

Abstract

This paper develops and estimates a small macroeconomic equilibrium model of the Spanish labour market during 1964-1990. With respect to similar models in the literature, the model is developed for the open economy case, in a framework of imperfect competition in product and labour markets. As a byproduct of the analysis, it is possible to determine the available trade-offs between changes in inflation, unemployment and the current account, which establishes the existence of a supply constraint. The demand side policy mix adopted determines the values of the three variables in the constraint, though it cannot shift such constraint unless supply side policies are undertaken.

*Recepción del original, enero de 1992
Versión final, diciembre de 1992*

LA RESTRICCIÓN PRESUPUESTARIA INTERTEMPORAL DEL GOBIERNO Y EL DEFICIT PÚBLICO EN ESPAÑA*

Vicente ESTEVE

*Universitat de València y
C. R. D. E., Université de Montréal*

J. Ismael FERNANDEZ

Universitat de València

Cecilio R. TAMARIT

*Universitat de València y
Federación Valenciana de Cajas de Ahorro*

La proposición teórica de la Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno (RPIG) es utilizada para investigar la sostenibilidad de la política fiscal española con datos anuales para el período 1964-1989. Para ello se hace uso de técnicas de cointegración que permiten contrastar diferentes versiones en la verificación de la RPIG. La estacionariedad del déficit público bruto de intereses resulta ser una condición necesaria y suficiente cuando el tipo de interés es constante y únicamente suficiente si el tipo de interés real esperado es variable. Los resultados del trabajo son favorables al cumplimiento de la RPIG.

1. Introducción

Los elevados y persistentes déficit presupuestarios y la consiguiente acumulación de deuda en proporción al PIB, experimentados por los países de la OCDE y por España de forma más concreta, durante la década de los ochenta han generado en la literatura macroeconómica un considerable número de puntos de interés en la investigación de los efectos perniciosos que la política fiscal difunde a corto y largo plazo al sistema económico. Dentro de este debate, el grado de libertad de la política fiscal del gobierno y sus efectos sobre las variables macroeconómicas viene determinado en gran medida por la Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno (RPIG), y de su equilibrio en términos del valor presente. En este sentido, la RPIG constituye

* El trabajo se enmarca en el Proyecto SEC92-0980-CO2-02 de la CICYT, y versiones anteriores del mismo fueron financiadas por la Fundación F.I.E.S. y la Federación Valenciana de Cajas de Ahorros. Los autores agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de un evaluador anónimo. La última versión de este artículo ha sido escrita durante la estancia de Vicente Esteve como investigador invitado postdoctoral en el Centre de recherche et développement en économique (C.R.D.E.).

un prerrequisito fundamental para la validez de algunas de las más importantes aportaciones de la escuela neo-ricardiana de la política fiscal.

En primer lugar, una de las principales cuestiones de este debate académico se centra en la polémica de si el déficit del gobierno puede tener alguna influencia sobre los precios de los activos (como tipos de interés y tipo de cambio), la tasa de inflación y la renta real. La Teoría de la Equivalencia Ricardiana, planteada originariamente por David Ricardo y elaborada posteriormente por Barro (1974), sugiere que el déficit público no tiene ningún efecto sobre tales variables. No obstante, una precondition necesaria para la validez de los planteamientos de la Teoría de la Equivalencia Ricardiana, es el cumplimiento por parte del gobierno de la restricción presupuestaria intertemporal, en términos del valor presente.

En segundo lugar, la cuestión teórica y empírica de si la deuda del gobierno constituye riqueza neta y el debate sobre los efectos macroeconómicos de las diferentes formas de financiación del gobierno depende fundamentalmente de si la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno es satisfecha [Leiderman y Blejer (1988)].

Por último, la cuestión de si las políticas presupuestarias corrientes del gobierno son «sostenibles» y compatibles con la solvencia fiscal a largo plazo y con las expectativas racionales de los agentes económicos, depende también del equilibrio de la RPIG [Grilli (1989), Hamilton y Flavin (1986), McCallum (1984)].

La restricción presupuestaria intertemporal impone condiciones sobre el comportamiento a largo plazo de los gastos públicos y los ingresos (impositivos y por apelación al banco central), lo cual implica que los gastos públicos (incluidos pagos por intereses de la deuda) no pueden «desviarse» excesivamente de la senda determinada por los ingresos. En este trabajo se propone la utilización de las técnicas de cointegración para comprobar si el gobierno en España cumple las condiciones impuestas por la restricción presupuestaria intertemporal y si la financiación del déficit del gobierno no conlleva la existencia de una «burbuja».

La proposición teórica de la RPIG sirve para comprobar empíricamente si el déficit público de la economía española está «fuera de control», o si por el contrario, la política fiscal en España es sostenible a largo plazo. Si la senda descrita por el déficit cumple la restricción intertemporal, entonces se encuentra «bajo control».

El requerimiento de que el presupuesto del gobierno esté equilibrado en términos del valor presente, resulta equivalente a la condición de que gastos públicos brutos de intereses de la deuda pública, ingresos impositivos e ingresos por apelación al banco central estén cointegrados. Además, la estacionariedad del déficit público neto de intereses no es condición necesaria ni suficiente para que el gobierno equilibre su presupuesto intertemporalmente. De hecho, la condición es mucho más restrictiva, pues se requiere la estacionariedad del déficit público incluido intereses de la deuda pública.

El objetivo del trabajo es comprobar si se cumple la restricción presupuestaria intertemporal para el caso de la economía española en el período 1964-1989. En definitiva, se trata de contrastar si el sector público español muestra una senda de políticas presupuestarias sostenibles a largo plazo, o si alternativamente la idea de numerosos economistas de que las políticas fiscales en España son potencialmente insolventes, tiene fundamentos sólidos desde el punto de vista econométrico. El tema ha sido estudiado exhaustivamente para la economía americana [Trehan y Walsh (1987, 1988, 1991), Hamilton y Flavin (1986), Hakkio y Rush (1986), Haug (1991) y Macdonald (1990)], para la economía del Reino Unido [Macdonald y Speight (1990)], para Canadá [Smith y Zin (1991)], para la India [Buitier y Patel (1992)] y para diez países de la Comunidad Europea incluido España [Grilli (1989)], pero no existe, hasta el momento, evidencia empírica sólida para el caso español.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se discuten los fundamentos teóricos del enfoque utilizado en nuestra investigación (el equilibrio de la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno) y se desarrollan las implicaciones que tal restricción impone sobre el comportamiento estocástico del déficit público, del stock de deuda pública y de las series implicadas en la evolución de tales variables. En la sección 3 se comprueba empíricamente para la economía española si la senda temporal descrita por el déficit público y el stock de deuda son consistentes con el cumplimiento de la RPIG. Por una parte, se efectúa un análisis univariante de las distintas variables y se aborda el problema de la estacionariedad del déficit público y del stock de deuda. Por otra parte, se especifican las relaciones de largo plazo entre las variables mediante el uso de la teoría de la cointegración. La sección 4, recoge algunas conclusiones relevantes. En un apéndice estadístico se describen las fuentes de las series utilizadas en el trabajo empírico, basadas en datos anuales procedentes de la Contabilidad Nacional del INE y las Cuentas Financieras de la Economía Española publicadas por el Banco de España.

2. Consideraciones teóricas

2.1. El marco analítico de la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno (RPIG)

En esta sección, se plantea una breve exposición de la dinámica de la RPIG, para posteriormente describir las restricciones necesarias que aseguran que las sendas descritas por el déficit público y el stock de deuda son consistentes con los requerimientos impuestos por la RPIG. Ello es equivalente a comprobar si la senda temporal conjunta de gastos públicos brutos de intereses, ingresos impositivos e ingresos por señoreaje, equilibra en términos del valor presente la RPIG.

Suponiendo que el gobierno emite títulos de un solo período, la restricción del presupuesto del gobierno en términos reales nos determina que el valor real del stock de deuda, b_t , evoluciona de acuerdo con la expresión:

$$\begin{aligned}
 b_{t+1} &= (1 + r_t)b_t + g_t - \tau_t - s_t \\
 &= (1 + r_t)b_t + g_t - in_t \\
 &= (1 + r_t)b_t + d_t
 \end{aligned}
 \quad [1]$$

donde r_t es el tipo de interés real; g_t representan los gastos públicos reales netos de intereses de la deuda; τ_t son los ingresos impositivos en términos reales; los ingresos por señoreaje o apelación al banco central vienen representados por s_t , que recoge el volumen de deuda pública en manos del banco central (créditos más valores en cartera); in_t ($\tau_t + s_t$) representa los ingresos públicos totales, impositivos y por señoreaje; y por último, el término d_t ($g_t - \tau_t - s_t$) es el déficit público neto de intereses. Cada una de las series originales en términos nominales, han sido deflactadas por el mismo índice de precios de la economía, P_t .

Por otra parte, el déficit público bruto de intereses se define como:

$$\begin{aligned}
 def_t &= r_t b_t + g_t - \tau_t - s_t \\
 &= r_t b_t + g_t - in_t \\
 &= r_t b_t + d_t
 \end{aligned}
 \quad [2]$$

Las restricciones presupuestarias del gobierno de cada período individual se pueden agregar intertemporalmente. De este modo, suponiendo que el tipo de interés real esperado no es constante y tomando expectativas sobre el valor esperado en la expresión [1] y resolviendo recursivamente mediante sustitución hacia adelante se obtiene la expresión:

$$b_t = -E_t \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{t+j} d_{t+j} + E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \delta_{t+j} b_{t+j+1}
 \quad [3]$$

$$\text{con } \delta_{t+j} = \prod_{i=0}^j R_{t+i}; R_{t+i} = (1 + r_{t+i})^{-1}$$

que representa la restricción presupuestaria intertemporal e indica que el valor corriente de mercado de la deuda pública debe ser igual al valor presente descontado de los superávit corrientes y futuros del presupuesto, más un término que depende de la senda temporal del stock de deuda pública cuando el tiempo tiende a infinito. Bajo la hipótesis de equilibrio intertemporal de presupuesto del gobierno, el segundo término de la parte derecha de [3] deberá de ser cero. Si se impone la restricción de solvencia (no explosividad del nivel de deuda) o condición de transversalidad¹, entonces se cumplirá que:

$$E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \delta_{t+j} b_{t+j+1} = 0
 \quad [4]$$

¹ Para una discusión de la interpretación de esta condición ver McCallum (1984), en el que se demuestra que una violación de [4] es inconsistente temporalmente con un comportamiento óptimo de los poseedores de los títulos de deuda pública.

LA RESTRICCIÓN PRESUPUESTARIA

Cuando este término tiende a cero, entonces la RPIG requiere que los programas presupuestarios del gobierno cumplan la siguiente restricción: «el valor actual de los gastos públicos reales (excluyendo pagos de intereses) más el valor corriente del stock de deuda pública debe ser igual al valor actual de los ingresos impositivos más el valor actual de los sucesivos aumentos de la base monetaria provocados por los ingresos del señoreaje (recaudación a través del impuesto inflacionario)». De otro modo, la RPIG requiere que el gobierno muestre futuros superávit presupuestarios, que en términos del valor presente deben ser iguales al stock de deuda actual en términos reales.

Por otro lado, como muestran McCallum (1984) y Hamilton y Flavin (1986), el valor en el límite de [4] debe ser igual a cero para excluir la posibilidad de que el gobierno financie su déficit indefinidamente utilizando nueva deuda pública que sustituya a la anterior. Si el límite no es igual a cero, el gobierno se encuentra inmerso en una «burbuja» en la financiación de sus gastos, presentando una situación en la que el déficit público está «fuera de control». Desde un punto de vista práctico la hipótesis de que el gobierno tiene el déficit «bajo control», significa que cumple su RPIG, y por tanto la hipótesis nula a comprobar será:

$$H_0: b_t = -E_t \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{t+j} d_{t+j}
 \quad [5]$$

condición que es equivalente a comprobar la restricción de no explosividad de la deuda dada en [4], que representa que la oferta real de títulos de deuda pública en manos del público se espera que en término medio no crezca más deprisa que la tasa de interés real:

$$H_0: E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \delta_{t+j} b_{t+j+1} = 0
 \quad [6]$$

En orden a comprobar si [5] se cumple y por tanto la RPIG es satisfecha, en la siguiente sección se presentan las restricciones que la RPIG impone sobre la estacionariedad de la senda temporal seguida por el déficit público, o en términos equivalentes, sobre el proceso estocástico conjunto seguido por g_t , τ_t y s_t o por d_t y b_t , que determina en última instancia las relaciones de cointegración entre las mismas².

2.2. Implicaciones de la RPIG sobre la estacionariedad del déficit público y del stock de deuda pública

En este epígrafe se presentan las restricciones que sobre la senda temporal del déficit público bruto de intereses y el stock de deuda pública son necesarias y

² En otros trabajos [Hamilton y Flavin (1986)] se comprueba directamente el cumplimiento de [6] a través de la relación implícita que existe entre los test de la restricción intertemporal del presupuesto del sector público y test de burbujas especulativas. Esta conexión directa puede verse desarrollada en Hamilton y Whiteman (1985).

suficientes para asegurar el equilibrio de la RPIG. En un primer momento se va a suponer que el tipo de interés real esperado de la deuda pública es constante. Más adelante, se muestra que la relajación de este supuesto, utilizando en el análisis teórico el tipo de interés variable, lleva a algunos cambios significativos en las propiedades estocásticas de las series implicadas en la evolución de la RPIG.

a) EL CASO DEL TIPO DE INTERÉS REAL ESPERADO CONSTANTE

Las restricciones estocásticas son derivadas en Sargent (1987) para el caso particular de un proceso conjunto estacionario en niveles de los ingresos públicos y gastos públicos. Posteriormente, son generalizadas por Trehan y Walsh (1987, 1988) para el caso de no estacionariedad en niveles, en un contexto de tasa de interés real esperada constante.

En primer lugar, Trehan y Walsh (1988) muestran que el cumplimiento de la RPIG impone que la primera diferencia del stock de deuda pública sea estacionaria y [3] se convertirá en:

$$b_t = -E_t \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-(t+j)} d_{t+j} \quad [7]$$

En segundo lugar, Trehan y Walsh (1988) muestran que el equilibrio de la RPIG exige que el déficit público bruto de intereses, def_t , sea estacionario. En síntesis, si se reescribe [1] en función de las primeras diferencias del stock de la deuda pública, se obtiene la expresión:

$$(1-L)b_{t+1} = r_t b_t + d_t = def_t \quad [8]$$

puesto que el equilibrio de la RPIG exige que la parte izquierda de [8] —que representa la primera diferencia del stock de deuda— sea estacionaria. Ello implica que la parte derecha de tal expresión lo sea también, por lo que se puede concluir que el equilibrio de la RPIG exige que el déficit público bruto de intereses, def_t , sea estacionario. De otro modo esa condición resulta equivalente a imponer la restricción de que el déficit neto de intereses y el stock de deuda pública estén cointegrados en un vector $(1 \ r)$. Por último, también resulta equivalente a imponer que las variables que componen el déficit bruto de intereses, def_t , gastos públicos brutos de intereses y el conjunto de los ingresos públicos totales (en el caso de suponer que sean no estacionarias) estén cointegrados en un vector $(1 \ -1)$, si y sólo si la RPIG es satisfecha.

Por otro lado, Campbell y Shiller (1988) muestran que la expresión [7] tiene importantes implicaciones sobre la estacionariedad del déficit neto de intereses de la deuda pública, d_t , puesto que las variables b_t y d_t estarán cointegradas si la primera diferencia del déficit neto de intereses $(1-L)d_t$, es estacionaria.

Recientemente, Trehan y Walsh (1991) han extendido el anterior análisis en dos direcciones superando dos supuestos restrictivos: en primer lugar, que el tipo de interés real esperado se mantiene constante en el tiempo; y en segundo lugar, que el déficit neto de intereses, d_t , es estacionario en primeras diferencias o $I(1)$.

Manteniendo el supuesto de que el tipo de interés es constante, Trehan y Walsh relajan el segundo supuesto considerando que una cuasidiferencia del déficit neto de intereses es estacionaria: $(1-\lambda L)d_t \sim I(0)$. Partiendo de este nuevo supuesto, derivan tres casos posibles respecto a las condiciones estocásticas de las variables implicadas en el equilibrio de la RPIG. En primer lugar, si d_t es un proceso estocástico estacionario ($0 \leq \lambda < 1$) o $I(0)$, entonces demuestran que la RPIG se cumple si y sólo si el stock de deuda pública, b_t , es también estacionario, $I(0)$. En segundo lugar, si d_t es no estacionaria en niveles ($1 \leq \lambda < R$) o $I(\lambda)$, siendo $R = 1 + r$ (tasa esperada de retorno real), b_t deberá ser también no estacionaria y tener un grado de diferenciación $(1-\lambda L)$, por lo que podrá existir una combinación lineal de ambas variables que sea estacionaria. En este caso, los test de cointegración entre ambas variables, $CI[b_t, d_t]$, continúan siendo un contraste válido del cumplimiento de la RPIG en términos del valor presente. Y en tercer lugar, si el parámetro $\lambda = 1$, es decir si la variable d_t es una variable estacionaria en diferencias, o $(1-L)d_t$ es $I(0)$, las condiciones derivadas en el epígrafe anterior siguen siendo válidas, por lo que los contrastes de comprobación de la RPIG continúan siendo la verificación de la cointegración entre d_t y b_t , y la estacionariedad del déficit público incluido los intereses de la deuda, def_t . En cualquier caso, la relajación del segundo supuesto no invalida las implicaciones contrastables que sobre el comportamiento de b_t , d_t y def_t , se han apuntado anteriormente.

b) EL CASO DEL TIPO DE INTERÉS REAL ESPERADO VARIABLE

Por otro lado, Trehan y Walsh relajan el supuesto de constancia en el tipo de interés, suponiendo que el tipo de interés real esperado no es constante sino que es variable en el tiempo, r_t , aunque positivo. En este caso, Trehan y Walsh (1991) muestran que las implicaciones estocásticas necesarias para asegurar el cumplimiento de la RPIG en términos del valor presente varían respecto a las más arriba derivadas. En primer lugar, el test de la estacionariedad del déficit bruto de intereses, def_t , es una condición únicamente suficiente para asegurar el equilibrio de la RPIG. En segundo lugar, la sostenibilidad de la política fiscal (o equilibrio de la RPIG) no implica necesariamente la cointegración entre b_t y d_t , por lo que en el supuesto de que el interés real esperado sea variable, los test de cointegración entre estas variables pueden llevar al rechazo de la misma, y continuar siendo válida la sostenibilidad. La razón estriba en que ambas variables podrían tener incluso diferentes órdenes de integrabilidad (dado que el vector de cointegración no es constante), y ello resultar compatible con el equilibrio de la RPIG. En tercer lugar, la condición de que la primera diferencia del stock de deuda pública $(1-L)b_t$ es estacionaria o $I(0)$,

continúa siendo una condición suficiente para asegurar el equilibrio de la RPIG y la sostenibilidad de la política fiscal en el largo plazo³.

2.3. *Proposiciones contrastables sobre las relaciones a largo plazo entre: gastos públicos brutos de intereses, ingresos impositivos e ingresos por señoreaje, déficit público y stock de deuda*

De los epígrafes anteriores se puede extraer que las condiciones impuestas por el valor presente de la restricción intertemporal del presupuesto sobre la senda del déficit implican las siguientes proposiciones contrastables:

En primer lugar, la estacionariedad del déficit público incluido los pagos de intereses es una condición necesaria y suficiente para equilibrar el presupuesto intertemporal del gobierno en el caso restrictivo de que el tipo de interés sea constante y sólo resulta suficiente si el tipo de interés real esperado es variable. La estacionariedad del déficit neto de intereses no es una condición necesaria ni suficiente para asegurar el equilibrio en ninguno de los casos. Ello es equivalente a exigir que el stock de deuda pública sea estacionario en primeras diferencias en ambos supuestos.

En segundo lugar, si el déficit público incluido intereses de la deuda debe ser estacionario, ello implica que los gastos públicos incluido los pagos de intereses y los ingresos públicos totales (ingresos impositivos más ingresos por señoreaje) deben estar cointegrados en un vector $(1 \ -1)$ siempre que consideremos ambas variables no estacionarias, si y sólo si la restricción presupuestaria intertemporal es satisfecha. También en este caso ambas condiciones son válidas, tanto en el supuesto de que se considere que el tipo de interés real esperado es constante en el tiempo, como en el caso menos restrictivo de que se considere variable.

En tercer lugar, un test equivalente a la proposición anterior es que el déficit excluido los pagos de intereses y el stock de deuda pública estén cointegrados en un vector $(1 \ r)$. En este caso, es posible asegurar que ambas variables están cointegradas siempre que la primera diferencia del déficit público neto de intereses sea estacionaria. No obstante, estas condiciones sólo tienen validez en el caso restrictivo de que el tipo de interés esperado sea constante y además el proceso temporal de esta última variable sea ruido blanco alrededor de una constante.

En cuarto lugar, no obstante, en el caso de que el tipo de interés sea variable, el stock de deuda pública y el déficit neto de intereses podrían tener poten-

³ Una alternativa a los contrastes de sostenibilidad de Trehan y Walsh en un contexto de interés variable, sería realizar el test de solvencia propuesto por Wilcox (1989), consistente en comprobar si la serie del stock de deuda pública descontada es estacionaria o $I(0)$ bajo determinadas condiciones. El mayor poder de este test respecto a los utilizados en nuestro trabajo queda mediatizado para el caso español por la inexistencia de un tipo de interés representativo del rendimiento del stock de deuda pública desde 1964. La utilización de algún otro tipo de interés a largo plazo poco representativo, como por ejemplo, el rendimiento de las obligaciones privadas, restaría en nuestra opinión fiabilidad a la serie de deuda pública descontada.

cialmente diferentes órdenes de integrabilidad, por lo que el rechazo del contraste de cointegración entre ambas variables no debe implicar necesariamente el rechazo de la sostenibilidad de la política fiscal. En este caso, la estacionariedad del déficit bruto de intereses continúa siendo una condición suficiente para asegurar el equilibrio de la RPIG en términos del valor presente.

3. Evidencia empírica para el caso español

En este epígrafe se lleva a cabo un análisis empírico en el que se comprueba si el déficit público en España para el período 1964-1989 muestra una evolución temporal compatible con las condiciones impuestas por la RPIG. En última instancia, se comprueba econométricamente si el gobierno español es consistente con la solvencia y las restricciones de eficiencia dinámica impuestas por [5].

3.1. *Análisis univariante de las variables. Orden de integrabilidad y contrastes de raíces unitarias*

La determinación del orden de integrabilidad de cada una de las series se lleva a cabo siguiendo la metodología de contrastes de raíces unitarias desarrollado en los últimos años en el contexto de la teoría de la cointegración. Existen diversos contrastes estadísticos para este fin⁴, si bien en este trabajo se utilizan los contrastes no paramétricos propuestos por Phillips y Perron (1988) dada la existencia de heterocedasticidad en las variables objeto de estudio⁵. En el caso de que no se pueda efectuar una distinción clara en el orden de integrabilidad de la serie a través de tales test, a consecuencia de la existencia de tendencias segmentadas o cambios en la media de la variable, se utiliza complementariamente los test de raíces unitarias de Perron (1989, 1990) y de Rapoport-Reichlin (1987, 1989).

En el Gráfico 1 se presentan los gastos públicos brutos de intereses en términos reales $(g_t + r_t b_t)$ y la primera diferencia de la variable. Se pueden apreciar dos períodos diferentes en su evolución. Un primer período, 1965-78, en el que la tasa de variación anual media respecto al año anterior se sitúa en torno al 8 %. Durante el segundo período, 1979-89, se produce una caída en la tasa media de variación anual hasta el 5,6 %. Los resultados del contraste de la hipótesis nula de que los gastos públicos brutos de intereses de la deuda es una variable integrable de orden dos $I(2)$, frente a la alternativa de que es $I(1)$,

⁴ Un panorama completo de los contrastes de raíces unitarias puede verse en Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990).

⁵ Phillips y Perron (1988) generalizan la especificación del proceso generador de datos, abandonando el supuesto simplificador de perturbaciones idéntica e independientemente distribuidas subyacente en los contrastes «clásicos» de Dickey y Fuller (1979, 1981), e imponiendo condiciones más generales sobre la secuencia de la perturbación. Para la determinación del orden de integrabilidad se sigue la secuencia propuesta en Perron (1988), con las modificaciones presentadas en Dolado, Jenkinson y Sosvilla-Rivero (1990).

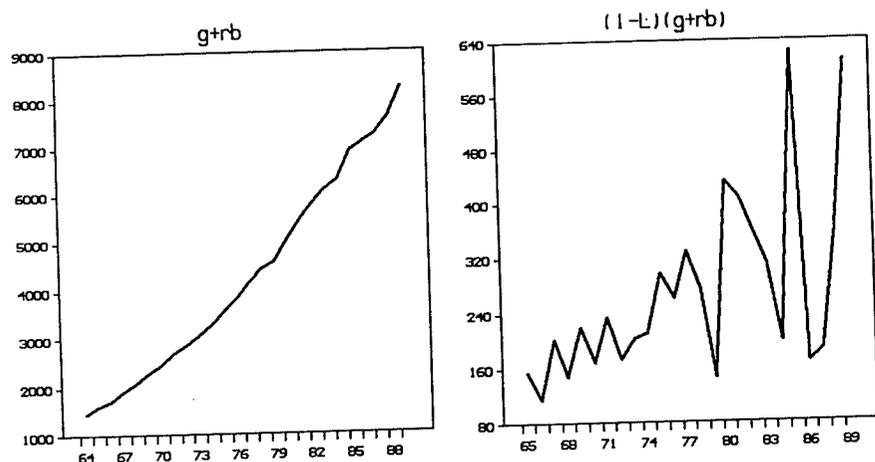


Gráfico 1
Gastos Públicos Totales incluidos Intereses de la Deuda
(Pesetas Constantes de 1980)
 $[g_t + r_t b_t]$

CUADRO 1
Test de raíces unitarias de Phillips-Perron¹

	$\Delta[g_t + r_t b_t]$	Δin_t	Δdef_t	Δd_t	Δb_t
$Z(\phi_3)$	14.97 ^a	54.90 ^a	38.57 ^a	44.04 ^a	2.48
$Z(t_{\alpha}^*)$	-5.83 ^a	-11.19 ^a	-9.36 ^a	-10.02 ^a	-2.39
$Z(t_{\mu}^*)$	5.75 ^a	5.40 ^a	0.65	0.09	1.82
$Z(t_{\beta}^*)$	3.74 ^a	1.35	0.40	-0.19	1.16
$Z(\phi_2)$	10.24 ^a	36.62 ^a	25.71 ^a	29.36 ^a	1.70
	$[g_t + r_t b_t]$	in_t	def_t	d_t	b_t
$Z(\phi_3)$	83.53 ^a	11.72 ^a	7.25 ^a	11.03 ^a	3.40
$Z(t_{\alpha}^*)$	-0.89	-4.80 ^a	-4.08 ^a	-5.00 ^a	-1.11
$Z(t_{\mu}^*)$	1.78	5.08 ^a	2.49	0.39	2.29
$Z(t_{\beta}^*)$	1.43	4.91 ^a	2.94 ^a	1.96	2.21
$Z(\phi_2)$	69.72 ^a	10.57 ^a	4.92	7.36 ^a	6.08 ^a
$Z(t_{\alpha}^*)$	3.90	0.93	-2.23	-4.27 ^a	1.42
$Z(t_{\mu}^*)$	2.36	1.00	1.44	0.43	0.80
$Z(\phi_1)$	97.15 ^a	10.80 ^a	6.15	9.63 ^a	6.21
$Z(t_{\alpha}^*)$	11.84	4.77	-1.60	-4.23 ^a	3.35

Valores críticos, 5 %, $T = 25$ (2):

$Z(\phi_3)$: 7.24	$Z(\phi_2)$: 5.68	$Z(\phi_1)$: 7.06
$Z(t_{\alpha}^*)$: -3.60	$Z(t_{\mu}^*)$: -3.00	$Z(t_{\beta}^*)$: -1.95
$Z(t_{\mu}^*)$: 3.14	$Z(t_{\beta}^*)$: 2.61	$Z(t_{\alpha}^*)$: 2.85

Notas: (1) Ver apéndice 3 para una definición de los test.

(2) α denota significatividad al 5 %.

(3) Los valores críticos de $Z(t_{\mu}^*)$, $Z(t_{\beta}^*)$ y $Z(\phi_i)$ ($i = 1, 2, 3$) han sido tomados de Dickey y Fuller (1981, tablas I y VI, respectivamente). Los valores críticos de $Z(t_{\alpha}^*)$, $Z(t_{\beta}^*)$ y $Z(t_{\mu}^*)$ han sido tomados de Fuller (1976, tabla 8.5.2).

con constante y con tendencia, resultan significativos (ver Cuadro 1). Por otra parte, los resultados de los test de raíces unitarias de Phillips y Perron determinan que la variable es $I(1)$ sin constante y sin tendencia.

Por lo que respecta a los ingresos públicos totales —impositivos y por señoreaje—, in_t , el Gráfico 2 muestra en niveles el comportamiento de una variable no estacionaria, con una ruptura en la variable en el año 1984 debido a una brusca caída en los ingresos por señoreaje tras el cambio de la orientación de la política monetaria y fiscal que se concretó en una financiación del déficit público a través de un mayor porcentaje de deuda pública. Los contrastes de raíces unitarias permiten rechazar con holgura que la variable sea $I(2)$. Además, los test de Phillips-Perron permiten rechazar que la variable es $I(1)$, frente a la alternativa de que es $I(0)$, con constante y tendencia. En este caso, sobre la base de estos test, se debería concluir que la variable in_t es $I(0)$. No obstante, puesto que el parámetro autorregresivo estimado, $a(1)$, está cercano a cero (0.06) y nada hace pensar a la vista del gráfico en niveles de la variable que esta sea $I(0)$, se contrasta nuevamente el orden de integrabilidad con test de tendencias segmentadas.

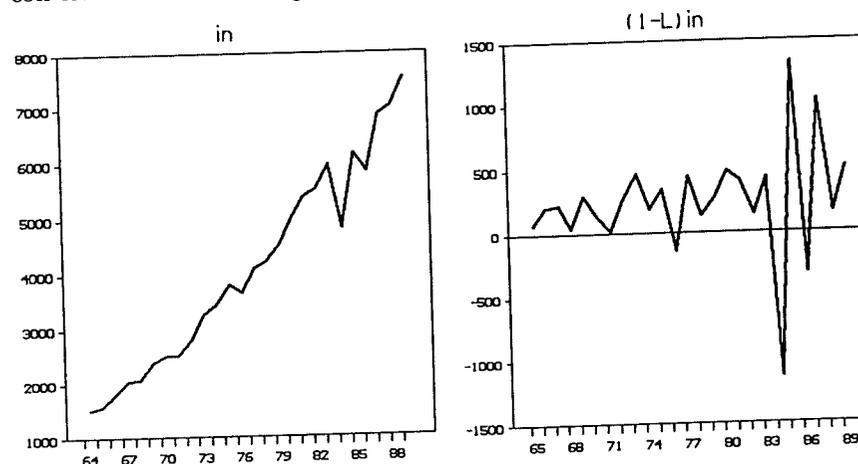


Gráfico 2
Ingresos Públicos Totales
(Pesetas Constantes de 1980)
 $[in_t = \tau_t + s_t]$

Una vía alternativa para confirmar el orden de integrabilidad de in_t ha sido planteada en Perron (1989), donde se tabulan los test de raíces unitarias de Dickey y Fuller tradicionales para diferentes supuestos de variables con cambios en la media, cuando las mismas tienen componentes tendenciales y presentan diversos tipos de cambios estructurales en el momento T_B . Los test de Perron son la aplicación de los test de Dickey y Fuller (D-F) y los test de Dickey-Fuller aumentados (D-F-A) para series a las que se ha quitado la tendencia. Los test de raíces unitarias son aplicados a los residuos estimados de las series desprovistas de la tendencia (ver apéndice 2).

Para el caso de la variable objeto de estudio, in_t , si consideramos que el punto de ruptura se sitúa en 1984, el valor estimado del estadístico de D-F-A (-3,26) cuando se aplica la metodología de Perron (ver Cuadro 2) es menor que el correspondiente valor crítico al 5 % (-4,04), por lo que no se puede rechazar que la variable in_t es $I(1)$ frente a la hipótesis alternativa que es $I(0)$.

CUADRO 2
Test de raíces unitarias de Perron cuando existen cambios estructurales

Variable	T_B	Parámetro de ruptura (λ)	D-F-A	$K(a)$	Valor crítico 5 %
in_t	1984	0.8	-3.26	2	-4.04 (b)
def_t	1984	0.8	-4.56*	0	-3.30 (c)

Notas: (a) Número de retardos aplicados.

(b) Fuente: Perron (1989), tabla VI.B.

(c) Fuente: Perron (1990), tabla 4, para $T = 50$.

* Indica significatividad al 5 %.

Por lo que respecta a la variable representativa del déficit público, que incluye los gastos con intereses de la deuda y los ingresos por señoreaje, def_t , el Gráfico 3 muestra en niveles claramente dos comportamientos diferentes en el conjunto de la muestra, para el período 1964-1983 y 1984-89, respectivamente. Los contrastes de raíces unitarias de Phillips-Perron para la variable def_t permiten rechazar que la serie es $I(2)$ frente a la hipótesis alternativa de que es $I(1)$. Por otra parte, también se puede rechazar que sea $I(1)$ frente a la alternativa de que sea $I(0)$ con tendencia y con constante. No obstante, el hecho de que la variable muestre una clara ruptura a partir de 1984, unido a que el coeficiente estimado $a(1)$ está muy próximo a cero (0.3), lleva a no

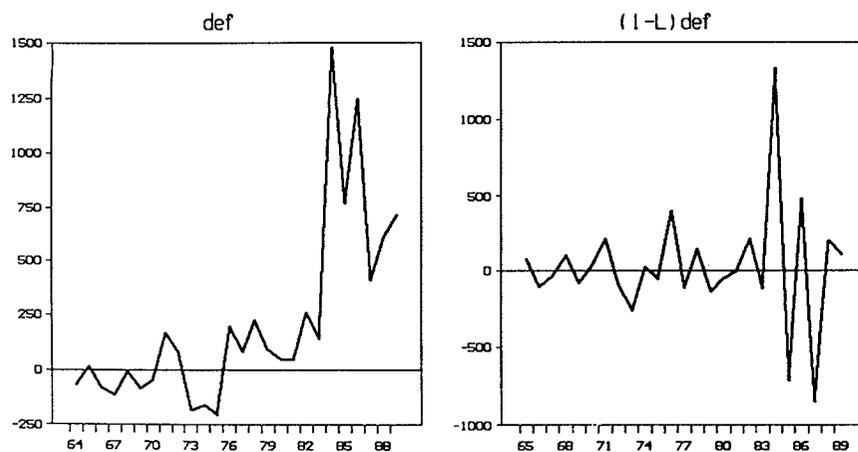


Gráfico 3
Déficit público con intereses de la deuda e ingresos por señoreaje
(Pesetas Constantes de 1980)
[$def_t = g_t + r_t b_t - \tau_t - s_t$]

extraer conclusiones definitivas sobre el orden de integrabilidad de la variable en base a los contrastes de Phillips-Perron.

Una vía alternativa para confirmar la estacionariedad de def_t ha sido también planteada en Perron (1990), donde se tabulan los test de Dickey y Fuller tradicionales para el caso de series estacionarias que no evolucionan alrededor de una senda temporal tendencial y cuando las mismas presentan un cambio estructural en el momento T_B (ver apéndice 2).

Para el caso de la variable objeto de estudio, def_t , si consideramos que el punto de ruptura es 1984 el valor estimado del estadístico de D-F-A (-4.56) es mayor que el correspondiente valor crítico al 5 % (ver Cuadro 2) y puesto que además el parámetro estimado de $a(1)$ es cercano a la unidad (0.98), podemos rechazar que la variable def_t es $I(1)$ frente a la hipótesis alternativa que es $I(0)$. En este caso, la metodología de Perron nos confirmaría los resultados de los test de raíces unitarias tradicionales.

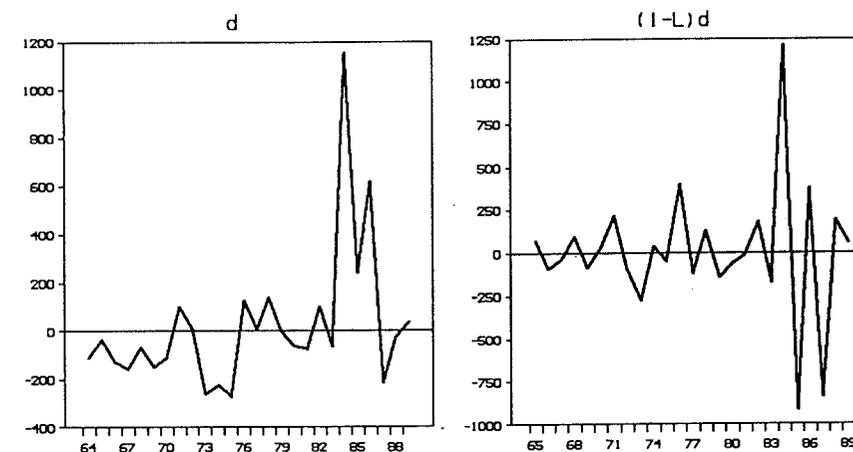


Gráfico 4
Déficit público sin intereses de la deuda y con ingresos por señoreaje
(Pesetas Constantes de 1980)
[$d_t = g_t - \tau_t - s_t$]

Por lo que respecta a la variable representativa del déficit público neto de intereses, que incluye los ingresos impositivos y por señoreaje y los gastos netos de intereses de la deuda, d_t , el Gráfico 4 muestra dos comportamientos diferentes: la primera y tercera parte de la muestra, con ligeros superávit o déficit (1964-1983 y 1987-89) y la segunda parte de la muestra (1984-1986) que presenta una clara aceleración de los déficit públicos netos de intereses. Los contrastes de raíces unitarias de Phillips-Perron para la variable d_t permiten rechazar que la serie es $I(2)$ frente a la hipótesis alternativa de que es $I(1)$. Por otra parte, también se puede rechazar que sea $I(1)$ frente a la alternativa de que sea $I(0)$ con tendencia y con constante.

En lo que concierne a la variable representativa del stock de deuda pública en términos reales, b_t , el Gráfico 5 muestra en niveles tres periodos claramente diferenciados: un primer periodo, 1964-1978, de suave crecimiento de la deuda (3.8 % de variación media anual), un segundo periodo de 1979 a 1985 de un espectacular crecimiento (18.8 %) y, por último, un tercer periodo de 1986 a 1989 (3.1 %), en el cual los niveles de deuda se estancan en términos reales. En primeras diferencias, la variable muestra un cambio de tendencia en 1979, con una caída de la misma proporción en el periodo 1986-89.

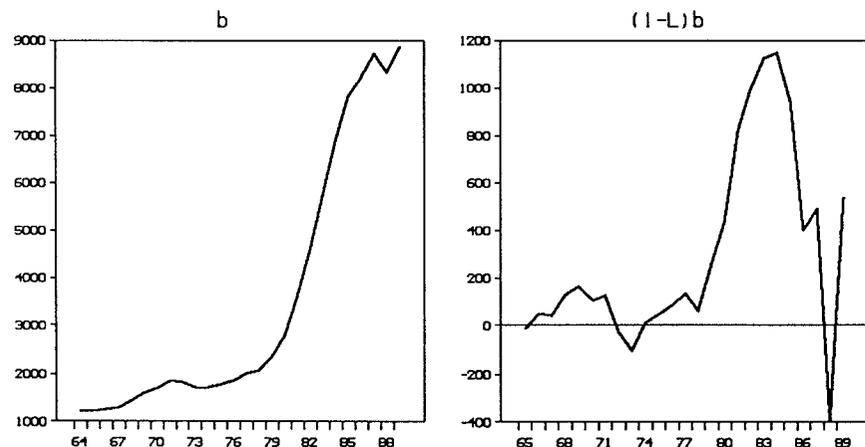


Gráfico 5
Stock de deuda pública
(Pesetas Constantes de 1980)
[b_t]

Mediante los test de raíces unitarias de Phillips-Perron no podemos rechazar en ningún caso la hipótesis nula de que la variable es $I(2)$ frente a la alternativa de que es $I(1)$, ya que los valores estimados están por debajo del correspondiente valor crítico. Posiblemente la existencia de tendencias segmentadas en la variable podría estar generando una segunda raíz espuria, por lo que la variable podría ser tanto $I(2)$, como $I(1)$ con tendencias segmentadas en la media.

Dado que los test de raíces unitarias de Perron (1989, 1990) no están tabulados para el caso de dos cortes, se ha utilizado en este caso los test de raíces unitarias de Rappoport y Reichlin (1987, 1989). Teniendo en cuenta los periodos comentados, la contrastación de la integrabilidad de orden dos, cuando existen tres tendencias segmentadas en la media, permite rechazar la hipótesis nula de que el stock de deuda pública es un proceso $I(2)$ frente a la alternativa de que es $I(1)$; por el contrario, para el caso del contraste de la inte-

grabilidad de orden uno, el valor obtenido por el test no permite rechazar la hipótesis nula de que b_t es $I(1)$ frente a la alternativa de que es $I(0)$ (ver apéndice 2).

¿Resultan consistentes nuestros resultados con el cumplimiento de la RPIG para el caso español?

En primer lugar, se ha encontrado evidencia de la estacionariedad del déficit público incluido los pagos de intereses, def_t , que recordemos que era una condición suficiente si consideráramos el tipo de interés real esperado español como variable⁶ (primera proposición contrastable).

En segundo lugar, se ha obtenido evidencia de la no estacionariedad del stock de deuda pública, b_t , y se ha podido rechazar la no estacionariedad del déficit neto de intereses de la deuda, d_t . Esta evidencia empírica es inconsistente con el cumplimiento de la RPIG en un contexto en el que el tipo de interés real esperado se considera constante. En este caso, el contraste de cointegración de b_t y d_t no resulta adecuado dado que ambas variables no comparten el mismo orden de integración [b_t es $I(1)$, mientras que d_t es $I(0)$]. No obstante, se tuvo ocasión de comprobar que en el caso de que se considere el tipo de interés variable, el stock de deuda y el déficit neto de intereses pueden tener potencialmente diferentes órdenes de integrabilidad. En estas circunstancias, la evidencia empírica encontrada de rechazo de la no estacionariedad de la primera diferencia del stock de deuda pública $(1-L)b_t$, sigue siendo todavía una condición suficiente para asegurar el equilibrio de la RPIG y la sostenibilidad a largo plazo de la política fiscal (tercera y cuarta proposiciones contrastables).

3.2. Relaciones de largo plazo

Si el déficit público incluido los intereses de la deuda es estacionario ello implica que los gastos públicos incluidos los pagos de intereses y los ingresos públicos totales (impositivos y por señoreaje) deben estar cointegrados en un vector $(1 \ -1)$ si y sólo si la RPIG es satisfecha (segunda proposición contrastable). Ambas variables estudiadas anteriormente cumplen las condiciones estadísticas exigidas en el planteamiento teórico: tanto in_t como $[g_t + r_t b_t]$, son estacionarias en primeras diferencias o $I(1)$.

A partir de estos resultados, se procede al estudio de las conexiones existentes en el largo plazo entre las dos variables de forma que los residuos resultantes de esta relación de cointegración sean no estacionarios. Para el desarrollo de

⁶ El supuesto de no estacionariedad del tipo de interés real ex-post resulta consistente con los resultados de diferentes trabajos empíricos realizados recientemente para la economía española en diferentes contextos: Andrés, Molinas y Taguas (1990) en una estimación de la función de consumo privado y Manzanedo y Sebastián (1990) en una estimación de la demanda de dinero, entre otros.

la aplicación se ha optado por utilizar los procedimientos de máxima verosimilitud desarrollados por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990)⁷, método que permite encontrar más de una relación de cointegración entre las variables, mediante los test del rango de cointegración máximo (λ -máximo) y de la traza⁸.

Puesto que ambas variables presentan un comportamiento tendencial, se ha elegido la versión del procedimiento de Johansen en el que se incluye una constante no restringida con el fin de tener en cuenta los efectos de los componentes determinísticos que no han sido extraídos de las series individuales. En el Cuadro 3 se presentan los resultados con este procedimiento para un VAR estimado de dos retardos y con constante. Tanto el test del λ -máximo como el test de la traza sugieren la existencia de un único vector de cointegración entre las variables, al no poder rechazar la hipótesis nula $r = 1$. Al normalizar el vector propio se obtienen coeficientes próximos a los que impone el cumplimiento de la RPIG desde el punto de vista teórico (-1.0, 1.17). Específicamente, se contrasta si tales parámetros del vector de cointegración son iguales a uno en el largo plazo, $\beta' = [1, -1]$, no pudiéndose rechazar tal hipótesis a un nivel de significación del 5%. Por último, los test de raíces unitarias de Phillips-Perron sobre los residuos de la relación de largo plazo entre los gastos brutos de intereses y los ingresos públicos totales confirman que tales residuos son estacionarios, rechazándose la hipótesis de no estacionariedad en todos los casos considerados.

⁷ Los trabajos de Johansen (1988, 1989) y Johansen y Juselius (1990) han resuelto convenientemente dos restricciones del método utilizado por Engle y Granger (1987) para la estimación de sistemas cointegrados: (1) la existencia de una única relación de cointegración entre las variables que forman parte del vector estimado y (2) que el vector de cointegración X_t carece de componentes deterministas. Este método permite comprobar la presencia de un número de distintos vectores de cointegración para un conjunto de variables utilizando un enfoque basado en máxima verosimilitud [Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990)]. Además, Johansen (1989) y Osterwald-Lenum (1990), han desarrollado algunos casos particulares en los que los componentes determinísticos forman parte del modelo.

⁸ El test del λ -máximo propuesto por Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) recoge la hipótesis nula de que el número de vectores de cointegración posible es $r = \bar{r} \leq n$, donde n es el número de regresores en la relación de cointegración. En cada caso, la hipótesis nula es comparada con la alternativa general de que $r = \bar{r} + 1$, utilizando para ello el contraste estadístico:

$$\xi \text{ MAX} = -2 \log Q = -T \log (1 - \hat{\lambda}_{\bar{r}+1})$$

donde $\hat{\lambda}$ son los valores propios estimados de la matriz de cointegración y T el número de observaciones utilizadas en la estimación. En el test de la traza la hipótesis nula es similar frente a la alternativa general de que $r \geq \bar{r} + 1$, utilizándose en este caso el siguiente estadístico:

$$\xi \text{ TRAZA} = -2 \log Q = -T \sum_{i=\bar{r}+1}^n \log (1 - \hat{\lambda}_i)$$

CUADRO 3

Test multivariantes de Johansen-Juselius para el número de vectores de cointegración (r) para $X_t = [g_t + r_t b_t, in_t]$

Período: 1964-1989

Número de retardos del modelo VAR: 2

Restricción en el modelo VAR: $\mu \neq 0$ (con constante)

$g_t + r_t b_t$	Vector propio		Vector cointegración normalizado (β')
	in_t	constante	
-0.7323E-03	0.8586-03	0.51845	(-1.0, 1.17, -708.0)
Número vectores cointegración bajo H_0		Test del λ -máx.	Valor crítico al 5% (a)
Número vectores cointegración bajo H_1			
$r = 0$	$r = 1$	21.34	15.67
$r \leq 1$	$r = 2$	7.36	9.24
Número vectores cointegración bajo H_0		Test de la traza	Valor crítico al 5% (a)
Número vectores cointegración bajo H_1			
$r = 0$	$r \geq 1$	28.70	19.96
$r \leq 1$	$r = 2$	7.36	9.24

Test sobre β' :

$$H_0: \beta' = [1, -1], \chi^2_{(1)} = 2.28$$

Test de estacionariedad de Phillips-Perron sobre los residuos:

$$H_0: \beta' X_t \text{ es no estacionario (b):}$$

$$Z(t_{\alpha}^*): -4.41 \quad Z(t_{\alpha}^*): -4.39 \quad Z(t_{\alpha}^*): -3.85$$

Notas: (a) Valores críticos de Osterwald-Lenum (1990, tabla D.3).

(b) Valores críticos en el Cuadro 1.

4. Conclusiones

En este trabajo se ha utilizado las recientes técnicas econométricas de la teoría de la cointegración para investigar un aspecto fundamental de las decisiones de financiación del déficit público en España: si el presupuesto del gobierno está equilibrado en términos del valor presente y, por tanto, cumple la Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno (RPIG). Particularmente se comprueba que las autoridades económicas españolas no han estado inmersas en una «burbuja» en la financiación del déficit, por lo que se garantizaría la sostenibilidad a largo plazo de la política fiscal española. Utilizando los datos anuales de la Contabilidad Nacional Española y de las Cuentas Financieras de la economía española para el período 1964-1989, se ha comprobado empíricamente que las sendas temporales de las variables implica-

das son consistentes con las condiciones estocásticas impuestas sobre las variables macroeconómicas implicadas en la RPIG, en un contexto de tipos de interés esperados variables.

En primer lugar, se ha encontrado evidencia de la estacionariedad en niveles del déficit público incluido los pagos de intereses y con ingresos por señoreaje, def_t , aunque con tendencias segmentadas en la media.

En segundo lugar, no se ha podido encontrar evidencia empírica de cointegración entre el déficit neto de intereses, d_t , y el stock de deuda pública, b_t , al presentar ambas variables diferentes órdenes de integrabilidad. Ello implica que no existe combinación lineal alguna de ambas variables que garantice en un mundo de tipos de interés reales esperados constantes el cumplimiento de la RPIG. No obstante, se ha obtenido evidencia empírica de la estacionariedad de la primera diferencia del stock de deuda pública $(1-L)b_t$, condición suficiente para asegurar el cumplimiento de la RPIG en un mundo más realista de tipos de interés reales esperados variables.

En tercer lugar, del análisis de las posibles relaciones a largo plazo se ha concluido que los gastos públicos brutos de intereses y los ingresos totales públicos (incluido el señoreaje) están cointegrados mediante la utilización de los test de multicointegración de Johansen.

Esta evidencia tiene una importancia fundamental para la política económica en España, desde una doble perspectiva:

1. Los resultados obtenidos permiten afirmar que ingresos y gastos públicos correctamente definidos presentan una senda temporal similar, y ello garantiza, por un lado, que en el largo plazo el déficit público en España no está «fuera de control» y, por otro, que la sostenibilidad de la economía española desde el punto de vista presupuestario queda garantizada desde una perspectiva intertemporal.
2. El hecho de que el déficit público —incluyendo los gastos de intereses de la deuda pública y los ingresos por señoreaje— sea estacionario en niveles o un proceso $I(0)$ con un cambio estructural en 1984, produce interesantes implicaciones económicas. Por un lado, las innovaciones o shocks ocurridos hoy tienen un efecto puramente transitorio o temporal en la evolución a largo plazo de la variable puesto que se puede caracterizar su proceso temporal como $I(0)$, estando perfectamente acotada la incertidumbre sobre su evolución futura. Por otro lado, la inclusión de un cambio en la media de la variable (modelo con tendencias segmentadas) ocurrida en 1984 recoge la idea de que el déficit público en España ha experimentado un «cambio estructural» o un «cambio de régimen» desde la aplicación de la política económica del gobierno socialista, tendente a reducir el déficit mediante la recuperación del ahorro público.

No obstante, el tamaño reducido de la muestra, la calidad de alguno de los datos como el stock de deuda pública y las características de las raíces unitarias de algunas de las variables implicadas (cambios en la media) nos sugieren tomar con precaución los resultados obtenidos.

Por último, cabe preguntarse si el crecimiento del déficit público en los tres últimos años (1990-1992), cuyo origen se encuentra fundamentalmente en la caída de ingresos esperados tras el inicio de un período de desaceleración económica, podría tener alguna incidencia en nuestras conclusiones, apareciendo las mismas como excesivamente optimistas. La respuesta es en cierto modo incierta, en el sentido de que habría que esperar a que este cambio de tendencia se consolidase en varios ejercicios presupuestarios para poder afirmar que la solvencia del gobierno se ve amenazada desde un punto de vista intertemporal. No obstante, los compromisos de la economía española con los Acuerdos de Maastricht en lo referente al control del déficit presupuestario y el stock de deuda en relación al PIB hacen pensar que no existirá, al menos en el corto plazo, un cambio de tendencia. Más aun, las medidas correctoras del gobierno socialista iniciadas ya en 1991 y en 1992, dirigidas hacia un mayor control del gasto público y a un aumento de determinados impuestos, junto al presupuesto claramente restrictivo de 1993, van claramente encaminadas a evitar problemas futuros de solvencia.

Apéndice 1. Los datos

El estudio utiliza datos anuales del sector Administraciones Públicas Españolas según la terminología de la Contabilidad Nacional. Todas las variables están definidas en niveles y en términos reales y han sido deflactadas por el deflactor del PIB.

- g_t : Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública. Fuente: Corrales y Taguas (1989) y Banco de España (1990).
- $r_t b_t$: Intereses efectivos pagados. Fuente: Corrales y Taguas (1989) y Banco de España (1990).
- $(g_t + r_t b_t)$: Gastos públicos brutos de intereses.
- τ_t : Ingresos públicos corrientes y de capital. Fuente: Corrales y Taguas (1989) y Banco de España (1990).
- s_t : Ingresos por señoreaje o por apelación al Banco de España, incluyendo créditos y valores públicos en la cartera del banco emisor. Fuente: Boletín Estadístico del Banco de España, series históricas en cinta magnética (Cuadros I-11 y I-31).
- in_t : Ingresos públicos totales, impositivos y por señoreaje ($\tau_t + s_t$).
- d_t : Déficit público neto de intereses ($g_t - in_t$).
- def_t : Déficit público bruto de intereses de la deuda pública ($d_t + r_t b_t$).
- b_t : Stock de deuda pública medido como pasivos financieros del Estado (1964-1969) y de las AA. PP. (1970-1989). Fuente: Carreras (1989, Cuadro 10.31), Banco de España (1986, Cuadro 32.B) y Banco de España (1990, Cuadro III.2/2).
- P_t : Deflactor del PIB base 80. Fuente: Corrales y Taguas (1989) y Banco de España (1990).
- $D_{1,t}$: Variable ficticia que toma el valor 1 de 1979 a 1989 y cero en el resto de la muestra.

- $D_{2,t}$: Variable ficticia que toma el valor 1 de 1984 a 1989 y cero en el resto de la muestra.
 $D_{3,t}$: Variable ficticia que toma el valor 1 de 1986 a 1989 y cero en el resto de la muestra.
 t : Tendencia temporal que toma los valores de 1 a 26.

Todos los cálculos han sido realizados con RATS Versión 3.11, Routine Versión 1.21 y Microfit Versión 3.1. Datos, programas y resultados mencionados en el texto pero no ofrecidos, están disponibles a partir de los autores.

Apéndice 2. Raíces unitarias con cambios en la media

A.2.1. Test de Perron

Perron (1989) ha tabulado los valores críticos dependiendo de la observación donde se produce la ruptura en la tendencia de la serie. La evolución temporal de la variable in_t se adapta perfectamente a uno de los casos particulares estudiados por Perron (caso C), en el que se recoge simultáneamente un cambio exógeno en el nivel de la serie y una variación exógena en su tasa de crecimiento. En este caso, bajo la hipótesis nula, el modelo recoge que la constante, μ , cambia de valor de μ_1 a μ_2 , mientras que la tendencia cambia la pendiente en el momento T_B :

$$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad [A.1]$$

$$\text{donde } DU_t = \begin{cases} 0, & \text{si } t \leq T_B \\ 1, & \text{si } t > T_B \end{cases} \quad \text{y } D(TB)_t = \begin{cases} 0, & \text{si } t \neq T_B + 1 \\ 1, & \text{si } t = T_B + 1 \end{cases}$$

Bajo la hipótesis alternativa de que la serie in_t es estacionaria alrededor de una tendencia, el modelo se configura de la forma siguiente:

$$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \quad [A.2]$$

$$\text{donde } DT_t^* = \begin{cases} 0, & \text{si } t \leq T_B \\ t - T_B, & \text{si } t > T_B \end{cases}$$

En Perron (1990) se tabulan los test de Dickey y Fuller tradicionales para el caso de series estacionarias que no evolucionan alrededor de una senda temporal tendencial y cuando las mismas presentan un cambio estructural en el momento T_B , como en el caso de la variable def_t . Bajo este planteamiento la hipótesis nula a contrastar, de que la serie def_t contiene una raíz unitaria con cambio estructural en la media, viene dada por la expresión:

$$y_t = \gamma D(TB)_t + y_{t-1} + w_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad [A.3]$$

$$\text{donde } D(TB)_t = \begin{cases} 1, & \text{si } t = T_B + 1 \\ 0, & \text{si } t \neq T_B + 1 \end{cases}$$

Mientras que bajo la hipótesis alternativa de que la serie def_t no contiene una raíz unitaria con cambio en la media es:

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + e_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad [A.4]$$

$$\text{donde } D(U)_t = \begin{cases} 0, & \text{si } t \leq T_B \\ 1, & \text{si } t > T_B \end{cases}$$

A.2.2. Test de Rappoport y Reichlin

El desarrollo de la aritmética de los test de Rappoport-Reichlin puede verse con detalle en Andrés *et al.* (1990). En el texto se utilizan los valores tabulados por Rappoport y Reichlin (1987, 1989) para el caso de 100 observaciones.

Definimos las variables ficticias $D_{i,t}$ ($i = 1, 2, 3$) que recogen en niveles un efecto escalón y en primeras diferencias $(1-L)D_{i,t}$, un efecto impulso tal como:

$$D_{i,t} = \begin{cases} 0, & t < t_i^* \\ 1, & t \geq t_i^* \end{cases} \quad [A.5]$$

y en términos retardados j períodos, la variable ficticia es:

$$D_{i,t-j} = \begin{cases} 0, & t < t_{i+j}^* \\ 1, & t \geq t_{i+j}^* \end{cases} \quad [A.6]$$

Para el caso de la variable b_t , la contrastación de la integrabilidad de orden dos, cuando existen tres tendencias segmentadas en la media, lleva al siguiente resultado^{A1}:

$$(1-L)^2 b_t = 138.0 + 1241.8 D_{1,t-2} - 1283.2 D_{3,t-2} \quad [A.7]$$

(2.23) (4.15) (3.78)

$$+ 882.6 (1-L) D_{1,t-1} - 703.3 (1-L) D_{3,t-1} - 1.45 (1-L) b_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

(3.45) (2.32) (4.90)

$$R^2 = 0.61 \quad DW = 1.66 \quad \sigma = 0.22 \times 10^3 \quad Q(12) = 7.36$$

El valor obtenido por el test (-4.90), supera al correspondiente valor crítico (-4.76), lo que permite rechazar la hipótesis nula de que el stock de deuda pública es un proceso $I(2)$ frente a la alternativa de que es $I(1)$.

Por otra parte, los test de Dickey-Fuller adecuados a la presencia de tres tendencias segmentadas en la media según la metodología de Rappoport-Reich-

^{A1} Los valores de las variables ficticias aparecen detallados en el apéndice 1.

lin, para el caso del contraste de la integrabilidad de orden uno, ofrecen el siguiente resultado:

$$(1-L)b_t = 929.5 - 11917.1 D_{1,t-1} + 16917.2 D_{2,t-1} \quad (2.30) \quad (2.94) \quad (1.95)$$

$$+ 69.5 t + 773.0 D_{1,t-1} t - 775.3 D_{2,t-1} t - 0.87 b_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t \quad [A.8] \\ (2.70) \quad (2.22) \quad (2.02) \quad (2.46)$$

$$R^2 = 0.81 \quad DW = 2.13 \quad \hat{\sigma} = 0.02 \times 10^3 \quad Q(12) = 7.01$$

En este caso, puesto que el valor crítico es -4.76 se podría concluir que no se puede rechazar que la variable b_t es integrable de orden uno, $I(1)$, con tres tendencias segmentadas en la media.

Apéndice 3. Correcciones no paramétricas de Phillips y Perron (1988)

Phillips y Perron (1988) consideran tres posibles procesos generadores de datos:

$$y_t = \bar{\mu} + \bar{\beta}(t - T/2) + \bar{\alpha}y_{t-1} + \bar{\zeta}_t, \quad [A.9]$$

$$y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + \zeta_t^*, \quad [A.10]$$

$$y_t = \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{\zeta}_t, \quad [A.11]$$

Utilizándose los estadísticos no paramétricos $Z(t_{\bar{\mu}})$, $Z(t_{\bar{\beta}})$, $Z(t_{\bar{\alpha}})$ y $Z(t_{\bar{\phi}_2})$ para contratar la hipótesis nula $H_0^1: \bar{\alpha} = 1$, $H_0^2: \bar{\beta} = 0$, $H_0^3: (\bar{\mu}, \bar{\beta}, \bar{\alpha}) = (\bar{\mu}, 0, 1)$ y $H_0^4: (\bar{\mu}, \bar{\beta}, \bar{\alpha}) = (0, 0, 1)$ en la ecuación [A.9], respectivamente; los estadísticos $Z(t_{\alpha^*})$, $Z(t_{\mu^*})$ y $Z(t_{\phi_1})$ para contrastar la hipótesis nula $H_0^5: \alpha^* = 1$, $H_0^6: \mu^* = 0$ y $H_0^7: (\mu^*, \alpha^*) = (0, 1)$ en la ecuación [A.10], respectivamente; y el estadístico $Z(t_{\hat{\alpha}})$ para contrastar la hipótesis nula $H_0^8: \hat{\alpha} = 1$ en la ecuación [A.11]. Ver Perron (1988) para una definición exacta de estos test y del factor de corrección utilizado.

Referencias

- Andrés, J.; Escribano, A.; Molinas, C. y Taguas, D. (1990): *La Inversión en España: Econometría con restricciones de equilibrio*, Antoni Bosch Editor.
- Andrés, J.; Molinas, C. y Taguas, D. (1990): «Una función de consumo privado para la economía española: aplicación del análisis de cointegración», *Cuadernos Económicos de I.C.E.* 44, pp. 173-212.
- Banco de España (1986): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1970-1984)*, Madrid.
- Banco de España (1990): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1980-1989)*, Madrid.

- Barro, R. (1974): «Are Government Bonds Net Wealth?», *Journal of Political Economy* 82, pp. 1095-1117.
- Buiter, W. H. y Patel, U. R. (1992): «Debt, deficits, and inflation: An application to the public finances of India», *Journal of Public Economics* 47, pp. 171-205.
- Carreras, A. (1989): *Estadísticas Históricas de España. Siglos XIX y XX*, Fundación Banco Exterior, Madrid.
- Campbell, J. Y. y Shiller, R. J. (1988): «Interpreting Present Value Models», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 505-522.
- Corrales, A. y Taguas, D. (1989): «Series Macroeconómicas para el período 1954-1988: Un intento de homogeneización», Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda, Documento de Trabajo SGPE-D-89001.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1979): «Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root», *Journal of the American Statistical Association* 74, pp. 427-431.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1981): «The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root», *Econometrica* 49, pp. 1057-1072.
- Dolado, J., Jenkinson, T. y Sosvilla-Rivero, S. (1990): «Cointegration and Unit Roots», *Journal of Economic Surveys* 4, pp. 249-273.
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987): «Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing», *Econometrica* 55, pp. 251-276.
- Fuller, W. A. (1976): *Introduction to statistical time series*, Wiley, New York.
- Grilli, V. (1989): «Seignorage in Europe», en *A European Central Bank?*, De Cecco, M. y Giovannini, A., Cambridge University Press, pp. 53-79.
- Hakkio, C. S. y Rush, M. (1986): «Co-integration and the Government's Deficit», Research Working Paper 8612, December, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Hamilton, J. D. y Flavin, M. A. (1986): «On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing», *The American Economic Review* 76, pp. 808-819.
- Hamilton, J. D. y Whiteman, C. H. (1985): «The observable implications of self-fulfilling expectations», *Journal of Monetary Economics* 16, pp. 353-373.
- Haug, A. A. (1991): «Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the U. S.», *Journal of Business & Economic Statistics* 9, pp. 97-101.
- Johansen, S. (1988): «Statistical Analysis of Cointegration Vectors», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. (1989): «Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models», *Preprint 3/1989*, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen.
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990): «Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, pp. 169-210.
- Leiderman, L. y Blejer, M. (1988): «Modelling and Testing Ricardian Equivalence: A Survey», *IMF Staff Papers* 35, pp. 1-35.
- MacDonald, R. (1990): «Some tests of the government's intertemporal budget constraint using US data», *Dundee Discussion Papers in Economics* 10, University of Dundee.
- MacDonald, R. y Speight, A. E. H. (1990): «The intertemporal government budget constraint in the UK, 1961-1986», *The Manchester School of Economic and Social Studies* 58, pp. 329-347.
- Manzanedo, L. y Sebastián, M. (1990): «La demanda de dinero en España: motivo transacción y motivo riqueza», Documento de Trabajo SGPE-D-90007, Dirección General de Planificación, Ministerio de Economía y Hacienda.
- McCallum, B. T. (1984): «Are bond-financed deficits inflationary? A Ricardian analysis», *Journal of Political Economy* 92, pp. 123-135.
- Osterwald-Lenum, M. (1990): «Recalculated and extended tables of the asymptotic distribution of some important maximum likelihood cointegration test statistics», Unpublished paper, University of Copenhagen/Economics Department UCSD.

- Perron, P. (1988): «Trends and Random Walks in Macroeconomic Time-Series: Further Evidence from a New Approach», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 297-332.
- Perron, P. (1989): «The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis», *Econometrica* 57, pp. 1361-1401.
- Perron, P. (1990): «Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean», *Journal of Business & Economic Statistics* 8, pp. 153-162.
- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988): «Testing for a Unit Root in Time Series Regression», *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- Rappoport, P. y Reichlin, L. (1987): «Segmented Trends and Non-Stationary Time Series», EUI Working Paper 87-319, European University Institute, Florence.
- Rappoport, P. y Reichlin, L. (1989): «Segmented Trends and Non-Stationary Time Series», *The Economic Journal* 99, pp. 168-177.
- Sargent, T. J. (1987): «Government Debt and Taxes» en *Macroeconomic Theory*, Sargent, T. J., 2nd ed., Academic Press, Orlando, Florida, Cap. XIII, pp. 380-390.
- Smith, G. W. y S. E. Zin (1991): «Persistent Deficits and the Market Value of Government Debt», *Journal of Applied Econometrics* 6, pp. 31-44.
- Trehan, B. y Walsh, C. E. (1987): «On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing: Comment», Working Paper 87-07, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Trehan, B. y Walsh, C. E. (1988): «Common Trends, The Governments Budget Constraint, and Revenue Smoothing», *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 425-444.
- Trehan, B. y Walsh, C. E. (1991): «Testing Intertemporal Budget Constraints: Theory and Applications to U. S. Federal Budget and Current Account Deficits», *Journal of Money, Credit, and Banking* 23, pp. 206-223.

Abstract

The theoretical proposition of the Government's Intertemporal Budget Constraint is used to study the sustainability of the Spanish fiscal policy with yearly data for the period 1964-1989. For that purpose, cointegration techniques are applied to test such constraint. The stationarity of the deficit inclusive of interest is a necessary and sufficient condition when the interest rate is constant and only sufficient if the expected real interest rate is not constant. The results of the study are favourable to Government's Intertemporal Budget Constraint.

Recepción del original, noviembre de 1991

Versión final, noviembre de 1992

TECNICAS NO PARAMETRICAS DE ESTIMACION FUNCIONAL, CON OBSERVACIONES DEPENDIENTES*

Juan M. VILAR FERNANDEZ
y
Alejandro QUINTELA DEL RIO
Universidad de La Coruña

En este trabajo se exponen técnicas de estimación no paramétrica de las siguientes curvas de probabilidad: función de densidad, regresión con diseño fijo y diseño aleatorio, y función de autorregresión. Centrando la exposición en los estimadores tipo núcleo o kernel, se investigan las modificaciones que deben realizarse para obtener las estimaciones de estas curvas en el supuesto de que los datos muestrales sean dependientes. Se presentan distintos ejemplos de aplicación de las técnicas descritas a conjuntos de datos económicos.

1. Introducción

Las técnicas de estimación no paramétrica de curvas notables en problemas de probabilidad (densidad, regresión, distribución, razón de fallo...) son métodos de suavización que permiten estimar la curva en estudio, a partir de una muestra o conjunto de observaciones. Referencias clásicas sobre esta metodología son los trabajos de Rosenblatt (1956), Parzen (1962), Nadaraya (1964) y Watson y Leadbetter (1964), aunque ha sido en los últimos años cuando se ha estudiado más en profundidad, tanto en su aspecto teórico como de aplicación en diversos campos (economía, bioestadística, meteorología...). Es por ello que, hoy en día, estas técnicas constituyen una herramienta potente y sencilla para el análisis de datos, siendo en algunos casos complemento y en otros una alternativa válida a las técnicas clásicas de estimación paramétrica, donde se presupone que la curva tiene una determinada forma funcional dependiendo de unos parámetros que hay que estimar. Monografías recientes sobre este tema —que incluyen gran cantidad de ejemplos de aplicación, muchos de los cuales no pueden, de forma eficiente, ser tratados por otros métodos— son las siguientes: Silverman (1986), Bierens (1987) y Hardle (1990). También merece destacarse, por su orientación hacia la Econometría, la recopilación de Ullah (1989).

La mayoría de los estudios sobre estimación no paramétrica de curvas suponen que las observaciones muestrales son independientes, hipótesis no siem-

* Deseamos agradecer la labor de corrección efectuada por dos evaluadores anónimos, cuya cuidadosa lectura del trabajo original motivó una versión mejorada del mismo.