phillips-Perron no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (la variable es $I(1)$), mientras que el test KPSS η_τ sólo permite rechazar la hipótesis nula de estacionariedad al 10% (la variable es $I(0)$). Por otro lado, en términos *per cápita*, $def2_t$, los test Phillips-Perron no permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (la variable es $I(1)$), mientras que el test KPSS η_τ no permite rechazar la hipótesis nula de estacionariedad al 1% (la variable es $I(0)$).

En este caso, las contradicciones de los dos tipos de contrastes no nos permite aclarar el grado de integrabilidad de la serie. El hecho de que ambas variables

Tabla 1. Test de raíces unitarias estandar (1964-1995)

Variable	Phillips-Perron Test ^b ($l = 1$)			KPSS Test ^c ($l = 1$)	
	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	$Z(t_{\alpha^*})$	$Z(t_{\hat{\alpha}})$	η_μ	η_τ
$\Delta\tau 1_t$	-6,57***	-6,59***	-4,21***	-	-
$\Delta\tau 2_t$	-5,07***	-5,00***	-2,30***	-	-
$\Delta gt 1_t$	-4,20***	-4,25***	-3,09***	-	-
$\Delta gt 2_t$	-4,37***	-4,23***	-1,76***	-	-
$\tau 1_t$	-1,69	0,46	4,12	1,652***	0,262***
$\tau 2_t$	-1,69	0,55	5,52	1,628***	0,329***
$gt 1_t$	-2,00	-0,39	3,37	1,650***	0,185**
$gt 2_t$	-2,10	1,07	6,73	1,648***	0,370***
$\Delta g 1_t$	-3,69	-3,68**	-2,85***	-	-
$\Delta g 2_t$	-3,43***	-3,56**	-1,64*	-	-
$\Delta def 1_t$	-5,82***	-5,82***	-5,66***	-	-
$\Delta def 2_t$	-6,28***	-6,22***	-5,89***	-	-
$g 1_t$	-1,46	-0,89	-2,89	1,643***	0,162**
$g 2_t$	-2,32	0,21	5,65	1,657***	0,272***
$def 1_t$	-2,45	-1,20	0,06	1,263***	0,123*
$def 2_t$	-2,78	-0,72	0,55	1,405**	0,089

(a) Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

(b) Los test de Phillips y Perron se han calculado utilizando el estimador de la varianza a largo plazo propuesto en Newey y West (1987). El retardo utilizado $l = INT[(T/100)^{1/4}]$ es el propuesto por Schwert (1989), en nuestro caso 1. Los valores críticos son tomados de Fuller (1976), tabla 8.5.2.

(c) La varianza a largo plazo de los errores de la regresión se ha estimado utilizando el procedimiento propuesto en Newey y West (1987). El orden máximo de la longitud de la ventana de Barlett (l) utilizado para el cálculo del estimador de la varianza de largo plazo es elegido de acuerdo con el valor de $l = INT[(T/100)^{1/4}]$ propuesto por Schwert (1989), en nuestro caso 1. Los valores críticos provienen de Kwiatkowski et al (1992), tabla 1.

Valores críticos	10%	5%	1%
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-3,24	-3,60	-4,38
$Z(t_{\alpha^*})$	-2,62	-3,00	-3,75
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	-1,60	-1,95	-2,66
η_μ	0,347	0,463	0,739
η_τ	0,119	0,146	0,216

muestren en su senda temporal un posible cambio estructural (véase figura A.2 en el apéndice 5.2) nos lleva a no extraer conclusiones definitivas sobre el orden de integrabilidad en base a los contrastes de Phillips y Perron y de KPSS. Como ha señalado Perron (1989, 1990), los cambios estructurales en series temporales hacen que este tipo de contrastes muestren problemas cuando existe una ruptura en algún punto de la muestra. En concreto, los test P-P están sesgados al no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria cuando las series presentan cambios en la media. Una vía alternativa para determinar el orden de integrabilidad en estos casos se ha planteado en los trabajos de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b), mediante la aplicación de un método en el que se endogeneiza la búsqueda del punto de ruptura de la serie en variables sin perfil tendencial.²⁴

En la tabla 2 se presentan los contrastes de raíces unitarias cuando existen cambio estructurales, con la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad con un cambio estructural en algún punto de la muestra no conocido, bajo dos modelos alternativos: a) cuando el cambio se supone gradual (*Innovational Outlier Model* o IOM); y b) cuando el cambio es instantáneo (*Additive Outlier Model* o AOM). En las dos últimas columnas aparecen las estimaciones del parámetro de raíz unitaria, α , y su respectivo estadístico t , t_α , en el que se contrasta si $\alpha = 1$.

Los resultados de los contrastes de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) nos indican que para $def1_t$, la raíz unitaria puede ser rechazada al 10% con el modelo AOM, con el cambio estructural en $T_b = 1977$, mientras que para $def2_t$, no puede ser rechazada con ambos modelos. Ello nos sugiere que $def1_t$ es estacionario, o $I(0)$, cuando se introduce la posibilidad de un cambio en la media no conocido *a priori*, mientras que $def2_t$, no es estacionario en niveles y, por lo tanto, es $I(1)$. El problema de que no pueda rechazarse la hipótesis nula de raíz unitaria cuando incluimos un cambio estructural de la variable $def2_t$ (déficit público en términos reales *per cápita*) y si con la variable $def1_t$ (déficit público en porcentaje del PIB) proviene de que en cada uno de los casos estamos normalizando por dos variables (población total y PIB) que tienen un comportamiento estocástico bien distinto. El PIB es una variable con una raíz unitaria y con un posible cambio estructural en 1974 (el mismo que la variable déficit público en términos reales del denominador), mientras que la población puede representarse con un proceso $I(2)$.²⁵ La variable $def2_t$ es el cociente de una variable $I(1)$ con una variable $I(2)$, luego es complicado que sea $I(0)$. Además, el hecho de que la tasa de crecimiento de la población se reduzca drásticamente a partir de 1985 (del 0,94% antes de este año al 0,20% de media después) provoca que la variable $def2_t$ no sea estacionaria como $def1_t$.

Desde el punto de vista de la política económica, este cambio estructural de la senda temporal del déficit público en porcentaje del PIB pudo haber sido cau-

24. Para más detalle sobre el procedimiento econométrico véase el apéndice 2 del trabajo de Esteve, Fernández y Tamarit (1993a) y Esteve (1997).

25. El análisis se complica todavía más si tenemos en cuenta de que con contrastes de raíces unitarias con cambios estructurales se detectó que la población podría ser también una serie $I(1)$ con un cambio en la media en 1984.

Tabla 2. Test de raíces unitarias con cambios estructurales de Perron y Vogelsang (1992a, 1992b) [1964-1995].

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\lambda}_\alpha$
Criterio de selección t -sig ($K_{max} = 5$)								
$def1_t$	AOM	1977	5	0,87 (2,6)	4,11 (9,3)		-1,09	-4,64*
$def2_t$	AOM	1977	3	5,82 (1,8)	38,9 (8,9)		0,15	-3,03
$def1_t$	IOM	1979	3	0,93 (2,6)	3,00 (3,0)	-1,65 (-1,3)	0,42	-3,35
$def2_t$	IOM	1979	3	5,57 (1,8)	21,9 (2,3)	-13,9 (-1,2)	0,15	-2,40

(a) Los estadísticos t entre paréntesis.

(b) Los signos (*), (**), y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1% respectivamente.

Valores críticos ($T = 50$)

Modelo	10 %	5 %	1 %	Fuente
AOM	-4,45	-4,76	-5,28	Perron y Vogelsang (1992a), tabla 1
IOM	-4,56	-4,93	-5,58	Perron y Vogelsang (1992a), tabla 2

Tabla 3. Test de raíces unitarias con cambios estructurales de Vogelsang y Perron (1994) y Perron (1997) [1964-1995].

Serie	Modelo	T_b	k	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{\lambda}_\alpha$
Criterio de selección t -sig ($K_{max} = 5$)								
τ_{2t}	IOM-A	1983	4	5,33 (5,44)	-28,11 (-3,93)	19,20 (-3,72)	0,41	-6,53***
τ_{2t}	IOM-C	1982	5	21,36 (6,14)	-26,21 (2,67)	-326,8 (-4,99)	-1,34	6,15**

Valores críticos ($T = 50$)

Modelo	10 %	5 %	1 %	Fuente
IOM-A	-4,92	-5,23	-5,92	Perron (1997), tabla 1A
IOM-C	-5,29	-5,59	-6,32	Perron (1997), tabla 2A

sado por el cambio de régimen de la política macroeconómica española en 1977-1978, coincidiendo con los «Pactos de la Moncloa» que propiciaron la reforma fiscal y un aumento del gasto público relacionado con el Estado del Bienestar, pero también un incremento del déficit público. Además, este período coincide con el inicio de una nueva estrategia de política monetaria que implicaba, entre otras cosas, un cambio de la financiación del déficit público orientada hacia un peso paulatino mayor de la deuda pública en condiciones de mercado y, por consiguiente, un descenso del señoreaje o financiación moneta-

ria del banco central.²⁶ Por último, este cambio de régimen de política económica supuso el inicio del aumento del peso de los pagos de intereses de la deuda pública incluidos en la definición de $def1_t$ y $def2_t$.

La posibilidad de que existan también cambios estructurales en el resto de las series implicadas en la evolución de $def1_t$ y $def2_t$ (τ_{1t} , τ_{2t} , gt_{1t} , gt_{2t} , g_{1t} y g_{2t}) nos lleva a la posibilidad de utilizar test de raíces unitarias cuando existen cambios estructurales como los planteados por Zivot y Andrews (1992), Perron (1997) y Vogelsang y Perron (1994), con la aplicación de un método similar al anterior pero, en este caso, para variables que presentan un perfil temporal tendencial.²⁷ En este caso, solamente para el caso de la variable τ_{2t} , es posible afirmar que pueda existir un cambio estructural para el año 1984 (al rechazarse la hipótesis nula de raíz unitaria) cuando se supone un modelo con cambio gradual (*Innovational Outlier Model* o IOM) en el nivel de la serie (al 5% de significatividad) y en 1983 cuando se supone también un modelo con cambio gradual en el nivel y pendiente de la serie (al 1% de significatividad).²⁸ El perfil temporal de la serie (véase figura A.1 del apéndice 5.2) parece confirmar la ruptura de la tendencia en 1984.²⁹

3.2. Estimación del parámetro de «inclinación impositiva temporal», γ

En la tabla 4 se presenta la estimación del parámetro de «inclinación impositiva temporal», γ , a través de la regresión de largo plazo entre ingresos públicos impositivos, τ_t , y los gastos públicos brutos de intereses, gt_t , así como la regresión inversa para $(1/\gamma)$, tanto para las variables en porcentaje del PIB, como en términos *per cápita*.

Para contrastar estas relaciones de largo plazo, se aplican test de la hipótesis nula de cointegración frente a la alternativa de no cointegración, como los propuestos recientemente por Shin (1994) en base a la estimación de largo plazo de Stock y Watson (1993). Bajo este enfoque, Shin (1994) aplica en dos etapas los test KPSS al caso de la cointegración de un conjunto de variables. En la primera etapa, se estima una regresión de largo plazo dinámica que incluye los valores retardados y futuros de las primeras diferencias de las variables explicativas, con o sin tendencia lineal (cointegración estocástica o determinística, respectivamente). Este procedimiento de estimación ha sido propuesto por Stock y Watson

26. Véase al respecto Ayuso y Escrivá (1997) y Banco de España (1978, 1979).

27. Para más detalle sobre el procedimiento econométrico véase el apéndice 2 del trabajo de Camarero, Esteve y Tamarit (1997b).

28. Aunque en la tabla aparezcan como el año de la ruptura 1983 y 1982, respectivamente, esto se debe a la inclusión de una variable *dummy*, $D(T_b)_t$, en la regresión que toma un valor 1 si $t = T_b + 1$. Véase Perron (1997) para más detalle.

29. No obstante, si se observa con detenimiento la figura A.1 del apéndice 5.2, el perfil temporal de la variable muestra claramente que la ruptura se puede situar más bien en el nivel y la pendiente de 1992. Desafortunadamente, los contrastes dejan fuera de la estimación recursiva parte de la muestra, y sólo efectuamos los test en el intervalo [0,15, 0,85], dejando fuera precisamente los años 1992-1995, los del posible cambio estructural.