

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 intertemporal 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 déficit 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 déficit y superávit públicos se utilizan de col-

7. Extensiones del modelo de Barro (1979), pueden verse en Chari, Christiano y Kehoe (1995), Lucas y Stockey (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 déficit se producen cuando los gastos son temporalmente elevados, y los superávit, cuando son bajos.

El cumplimiento de esta teoría de «suavización impositiva» tendría importantes implicaciones sobre el comportamiento de los déficit presupuestarios: ante un incremento temporal del gasto, por ejemplo, el gobierno debiera 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:

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

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. $E\{\bullet | \Omega_t\}$ 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:

$$b_{t+1} = (1+r)b_t + g_t - \tau_1 y_t \quad [2]$$

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_1 es el tipo impositivo.¹¹

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

$$(1+n)b_{1,t+1} = (1+r)b_{1,t} + g_{1,t} - \tau_1 \quad [3]$$

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:

$$\tau_1 = \gamma \left\{ (1-R) \sum_{i=0}^{\infty} R^i E\{g_{1,t+i} | \Omega_t\} + (r-n)b_{1,t} \right\} \quad [4]$$

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 $g1_t$ 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:

$$def1_t = \tau 1_t - b1_t - (r - n)b1_t \quad [5]$$

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

$$def1_t^* = \sum_{j=0}^{\infty} R^j E\{\Delta g1_{t+j} | \Omega_t\} \quad [6]$$

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 $g1_t$ 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:

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

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 periodos adelante del VAR es simplemente $E_t z_{t+k} = \Psi^k z_t$.

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

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

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, def_t , de la economía española para el periodo 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 , def_t , gt_t y τ_t ; y ii) la estimación de un VAR no restringido entre Δg_t y def_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, g_{1t} y g_{2t} , los ingresos impositivos, τ_{1t} y τ_{2t} , y los gastos públicos brutos de intereses, gt_{1t} y gt_{2t} , 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 estándar (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
$\Delta\tau1_t$	-6,57***	-6,59***	-4,21***	—	—
$\Delta\tau2_t$	-5,07***	-5,00***	-2,30***	—	—
$\Delta gt1_t$	-4,20***	-4,25***	-3,09***	—	—
$\Delta gt2_t$	-4,37***	-4,23***	-1,76***	—	—
$\tau1_t$	-1,69	0,46	4,12	1,652***	0,262***
$\tau2_t$	-1,69	0,55	5,52	1,628***	0,329***
$gt1_t$	-2,00	-0,39	3,37	1,650***	0,185**
$gt2_t$	-2,10	1,07	6,73	1,648***	0,370***
$\Delta g1_t$	-3,69	-3,68**	-2,85***	—	—
$\Delta g2_t$	-3,43***	-3,56**	-1,64*	—	—
$\Delta def1_t$	-5,82***	-5,82***	-5,66***	—	—
$\Delta def2_t$	-6,28***	-6,22***	-5,89***	—	—
$g1_t$	-1,46	-0,89	-2,89	1,643***	0,162**
$g2_t$	-2,32	0,21	5,65	1,657***	0,272***
$def1_t$	-2,45	-1,20	0,06	1,263***	0,123*
$def2_t$	-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	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{t}_\alpha$
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	$\hat{\mu}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{t}_\alpha$
Criterio de selección t -sig ($K_{\max} = 5$)								
$\tau2_t$	IOM-A	1983	4	5,33 (5,44)	-28,11 (-3,93)	19,20 (-3,72)	0,41	-6,53***
$\tau2_t$	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 $def2_t$ ($\tau1_t$, $\tau2_t$, $gt1_t$, $gt2_t$, $g1_t$ y $g2_t$) 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 $\tau2_t$ 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 1984²⁹.

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.

Tabla 4. Estimación de las relaciones a largo plazo implícitas en el parámetro γ . Contrastes de hipótesis nula de cointegración de Stock-Watson-Shin [1964-1995].

Relación de largo plazo	$(1/\gamma)$	γ	$C_\mu^{b,c}$	Test de Wald ^d
$[\tau 1_t, gt1_t]$	–	0,82 (40,7)	0,100	28,95
$[gt1_t, \tau 1_t]$	1,24 (31,2)	–	0,086	–
$[\tau 2_t, gt2_t]$	–	0,84 (35,1)	0,105	28,96
$[gt2_t, \tau 2_t]$	1,20 (55,1)	–	0,116	

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

(b) El número de valores retardados y futuros, q , se seleccionan de acuerdo con las simulaciones de Stock y Watson (1993) y es igual a $INT(T^{1/3})$, en nuestro caso, 1. C_μ es el estadístico LM_{SHIN} sobre los residuos de la regresión dinámica de largo plazo propuesta por Stock y Watson (1993) para el caso de la cointegración determinística.

(c) La varianza de 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 $l = INT(T^{1/2})$, en nuestro caso 5. Los valores críticos son tomados de Shin (1994). N es el número de variables explicativas.

(d) El estadístico W_{OLS} es un Test de Wald para contrastar que el parámetro $\gamma = 1$ y se distribuye como una χ^2 con un grado de libertad (valor crítico al 5%, 3,84).

Valores críticos	10 %	5 %	1 %
$C_\mu \ N=1$	0,231	0,314	0,533

(1993), y se conoce como la regresión DOLS.³⁰ En nuestro caso, para la relación entre $\tau 1_t$ y $gt1_t$:

$$\tau 1_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma gt1_t + \sum_{j=-q}^q \beta_j \Delta gt1_{t-j} + \varepsilon_t \quad [11]$$

expresión en la que la cointegración determinística supone que $\alpha_1 = 0$, mientras que la cointegración estocástica implica que $\alpha_1 \neq 0$.³¹

30. DOLS = Dynamic Ordinary Least Squares. Stock y Watson (1993) añaden a la regresión estándar de MCO de Engle y Granger (1987) valores retardados y futuros de las primeras diferencias de los regresores, con el objetivo de corregir paramétricamente los efectos causados por la posible endogeneidad de las variables explicativas. Además, los posibles problemas de correlación serial del término de error de la regresión de MCO son corregidos de manera no paramétrica.

31. La regresión de cointegración incluye en un primer caso una constante, mientras que en el segundo caso incluye una constante y una tendencia lineal. El primer caso se trata de «cointegración determinística», que implica que el mismo vector de cointegración elimina las tendencias determinísticas y las tendencias estocásticas del conjunto de variables. El segundo caso implica que la combinación lineal estacionaria de las variables $I(1)$ tiene una tendencia lineal no cero, correspondiendo al caso de «cointegración estocástica». Para más detalle, véase Ogaki y Park (1989) y Park (1992).

En la segunda etapa del test de Shin, se trata de calcular los estadísticos de Lagrange LM, C_μ (cointegración determinística) y C_τ (cointegración estocástica) de la misma manera que los contrastes de raíces unitarias KPSS.

La aplicación del contraste de cointegración determinística de Stock-Watson-Shin a la expresión [11] aparecen en la tabla 4. Los resultados sugieren que no es posible rechazar la hipótesis nula de cointegración determinística en las cuatro relaciones de largo plazo. El método DOLS garantiza que los contrastes de hipótesis sobre los coeficientes del vector de cointegración estimados en la ecuación [11] puedan ser construídos utilizando test de Wald modificados³², W_{OLS} , que se distribuyen asintóticamente como una χ_r^2 , siendo r el número de restricciones. Si imponemos la restricción de que $\gamma = 1$ en la expresión [11], el estadístico W_{OLS} estimado toma el valor de 28,95 y 28,96, respectivamente, lo que permite rechazar esta hipótesis y, por lo tanto, implica que $\gamma \neq 1$ en ambos casos. De hecho, la aplicación de este contraste de cointegración determinística propuesto por Stock-Watson-Shin nos muestra un $\gamma < 1$ en ambos casos (0,82 para las variables en porcentaje del PIB real, y 0,84 para las variables en términos reales *per cápita*).

Los resultados obtenidos suponen la aceptación de la hipótesis de «inclinación impositiva temporal» en la política fiscal española, lo que implica que la tasa subjetiva de descuento del gobierno ha sido superior a la implicada por el tipo de interés efectivo de la deuda pública, R . Desde el punto de vista práctico, ello supone que el gobierno habría llevado a cabo un cierto desplazamiento de los ingresos públicos hacia el futuro y, en definitiva, habría incurrido en mayores déficit públicos en el presente. Este resultado contrasta con las estimaciones obtenidas por Ghosh (1995a) para EE.UU. y Canadá, donde se presentan valores mayores a la unidad, lo que implica en estos caso que el tipo de descuento subjetivo de estos gobiernos habría sido inferior al tipo de interés efectivo al que se financiaba el *stock* de deuda pública americano y canadiense. En España, sin embargo, la financiación poco ortodoxa de la deuda pública durante gran parte del período (que nos permite obtener un $r = -4,96\%$ promedio para el período 1964-1995), sumada al efecto de una tasa de crecimiento real de la economía ($n = 3,51\%$ como promedio del período), elevan extraordinariamente el valor del parámetro R , es decir, reducen en gran medida el tipo efectivo real de descuento de «mercado».

En definitiva, no resulta sorprendente encontrar que para el caso de la economía española, que el gobierno tuviera una mayor tasa de descuento subjetiva que el coste efectivo real de la financiación de su déficit, de modo que fuera óptimo desde el punto de vista intertemporal desplazar la carga impositiva del presente hacia el futuro. De hecho, en O'Connell y Zeldes (1988) se muestra que este tipo de situaciones, donde el tipo de interés real libre de riesgo es inferior a la suma de las tasas de crecimiento de la población y del producto *per cápita*, harían incluso racional una estrategia de «Ponzi game» si esta condición fuera a mantenerse indefinidamente en el futuro, lo que es difícil de asumir con certeza para el caso español.

Es posible que los cambios estructurales detectados en las variables implicadas ($def1_t$ y $def2_t$) en el modelo planteado afecten a la estimación del parámetro

32. Para más detalle, véase Stock y Watson (1993).

de inclinación temporal y/o a la contrastación de la hipótesis de cointegración entre τ_{1t} y gt_{1t} (y entre τ_{2t} y gt_{2t}).³³ Para evitar este problema, Gregory y Hansen (1996a, 1996b) a partir de la noción de cambio estructural, han extendido los contrastes de cointegración tradicionales en el sentido de permitir que, bajo la hipótesis alternativa, la relación de cointegración cambie en un punto no conocido del período muestral. En definitiva, estos test pueden detectar cointegración en presencia de cambios estructurales, al tiempo que aportan una estimación de la fecha, T_b , en la que se produce el posible cambio estructural. La aplicación de esta metodología para las series de objeto de estudio ha sido utilizada en otro trabajo de los autores en el contexto de un estudio de la sostenibilidad de la política fiscal española en el largo plazo (Camarero, Esteve y Tamarit (1997a)). Los resultados de este estudio muestran que para la relación entre τ_{1t} y gt_{1t} se detecta cointegración entre las dos variables, situándose el punto de ruptura en los años 1987 ó 1988, dependiendo del modelo de cambio estructural planteado.³⁴ Además, el valor del parámetro de inclinación temporal en ambos casos es de 0,80 y 0,86, cercano al valor estimado en la tabla 4.

3.3. Estimación del VAR de «suavización impositiva», y los coeficientes asociados λ_1 y λ_2

En la tabla 5 se muestran los coeficientes del VAR tanto para el caso de las variables tomadas como porcentaje del PIB, como para las variables en términos *per cápita*. La elección del número de desfases se ha efectuado de acuerdo con el contraste propuesto por DeSerres y Guay (1995) cuyo resultado rechaza la inclusión de desfases superiores a uno.³⁵ De los resultados, se desprende que $def1_t$ y $def2_t$ causa en el sentido de Granger a $\Delta g1_t$ y $\Delta g2_t$, respectivamente, hecho que es consistente con la hipótesis de «suavización impositiva». Puede apreciarse además la significatividad de las variables exógenas, es decir la constante y la variable ficticia «dum77» que intenta recoger la reforma fiscal de 1977.³⁶

En la tabla 6 se presentan los coeficientes λ implicados por el VAR para ambos casos. En el apéndice 5.2 se presenta la derivación de los coeficientes λ , y sus errores estándar, a partir de los coeficientes de la matriz de transición del VAR. De este modo, se deriva λ_1 como la suma de los elementos de la primera

33. El hecho de que no se encuentren cambios estructurales en las dos series individuales τ_{1t} y gt_{1t} , no es condición suficiente para que no sea posible que exista un cambio en la relación de largo plazo entre las mismas y/o en el parámetro de largo plazo (γ). De hecho podría existir cambios en las dos series que se anularan, o también no existir cambios estructurales en las dos series y si en la relación de largo plazo entre las mismas y/o en el parámetro de largo plazo (γ). De hecho, $def1_t$ no es más que la diferencia de τ_{1t} y gt_{1t} .

34. Para la relación entre τ_{2t} y gt_{2t} no existe evidencia de cointegración con cambio estructural. Nuevamente aquí tenemos un problema: los test de Gregory-Hansen de cointegración con cambio estructural dejan fuera también parte de la muestra, al igual que pasaba con los test de raíces unitarias con cambio estructural. La estimación sólo se realiza en el intervalo [0,15; 0,85].

35. Véase apéndice 5.3 para más detalles.

36. Esta variable ficticia es elegida de acuerdo con el cambio estructural o cambio de régimen detectado en las variables representativas del déficit público, $def1_t$ y $def2_t$, a través de los test de raíces unitarias con cambios estructurales.

columna de la matriz $R\psi$, y λ_2 como la suma de los elementos de la segunda columna de esta misma matriz. Dado que el modelo supone una R constante y conocida y, por tanto, unas tasas r y n igualmente constantes y conocidas, se ha calibrado el modelo utilizando datos muestrales y diferentes alternativas plausibles, con las que se han obtenido resultados similares.³⁷

Bajo la hipótesis nula, λ_2 debería ser igual a la unidad y λ_1 debería ser igual a cero. Para ambos casos (datos en porcentaje del PIB o en términos *per cápita*), no se puede rechazar la hipótesis nula para el parámetro λ_2 , mientras que para el parámetro λ_1 sólo se puede aceptar la hipótesis nula cuando se toma las variables como porcentaje del PIB, lo que posteriormente es corroborado por la senda del déficit público óptimo con variables *per cápita*, donde se aprecia cierto sesgo. A partir de los coeficientes λ , es posible construir la senda del déficit público óptimo, $def1_t^*$, cuya trayectoria (véase figura 1) es básicamente similar a la senda del déficit público efectivo, $def1_t$, lo que muestra de un modo aún más gráfico que los sucesivos gobiernos en España durante el período han «suavizado» intertemporalmente los ingresos públicos.³⁸

En el caso de las variables en términos *per cápita*, la figura 2 muestra que la trayectoria temporal del déficit público óptimo, $def2_t^*$, sigue básicamente la senda del déficit público efectivo, $def2_t$, aunque como se ha dicho más arriba, el sesgo es superior al presentado por el caso anterior. Los resultados en términos *per cápita* difieren en nuestra opinión debido al distinto comportamiento estocástico de las dos variables utilizadas para normalizar: el PIB y la población total. Que esta última variable reduzca drásticamente su tasa de crecimiento a partir de 1985 repercute, sin duda, sobre la brecha observada entre el déficit real y el óptimo.³⁹ Así, de acuerdo con la hipótesis de «suavización impositiva» el déficit público óptimo obtenido requiere teóricamente el empleo de un R (o tipo de interés real efectivo al que se enfrenta el gobierno) en cuya construcción se asume una tasa de crecimiento de la población, n , constante y que se espera se mantenga en el futuro, hipótesis que no se cumple durante el período muestral.

La conclusión es inmediata: la dinámica seguida por el déficit público (en % del PIB) en España es favorable a la hipótesis de «suavización impositiva». Sin

37. Las medias muestrales de los parámetros, $r = -4,96\%$ y $n = 3,51\%$, suponen una tasa de descuento negativa que implica un valor de $R = 1,09$. Con una tasa de crecimiento del PIB real del 3% y un tipo de interés real del 2% , el valor de $R = 1,01$. Alternativamente, con $n = 2\%$ y $r = 4,5\%$ obtendríamos un $R = 0,98$, que es el utilizado en la tabla 1. En el caso de las variables en términos reales y *per cápita*, la media muestral de crecimiento de la población $p = 0,68\%$, lo que supone una media muestral de $R = 1,06$.

38. Este modelo intertemporal (como también en el caso de variables como el ahorro o el saldo de la balanza corriente) impone restricciones tanto sobre los niveles como sobre la dinámica de las variables. El hecho de que para la obtención de la senda del déficit público óptimo no se incluya la influencia de las variables exógenas (constante y $dumm77$) es consistente con la contrastación de la dinámica del modelo de «suavización impositiva». La mayoría de los contrastes de la restricción del modelo en niveles (véase como, por ejemplo, en Campbell (1987), Campbell y Shiller (1987) y Ghosh (1995a)), tienden a rechazar la hipótesis nula. Agradecemos a Ghosh esta sugerencia.

39. Durante una gran parte del período muestral se observan tasas de crecimiento de la población muy elevadas y presumiblemente superiores al crecimiento medio previsible para el futuro, mientras que en el resto el crecimiento poblacional observado es muy débil.

embargo, siguen existiendo distorsiones político-institucionales que impiden que dicho comportamiento optimizador sea completo, que vienen indicadas por la significatividad de la constante y de la variable «dum77». Estas distorsiones serían mayores tras la reforma fiscal de 1977, con el avance de los gastos derivados del compromiso del gobierno con determinadas funciones relacionadas con el Estado de Bienestar, sin que los ingresos públicos hayan compensado totalmente el empeoramiento en el déficit inducido por las mismas.

Tabla 5. Coeficientes del VAR [$\Delta g_t, def_t$] (1964-1995).

Coeficientes ^a del VAR	$\Delta g1_t$	$def1_t$
$\Delta g1_{t-1}$	0,259 (1,493)	-0,353* (-1,938)
$def1_{t-1}$	0,442*** (3,622)	0,656*** (5,135)
$dum77^b$	1,810*** (3,038)	-1,374** (-2,200)
cons	0,766** (2,484)	-0,115 (-0,357)
Coeficientes ^a del VAR	$\Delta g2_t$	$def2_t$
$\Delta g2_{t-1}$	0,131 (0,736)	-0,210 (-0,850)
$def2_{t-1}$	0,338*** (3,636)	0,768*** (5,975)
$dum77^b$	14,256*** (3,266)	-9,441 (-1,562)
cons	10,083** (3,738)	0,123 (0,033)

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

(b) La variable ficticia «dum77» representa un escalón que toma el valor 0 hasta 1976 y el valor 1 a partir de 1977, mientras que «cons» representa la constante.

Tabla 6. Valores de λ . Contrastes de Wald ($R=0,98$) [1964-1995].

	λ_1	λ_2
$def1_t^*$	-0,092 (10,45)***	1,076 (4,392)***
$def2_t^*$	-0,077 (1,132)	1,084 (4,972)

(a) Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Entre paréntesis el estadístico t . Hipótesis nula: $\lambda_1 = 0$, $\lambda_2 = 1$, 0.

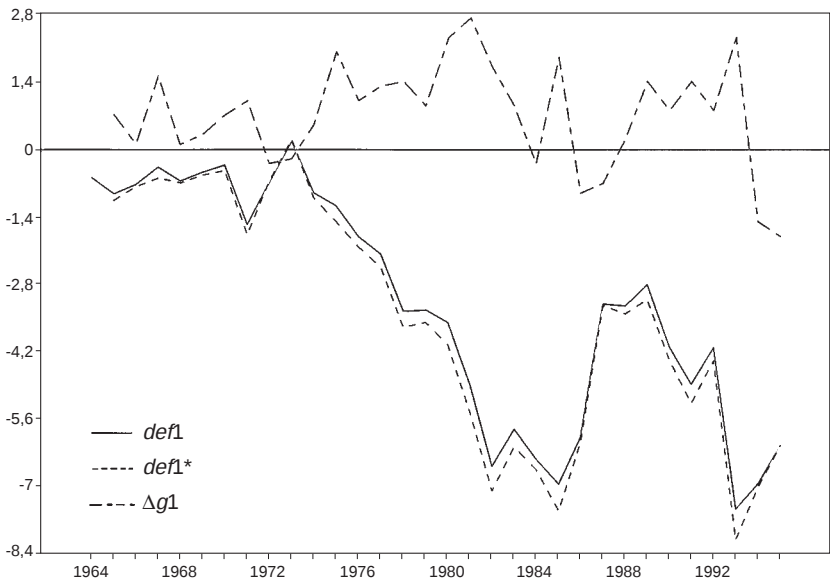


Figura 1. Déficit público actual y óptimo, porcentaje del PIB ($R = 0,98$).

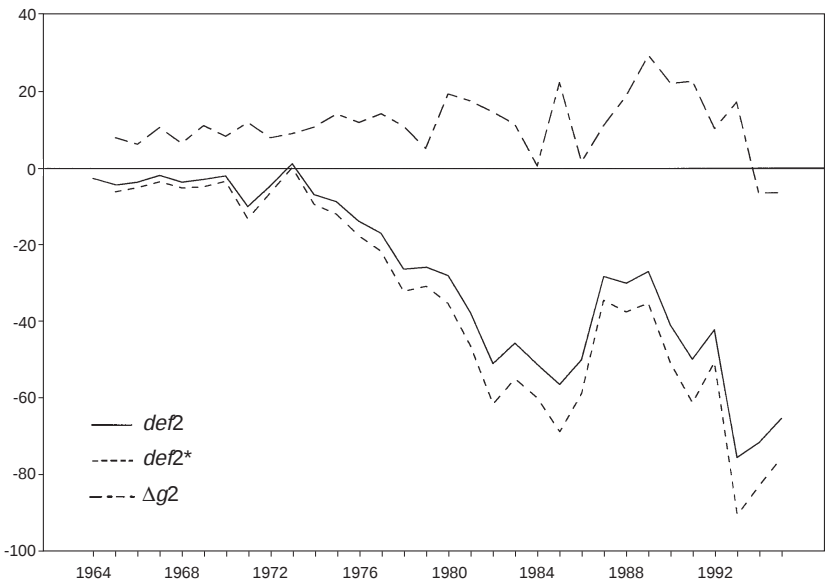


Figura 2. Déficit público actual y óptimo, per cápita ($R = 0,98$).

4. Conclusiones

En este trabajo se han utilizado recientes técnicas de cointegración y VAR para investigar un aspecto concreto de las decisiones de financiación óptima del gobierno: si tales decisiones cumplen las restricciones impuestas por la hipótesis de *tax-smoothing* o «suavización impositiva» planteada por Barro (1979). Desde el punto de vista empírico, la novedad del estudio radica en la utilización del déficit público global como variable de referencia, así como la estimación de modelo a través de un VAR, tal y como propone Ghosh (1995a). Las novedades del trabajo respecto al de Ghosh (1995a) son fundamentalmente la extensión del estudio y la consideración en el análisis econométrico de posibles cambios estructurales en el perfil temporal todas las series fiscales implicadas, tanto en la hipótesis de «inclinación temporal», como en la de «suavización impositiva», en las propias relaciones de largo plazo consideradas y, por último, en el VAR estimado.

El trabajo se enmarca en la preocupación por los déficit fiscales excesivos que ha conducido en ocasiones a introducir límites en la capacidad del gobierno de incurrir en déficit y en techos en la acumulación de *stock* de deuda pública. De hecho, el debate en EEUU respecto a las reglas de equilibrio presupuestario, y los criterios fiscales del Tratado de Maastricht y del Pacto de Estabilidad de la UEM, son ejemplos de la creciente popularidad de la introducción de reglas cuantitativas de política fiscal.

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, 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 y Crecimiento. 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. Por otro lado, la teoría neoclásica de los déficit públicos, entre las que se enmarca el modelo de «suavización impositiva» conciben la utilización del recurso al endeudamiento por parte del sector público como la elección óptima de unos gestores de política económica benévolo 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; de este modo, los déficit públicos serían 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).

Utilizando los datos anuales de la Contabilidad Nacional y de las Cuentas Financieras para la economía española para el período 1964-1995, se ha comprobado en una primera aproximación que la evolución temporal del déficit público global y de los gastos públicos netos de intereses de la deuda son consistentes con las restricciones impuestas por la hipótesis de «tax-smoothing» o «suavización impositiva» y que, por lo tanto, tal estrategia parece haber jugado un papel

determinante en la política fiscal española, fundamentalmente si utilizamos las variables en porcentaje del PIB. Desde el punto de vista econométrico dos resultados merecen destacarse. Por un lado, el déficit público global causa en el sentido de Granger a los cambios de los gastos públicos netos de intereses. Por otro, el VAR estimado entre estas dos variables muestra que la senda temporal histórica del saldo presupuestario español (fundamentalmente en porcentaje del PIB) coincide básicamente con la senda óptima descrita por el déficit público global, al que se le ha impuesto las restricciones derivadas de la hipótesis de «suavización impositiva».

Adicionalmente, se ha contrastado y aceptado la hipótesis de *tax-tilting* o «inclinación impositiva temporal» para la economía española, lo que implica que la tasa subjetiva de descuento del gobierno ha sido mayor que el tipo de interés efectivo de la deuda (es decir, $\beta < R$). Desde el punto de vista práctico, ello supone que el gobierno, dado el reducido coste de financiación de su déficit en términos reales, habría llevado a cabo desplazamientos de los ingresos públicos hacia el futuro y, en definitiva, ante aumentos, incluso permanentes en el gasto público, habría incurrido en mayores déficit públicos en el presente, sesgando hacia el futuro la elevación de los impuestos necesarios para su financiación.

Desde el punto de vista de la política económica, la aceptación de la hipótesis de «suavización impositiva» supone además el cumplimiento de la restricción presupuestaria dinámica del sector público en el caso español, lo que contradice la preocupación por el problema de la solvencia, que en el Comité Delors condujo a la recomendación de imponer reglas cuantitativas sobre el tamaño del déficit y el endeudamiento público. Así, la imposición de reglas cuantitativas en materia fiscal del tipo de las aprobadas en el Tratado de la Unión Monetaria Europea de Maastricht en 1991, y en el Pacto de Estabilidad y Crecimiento de la Cumbre de Amsterdam en 1997, podrían conducir en ambos casos a una política fiscal que no es óptima desde el punto de vista neoclásico, al menos en el caso español. Si, como parece el caso de la unión monetaria europea, no es posible centralizar los presupuestos nacionales de los estados miembros, debería permitirse una mayor flexibilidad a las políticas fiscales nacionales para contrarrestar las perturbaciones cíclicas de la economía y del gasto público, en ambos casos de carácter transitorio.

Sin embargo, pese a que la evidencia en el caso español no permite rechazar el cumplimiento de la hipótesis de «suavización impositiva», la introducción de reglas fiscales en el caso europeo podría justificarse para forzar a los respectivos gobiernos a disciplinar buena parte de sus gastos públicos, y modificar una senda que en esta modelización se supone exógena, reduciendo de este modo las ineficiencias en el sector público. Recuérdese que, bajo «suavización impositiva», el saldo presupuestario debería causar en el sentido de Granger a los incrementos del gasto público futuros; al limitar el saldo presupuestario, es probable que se consigan reducir los incrementos futuros del tamaño del sector público, de modo que se obligue a eliminar las ineficiencias, o se mitigue el efecto expulsión sobre la inversión privada. Además, pese a calificarlo de «óptimo», y pese a que aumenta con los cambios en la financiación del déficit público español, el valor

del parámetro de «inclinación impositiva» en España sigue siendo muy reducido y por tanto, el desplazamiento de ingresos hacia el futuro que de éste se deriva, supone por sí mismo una distorsión importante en el comportamiento del sector público español.

5. Apéndices

5.1. Fuentes y datos

El presente estudio utiliza datos anuales de la economía española para el período 1964-1995, procedentes de las Cuentas de las AA.PP. de la Contabilidad Nacional del INE y las Cuentas Financieras de la Economía Española que elabora el Banco de España. Las variables nominales se han deflactado en su caso, utilizando el deflactor del PIB (base 1986). El subíndice 1 indica que la variable ha sido normalizada por el PIB real, mientras que las variables divididas por la población total se identifican mediante el subíndice 2.

P_t : Deflactor del PIB a coste de los factores, base 1986. Fuente: Banco de España (1996) y Molinas y otros (1991).

Pob_t : Población total española. Fuente: Banco de España (1996) y Molinas y otros (1991).

y_t : Producto Interior Bruto en términos reales. Fuente: Banco de España (1996) y Molinas y otros (1991).

im_t : Ingresos públicos impositivos en términos reales, $\tau_t y_t$. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

g_t : Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

b_t : Stock de deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

$r_t b_{t-1}$: Intereses efectivos de la deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Banco de España, (1996) y elaboración propia.

gt_t : Gastos públicos brutos de intereses de la deuda en términos reales, $g_t + r_t b_{t-1}$. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

d_t : Déficit público de carácter primario (neto de intereses de la deuda pública) en términos reales, $\tau_t - g_t$.

def_t : Déficit público bruto de intereses de la deuda en términos reales, $d_t + r_t b_{t-1}$.

τ_{1t} : Ingresos públicos impositivos en términos reales, normalizados por el PIB real, im_t/y_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

g_{1t} : Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública en términos reales, normalizados por el PIB real, g_t/y_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

gt_{1t} : Gastos públicos brutos de intereses de la deuda pública en términos reales, normalizados por el PIB real, gt_t/y_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

b_{1t} : Stock de deuda pública en términos reales, normalizado por el PIB real, b_t/y_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

d_{1t} : Déficit público de carácter primario (neto de intereses de la deuda pública) en términos reales y normalizado por el PIB real, d_t/y_t .

def_{1t} : Déficit público bruto de intereses de la deuda en términos reales y normalizado por el PIB real, def_t/y_t .

τ_{2t} : Ingresos públicos impositivos en términos reales *per cápita*, im_t/Pob_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

g_{2t} : Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública en términos reales *per cápita*, g_t/Pob_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

gt_{2t} : Gastos públicos brutos de intereses de la deuda pública en términos reales *per cápita*, gt_t/Pob_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

b_{2t} : Stock de deuda pública en términos reales *per cápita*, b_t/Pob_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993a), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1996) y elaboración propia.

d_{2t} : Déficit público de carácter primario (neto de intereses de la deuda pública) en términos reales *per cápita*, d_t/Pob_t .

def_{2t} : Déficit público bruto de intereses de la deuda en términos reales *per cápita*, def_t/Pob_t .

Todos los cálculos han sido realizados con RATS, versiones 3.11, 4.10 y 4.20, y Rootine versión 1.21. Datos y resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos, están disponibles a partir de los autores.

5.2. Condiciones sobre la matriz de transición del VAR

En Ghosh (1995a) se sugiere una condición equivalente sobre la matriz de transición del VAR, Ψ , que hemos empleado para obtener los coeficientes λ_1 y λ_2 . Dado que:

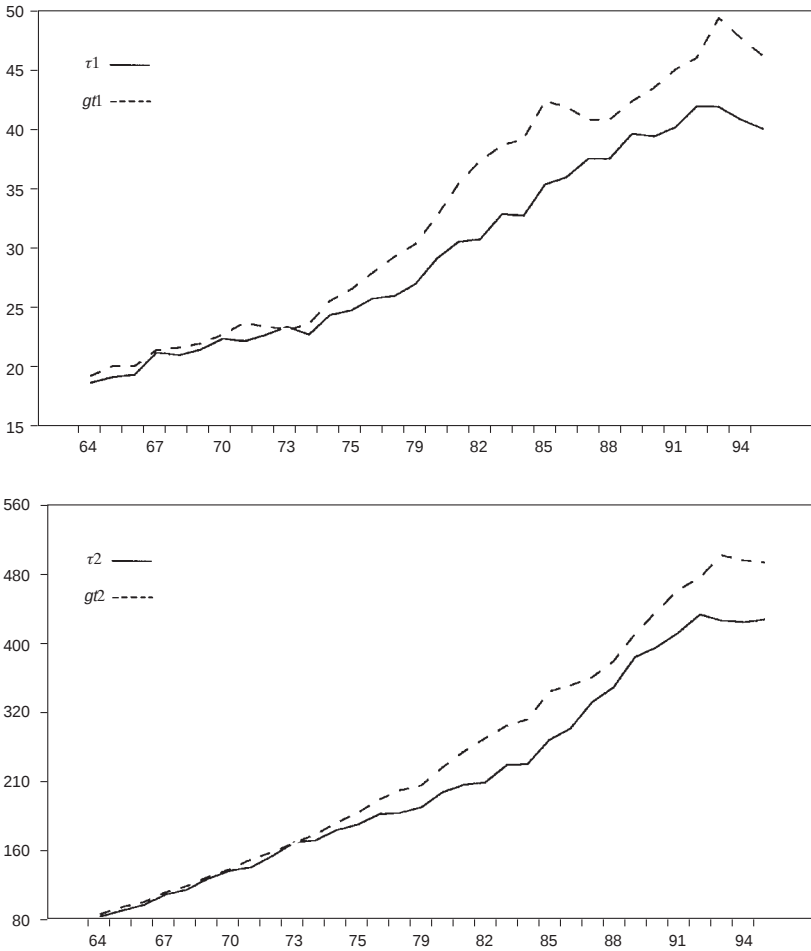


Figura A.1. Evolución de las variables fiscales implicadas en la hipótesis de «inclinación impositiva» (1964-1995) [τ_t , gt_t].

$$def1_t^* = [1 \ 0]R\Psi[I-R\Psi]^{-1}z_t \quad [12]$$

e igualmente:

$$def1_t = [1 \ 0]z_t \quad [13]$$

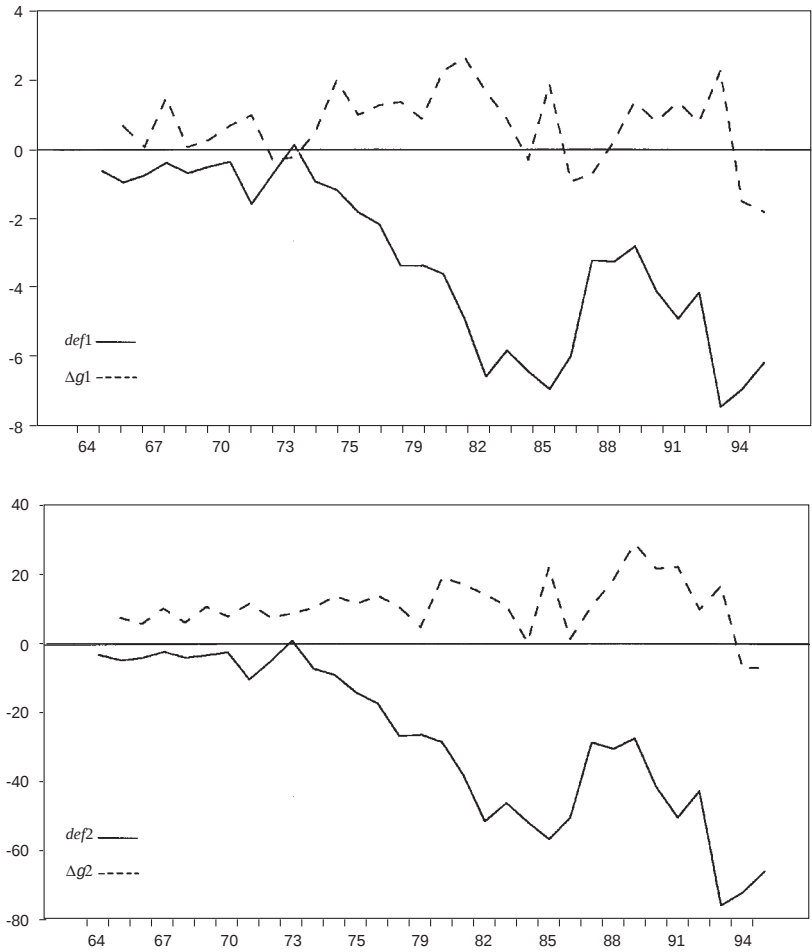


Figura A.2. Evolución de las variables fiscales implicadas en la hipótesis de «suavización impositiva» (1964-1995) [def_t , Δg_t].

entonces, $def1_t^* = def1_t$ solo si se cumple que:

$$[1 \ 0]R\Psi[I-R\Psi]^{-1} = [0 \ 1] \quad [14]$$

Postmultiplicando por $[I-R\Psi]$ y sumando $[0 \ 1]R\Psi$ a la expresión anterior, se obtiene:

$$[1 \ 0]R\Psi + [0 \ 1]R\Psi = [0 \ 1] \quad [15]$$

o, de forma equivalente:

$$[1 \ 1]R\Psi = [0 \ 1] \quad [16]$$

Por ello, la condición de que $\lambda_1 = 0$ y $\lambda_2 = 1$, es equivalente a decir que la suma de los elementos de la primera columna de $R\Psi$ sea cero, y la suma de los elementos de la segunda columna de $R\Psi$ sea uno. Los errores estándar de λ_1 y λ_2 se construyen como $\nabla\Lambda \sum_{\Psi} \nabla\Lambda$ con $\nabla\Lambda$ como gradiente de Λ con respecto a los parámetros del VAR, y $\sum_{\Psi}$ como error estándar de los parámetros.⁴⁰

De este modo, para obtener el déficit público óptimo es necesario, no sólo estimar los coeficientes del VAR propuesto, sino también disponer de un R , que no necesariamente ha de coincidir con la media muestral del período considerado, sino que debería representar la expectativa futura de esta variable.

5.3. Selección del número de retardos del VAR

Para la determinación del número de retardos del VAR propuesto, se utiliza un contraste de tipo secuencial, construido a partir de contrastes de Wald, tal y como se propone en DeSerres y Guay (1995). A partir de este contraste, se estima el VAR con un único retardo.

DeSerres y Guay (1995) examinan la sensibilidad de las estimaciones mediante modelización VAR respecto a la selección del número de retardos requeridos por el VAR para aproximar el proceso generador de los datos, y muestran cómo la utilización de la metodología VAR con restricciones de largo plazo requiere un especial cuidado en la selección del número de retardos, y que modelizaciones demasiado «parsimoniosas» pueden introducir sesgos significativos en la estimación.

A través de un proceso de Montecarlo, muestran que, a medida que se incrementa el número de retardos que mejor aproxima el proceso generador de los datos, los contrastes de tipo secuencial (como por ejemplo los basados en contrastes del tipo del Test de Wald o el Ratio de Máxima Verosimilitud), tienden a pro-

40. Se construyen errores de White estándar robustos dado que los elementos ij de esta matriz vienen dados por $(x'x)^{-1}(x'\varepsilon_i'\varepsilon_j'x)(x'x)^{-1}$ donde ε_i y ε_j son los residuos de la i ésima y j ésima ecuación del VAR.

porcionar mejores resultados que los contrastes estándar basados en criterios de información (Akaike, Schwarz, BIC). Esto es consistente con los resultados obtenidos por Hall (1994) y Ng y Perron (1995), donde se muestra que es preferible utilizar procedimientos de lo «general a lo específico» más que criterios de información (Akaike, Schwarz, BIC), ya que estos últimos tienden a seleccionar modelos muy «parsimoniosos» con graves distorsiones de tamaño y/o bajo poder con datos que procedan de procesos ARMA. Ng y Perron (1995) muestran el uso de criterios de información conducen a la selección de un valor de retardo que aumenta hacia infinito, cuando T crece, a una tasa muy baja dada por $\log(T)$.

5.4. Derivación del modelo de suavización impositiva en términos reales per cápita

El cumplimiento de la restricción presupuestaria dinámica establecida en [2] implica que el valor presente de los gastos públicos futuros debe igualar el valor presente de los ingresos impositivos netos de cualquier endeudamiento inicial:

$$\sum_{i=0}^{\infty} g_{t+i}/(1+r)^i = \sum_{i=0}^{\infty} \tau 1_{t+i} y_{t+i}/((1+r)^i - (1+r)b_t) \quad [17]$$

lo que también se puede expresar tomando estas variables como porcentaje del PIB:

$$\sum_{i=0}^{\infty} g 1_{t+i} \left[\frac{1+n}{1+r} \right]^i = \sum_{i=0}^{\infty} \tau 1_{t+i} y_{t+i} \left[\frac{1+n}{1+r} \right]^i - (1+r)b 1_t \quad [18]$$

o, alternativamente, utilizando variables expresadas en términos reales per cápita:

$$\sum_{i=0}^{\infty} g 2_{t+i} \left[\frac{1+p}{1+r} \right]^i = \sum_{i=0}^{\infty} \tau 2_{t+i} y_{t+i} \left[\frac{1+p}{1+r} \right]^i - (1+r)b 2_t \quad [19]$$

De este modo, puede derivarse igualmente una formulación alternativa de la restricción presupuestaria dinámica del gobierno con las variables en términos reales per cápita:

$$(1+p)b 2_t = (1+r)b 2_t + g 2_t - \tau 2_t \quad [20]$$

donde el tipo de interés real constante, r , y la tasa de crecimiento anual acumulativo de la población, p , se suponen constantes por conveniencia analítica.

Así, la contrastación del cumplimiento de la hipótesis de «suavización impositiva» puede realizarse tanto mediante la utilización de variables tomadas como porcentaje del PIB real como a partir de variables expresadas en términos reales per cápita.

Referencias bibliográficas

- ALESINA, A.; PEROTTI, R. (1996). «La economía política de los déficit presupuestarios». *Papeles de Economía Española*, 68, 237-254.
- ARCAS, J.M. (1997). «Efectos estabilizadores de la política fiscal». *Boletín Económico*, abril, Banco de España, p.103-110.
- AYUSO, J.; ESCRIVÁ, J.L. (1997). «La evolución de la estrategia de control monetario en España». En GUTIÉRREZ, F.; VIÑALS, J. (eds.). *La política monetaria y la inflación en España*. Madrid: Alianza Editorial, p. 89-110.
- BANCO DE ESPAÑA (1978). *Informe Anual 1977*. Madrid.
- (1979). *Informe Anual 1978*. Madrid.
- (1996). *Cuentas Financieras de la Economía Española (1986-1995)*. Madrid.
- BARRO, R.J. (1974). «Are Government Bonds Net Wealth?». *Journal of Political Economy*, 82, 1095-1117.
- (1979). «On the Determination of the Public Debt». *Journal of Political Economy*, 87, 940-971.
- (1980). «Federal Deficit Policy and the Effects of Public Debt Shocks». *Journal of Money, Credit and Banking*, 16, 747-762.
- (1981). «On the Predictability of Tax Rate Changes». *NBER Working Paper*, núm. 636.
- (1986a). «The Behavior of the United States Deficits». En GORDON, R.J. (eds.). *The American Business Cycle: Continuity and Change*. Cambridge: NBER and University of Chicago.
- (1986b). «The US Deficits Since World War I». *Scandinavian Journal of Economics*, 88, 195-222.
- (1987). «Government Spending, Interest Rates, Prices and Budget Deficits in the United Kingdom, 1701-1918». *Journal of Monetary Economics*, 20, 221-247.
- BOHN, H. (1990). «Tax Smoothing with Financial Instruments». *American Economic Review*, 80, 1217-1230.
- BUTI, M.; FRANCO, D.; ONGENA, H. (1997). «Budgetary Policies during Recessions, —Retrospective Application of the «Stability and Growth Pact» to the Post-War Period—». *Economic Paper*, núm. 121. European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs.
- CAMARERO, M.; ESTEVE, V.; TAMARIT, C.R. (1994). «Ausencia de señoreaje y solvencia del gobierno ante la UEM: ¿Puede España cumplir ambas condiciones?». *Revista de Análisis Económico*, 9, 3-24. Chile: IDALES/Georgetown University.
- (1997a). «Cambio de régimen y sostenibilidad a largo plazo de la política fiscal: el caso de España», *Mimeo*, Instituto de Economía Internacional, Universitat de València y Universitat Jaume I.
- (1997b). «Gasto público y consumo privado en España: ¿sustitutivos o complementarios?». *Hacienda Pública Española*, 140, 71-90.
- CAMPBELL, J. (1987). «Does Saving Anticipate Declining Labour Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis». *Econometrica*, 55, 1249-1273.
- CAMPBELL, J.; SHILLER, R. (1987). «Cointegration and Tests of Present Value Models». *Journal of Political Economy*, 93, 1062-1088.

- CHARI, V.V.; CHRISTIANO, L.J.; KEHOE, P.J. (1995). «Policy Analysis in Business Cycle Models». En COOLEY, T.F. (ed.). *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton: Princeton University Press.
- DEJONG, D.N.; NANKERVIS, J.C.; SAVIN, N.E.; WHITEMAN, C.H. (1992). «Integration Versus Trend Stationarity in Time Series». *Econometrica*, 60, 423-433.
- DESERRES, A.; GUAY, A. (1995). «Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) with Long-Run Restrictions». *Working Paper*, 95-9, Bank of Canada.
- ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. (1987). «Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing». *Econometrica*, 55, 251-276.
- ESTEVE, V. (1997). «Respuesta del tipo de interés nominal español a *shocks* de inflación esperada y de tipos de interés real *ex-ante*: una aplicación VAR estructural». *Documento de Trabajo*, 97/11, FEDEA.
- ESTEVE, V.; FERNÁNDEZ, J.I.; TAMARIT, C.R. (1993a). «Déficit público, deuda pública, *tax-smoothing* y cointegración: el caso de España». *Revista Española de Economía*, 10, 261-281.
- (1993b). «La restricción presupuestaria intertemporal del gobierno y el déficit público en España». *Investigaciones Económicas*, XVII, 119-142.
- ESTEVE, V.; TAMARIT, C.R. (1994). «Déficit público, *tax and seigniorage-smoothing* y política óptima del Gobierno: el caso de España». *Hacienda Pública Española*, 129, 73-83.
- FIORITO, R. (1997). «Stylized Facts of Government Finance in the G-7». *IMF Working Paper*, WP/97/142, Research Department, International Monetary Fund.
- FULLER, W.A. (1976). *Introduction to Statistical Time Series*. Nueva York: Wiley.
- GHOSH, A.R. (1995a). «Intertemporal Tax-Smoothing and the Government Budget Surplus: Canada and the United States». *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 1033-1045.
- (1995b). «International Capital Mobility amongst the Mayor Industrialised Countries: too little or too much?». *The Economic Journal*, 105, 107-128.
- GREGORY, A.W.; HANSEN, B.E. (1996a). «Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 555-560.
- (1996b). «Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts». *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.
- HALL, A. (1994). «Testing for a Unit Root in Times Series with Pretest Data Based Model Selection». *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 461-470.
- HALL, R.E. (1978). «Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence». *Journal of Political Economy*, 86, 971-987.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992). «Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root. How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?». *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- LUCAS, R.E.; STOCKEY, N.L. (1983). «Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital». *Journal of Monetary Economics*, 12, 55-93.
- MAR CET, A.; SARGENT, T.S.; SEPPÖLÄ, J. (1996). «Optimal Taxation without State-Contingent Debt». *Working Papers*, 170, Department of Economics, Universitat Pompeu Fabra.
- MCCALLUM, B.T. (1984). «Are Bond-financed Deficits Inflationary? A Ricardian Analysis». *Journal of Political Economy*, 92, 123-135.

- MOLINAS, C.; SEBASTIAN, M.; ZABALZA, A. (1991). *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*. Madrid: Antoni Bosh Editor e Instituto de Estudios Fiscales.
- NEWAY, W.K.; WEST, K.D. (1987). «A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix». *Econometrica*, 55, 703-708.
- NG, S.; PERRON, P. (1995). «Unit Root Tests in ARMA Models with Data Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag». *Journal of the American Statistical Association*, 90, 268-281.
- OCDE (1993). «Automatic Stabilisers: Their Extent and Role». *Economic Outlook*, junio.
- O'CONNELL, S.A.; ZELDES, S.P. (1988). «Rational Ponzi Games». *International Economic Review*, 29, 431-449.
- OGAKI, M.; PARK, J.Y. (1989). «A Cointegration Approach to Estimating Preference Parameters». *Working Paper*, núm. 209, Rochester: Rochester Center for Economic Research, University of Rochester.
- PARK, J.Y. (1992). «Canonical Cointegration Regressions». *Econometrica*, 60, 119-143.
- PERRON, P. (1989). «The Great Crash, the Oil Price shock and the Unit Root Hypothesis». *Econometrica*, 57, 1346-1401.
- (1990). «Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean». *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 153-162.
- (1991). «Test Consistency with Varying Sampling Frequency». *Econometric Theory*, 7, 341-368.
- (1997). «Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables». *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- PERRON, P.; VOGELSANG, T.J. (1992a). «Nonstationary and Level Shifts With an Application to Purchasing Power Parity». *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320.
- (1992b). «Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean: Corrections and Extensions». *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 467-470.
- PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. (1988). «Testing for a Unit Root in Time Series Regression». *Biometrika*, 75, 335-346.
- SAHASAKUL, C. (1986). «The U.S. Evidence on Optimal Taxation over Time». *Journal of Monetary Economics*, 18, 251-275.
- SARGENT, T.J. (1987). «Government Debt and Taxes». En SARGENT, T.J. *Macroeconomics Theory*, 2a. edición, Orlando, Florida: Academic Press, cap. XIII, p. 380-390.
- SCHWERT, G.W. (1989). «Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation». *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 147-159.
- SHIN, Y. (1994). «A Residual-based Test of the Null of Cointegration against the Alternative of no Cointegration». *Econometric Theory*, 10, 91-115.
- STOCK, J.H.; WATSON, M.W. (1993). «A Simple Estimator of Cointegration Vectors in Higher Order Integrated Systems». *Econometrica*, 61, 783-820.
- TREHAN, B.; WALSH, C.E. (1988). «Common Trends, The Government Budget Constraint, and Revenue Smoothing». *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 425-444.
- VOGELSANG, T.J.; PERRON, P. (1994). «Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time». Manuscript, Ithaca: Department of Economics, Cornell University.
- ZIVOT, E.; ANDREWS, D.W.K. (1992). «Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis». *Journal of Business and Economics Statistics*, 10, 251-270.