Revista de Análisis Económico, Vol. 9, Nº 2, pp. 3-24 (Noviembre 1994)

AUSENCIA DE SEÑOREAJE Y SOLVENCIA DEL GOBIERNO ANTE LA U.E.M.: ¿PUEDE ESPAÑA CUMPLIR AMBAS CONDICIONES?*

MARIAM CAMARERO
Universitat Jaume I, España

VICENTE ESTEVE,
CECILIO R. TAMARIT
Universitat de València, España

Abstract:

In this paper the sustainability of the Spanish fiscal policy is examined. The aim of the paper is to test whether the government's budget is balanced intertemporally in the context of a growing economy, where the variables are normalised by real GDP and population. The conclusions are, first, that the Spanish fiscal policy is not sustainable without seigniorage and second, that the Government may run into problems of marketing its debt in the future if the current fiscal policy continues without holding the restriction imposed on the debt/GDP ratio.

Key words: *Fiscal policy, sustainability, cointegration, structural change.*

1. Introducción

En los últimos años numerosos trabajos han examinado la cuestión de si las políticas fiscales son sostenibles en el largo plazo. Un grupo importante de estos estudios se ha dirigido hacia la contrastación del cumplimiento de las condiciones estocásticas impuestas por la Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno (RPIG) sobre las variables macroeconómicas fiscales.[1] Si el gobierno desea respetar su restricción

* La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación de los proyectos del Plan Nacional de I+D, CICYT-SEC92-0980-C02-01/02 y con el programa de investigación del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Los autores agradecen la ayuda brindada por Bruce Hansen al ofrecernos los procedimientos necesarios para el cálculo de los contrastes de inestabilidad de los parámetros en las relaciones de cointegración, a Alfred Haug por poner a nuestra disposición los resultados preliminares para el caso de la economía americana y, por último, a Pierre Perron por algunos sugerentes comentarios.

presupuestaria intertemporal en términos del valor presente, entonces los déficit públicos de carácter primario se deberán compensar en un futuro más o menos cercano por superávit de carácter primario. En este sentido, si los datos no satisfacen la RPIG, ello indicaría que las actuales políticas fiscales no son "sostenibles" en el largo plazo y, por lo tanto, se deberán cambiar para evitar problemas de solvencia. Dentro de este contexto teórico se enmarca el trabajo reciente de Esteve, Fernández y Tamarit (1993), en el que mediante la utilización de determinados contrastes econométricos se concluía que la política fiscal en España era sostenible desde el punto de vista intertemporal para el período 1964-1989.

Hakkio y Rush (1991), y más recientemente Haug (1993a), han desarrollado y aplicado un enfoque alternativo de sostenibilidad a la política fiscal americana, basado en el cumplimiento por parte del gobierno de la restricción presupuestaria intertemporal en un contexto de una economía en crecimiento. La novedad del trabajo de Hakkio y Rush (1991) es que las variables fiscales implicadas se normalizan por el PIB o la población total, para incorporar el hecho de que la economía está sujeta a una senda de crecimiento. Por su parte, el principal aporte del trabajo de Haug (1993a) se concreta en la contrastación de la inestabilidad temporal de los parámetros estimados de la relación de cointegración derivada de la RPIG, es decir, la verificación de si existe o no un cambio estructural o un cambio de régimen en la política presupuestaria desde el punto de vista intertemporal.

Dentro de este nuevo contexto teórico, nuestro trabajo complementa el estudio realizado en Esteve, Fernández y Tamarit (1993) ampliándolo en tres direcciones. En primer lugar, se contrasta nuevamente la sostenibilidad de la política fiscal española utilizando las condiciones derivadas por Hakkio y Rush (1991) y Haug (1993a). Específicamente, la condición necesaria de solvencia viene dada por la existencia de una relación de cointegración entre los ingresos públicos impositivos en términos reales y los gastos públicos brutos reales por intereses de la deuda pública (en niveles y normalizados por el PIB y la población total). En segundo lugar, se verifica la posibilidad de la existencia de un cambio estructural en la política fiscal, mediante el uso de los recientes test desarrollados por Hansen (1992), contrastes que miden la inestabilidad de los parámetros en regresiones de cointegración. Por último, en esta ocasión se excluye del análisis teórico y empírico la posibilidad de que el gobierno pueda obtener ingresos provenientes del señoreaje o apelación al Banco Central. Este planteamiento puede resultar interesante desde el punto de vista de la política económica española, dado que el inicio de la segunda etapa de la futura Unión Económica y Monetaria en 1994 lleva consigo la prohibición de monetizar los déficit públicos.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se presentan los fundamentos teóricos utilizados y se desarrollan las condiciones necesarias que aseguran la solvencia del gobierno en el largo plazo. En la sección 3, se examina la evidencia empírica para la economía española, haciendo uso de recientes técnicas de raíces unitarias y de cointegración. La sección 4 recoge algunas conclusiones relevantes. En sucesivos apéndices se describen con algún detalle los datos y algunos de los procedimientos econométricos utilizados en el trabajo empírico.

2. La Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno y la condición de sostenibilidad en una economía en crecimiento

Para cada período anual t, el gobierno está sujeto a una restricción presupuestaria, que en términos reales viene dada por la expresión[2]:

$$g_t + (1+r_t)\, b_{t-1} = \tau_t + b_t \tag{1}$$

donde g_t representa los gastos públicos reales netos de intereses de la deuda; τ_t son los ingresos impositivos en términos reales; b_t es el *stock* de deuda pública en términos reales y, por último, r_t es el tipo de interés real. Por el momento, se supone que cada una de las series originales ha sido deflactada por el mismo índice de precios de la economía, P_t.[3] Más adelante se planteará la conveniencia de presentar también las variables normalizadas por el PIB real o la población total, ya que ello modifica la interpretación de la RPIG y de las condiciones de sostenibilidad.

Por otra parte, el gobierno está sujeto a idéntica restricción para el período t+1, t+2, ..., por lo que las restricciones presupuestarias de cada período individual se pueden agregar intertemporalmente. De este modo, suponiendo que el tipo de interés real esperado no es constante, tomando expectativas sobre el valor esperado en la expresión (1) y resolviendo recursivamente mediante sustitución hacia adelante, se obtiene la restricción presupuestaria intertemporal del presupuesto del gobierno:

$$b_t = \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{t+j} (\tau_{t+j} - g_{t+j}) + \lim_{j \to \infty} \delta_{t+j}\, b_{t+j} \tag{2}$$

donde:

$$\delta_{t+j} = \prod_{i=1}^{j} R_{t+i} \quad \text{y} \quad R_{t+i} = (1 + r_{t+i})^{-1}$$

Bajo la hipótesis de equilibrio intertemporal del presupuesto del gobierno, el segundo término de la parte derecha de (2) deberá ser cero para evitar que el gobierno pueda financiar continuamente su déficit con nueva deuda, por ejemplo, mediante un esquema de Ponzi. De este modo, si se impone la restricción de solvencia (no explosividad del nivel de deuda) o condición de transversalidad, entonces se cumplirá que:

$$\lim_{j \to \infty} \delta_{t+j}\, b_{t+j} = 0 \tag{3}$$

En este caso, si se cumple (3) la RPIG será cierto siempre que:

$$b_t = \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{t+j} (\tau_{t+j} - g_{t+j}) \tag{4}$$

expresión que implica que para evitar futuros problemas de solvencia el gobierno debe garantizar que el valor corriente de mercado del actual *stock* de la deuda pública, b_t, sea igual al valor presente descontado de los superávit corrientes y futuros del presupuesto de carácter primario, $(\tau_{t+j} - g_{t+j})$.

Para facilitar futuras transformaciones matemáticas se considera que el tipo de interés real esperado, r_t, es una variable estacionaria con una media no condicional igual a r. Utilizando este supuesto, Hakkio y Rush (1991) muestran que si en la ecuación (4) se suma y resta en ambos lados de la ecuación el término rb_{t-1}, esta expresión puede ser reescrita en términos del déficit público bruto de intereses[4]. Bajo estas

circunstancias, la condición de sostenibilidad de la política fiscal viene dada por la expresión:

$$(g_t + r_t b_{t-1}) - \tau_t = \sum_{j=0}^{\infty} (1+r)^{-j+1} [\Delta\tau_{t+j} - \Delta(g_t + r_t b_{t-1}) + r\Delta b_{t+j-1})] \quad (5)$$

En este caso, con el supuesto de tipo de interés real estacionario, la restricción de solvencia (3), puede ser reescrita como:

$$\lim_{j\to\infty} (1+r)^{-j-1} b_{t+j} = 0 \quad (6)$$

Por otra parte, la restricción de solvencia dada por la expresión (6) exige que se cumpla también la igualdad en el lado derecho de la expresión (5). Puesto que las tres variables que forman parte de la expresión del corchete, $(g_t + r_t b_{t-1})$, τ_t y b_t aparecen en primeras diferencias, siempre que se garantice que las mismas son estacionarias en primeras diferencias o I(1), se puede asegurar que la parte derecha de la ecuación (5) es estacionaria. Ello implica que la parte izquierda de esta expresión deberá ser también estacionaria si se quiere garantizar el cumplimiento de esta igualdad. En definitiva, la condición necesaria para respetar la RPIG implica que los ingresos públicos de carácter impositivo y los gastos públicos brutos de intereses deberán estar cointegrados en un vector $[1 - \beta]$. Desde un punto de vista práctico, la expresión a estimar vendrá dada por la ecuación de cointegración siguiente:

$$\tau_t = \alpha + \beta (g_t + r_t b_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (7)$$

Por otra parte, Hakkio y Rush (1991) muestran, a diferencia de otros trabajos [véase Trehan y Walsh (1988, 1991)], que la condición $\beta = 1$ es sólo "probablemente necesaria" para garantizar el cumplimiento de la expresión (6). De esta forma, ellos demuestran que si $0 < \beta \leq 1$ se garantiza que el límite de la expresión (6) será respetado[5].

No obstante, para que un valor de β sea inferior a la unidad estos autores introducen dos nuevos elementos novedosos en la interpretación de la RPIG.

Por un lado, si $\beta < 1$, el respeto de la RPIG es sólo consistente en una estricta interpretación de la misma, en la que todas las variables implicadas en (5) se definen en proporción del PIB o en proporción de la población. Pero por otro lado, si $\beta < 1$ y el modelo es expresado con las variables normalizadas, ello implica que el límite del valor real del *stock* de deuda pública no descontada en proporción al PIB (o per cápita), diverge hacia el infinito. Y esto es así porque, tal y como muestran Barro (1979), McCallum (1984) y Kremers (1988, 1989), el gobierno tiene "incentivos" a no reembolsar la deuda, por lo que podría tener problemas para vender sus nuevos títulos en el mercado. Bajo estas circunstancias, la sostenibilidad del *stock* de deuda pública actual no estaría garantizada desde el punto de vista intertemporal si la política fiscal del gobierno no cambia.

3. La sostenibilidad de la política fiscal española: resultados empíricos

En este apartado se contrasta si los datos anuales de la economía española para el período 1964-1992 son compatibles con las condiciones impuestas por la RPIG, tal y como se deduce del modelo teórico analizado anteriormente. En primer lugar, mediante la metodología estándar desarrollada por Engle y Granger (1987), y el método de contrastación semiparamétrico de Phillips y Hansen (1990), se comprueba si los gastos públicos brutos de intereses y los ingresos públicos de carácter impositivo (en niveles y normalizados por el PIB y la población) están cointegrados. En segundo lugar, se contrasta la hipótesis de si el parámetro de cointegración estimado es igual a uno, $\beta = 1$, mediante la aplicación del estadístico G propuesto por Phillips y Hansen (1990). En tercer lugar, se comprueba si estas relaciones de largo plazo son estables en el tiempo, mediante el uso de los recientes contrastes desarrollados por Hansen (1992), para medir la inestabilidad de los parámetros en regresiones de cointegración.

Por último, es interesante destacar que el ejercicio econométrico se realiza para dos casos: el caso I, sin incluir en los ingresos públicos los ingresos por señoreaje, y el caso II, en el que los ingresos públicos son la suma de los ingresos impositivos y los ingresos por señoreaje. La definición de las variables implicadas y los símbolos utilizados aparecen detallados en el apéndice 1.

3.1. *Contrastes de estacionariedad*

El respeto de la RPIG exige que los ingresos y gastos públicos en cada uno de los casos definidos (en niveles o normalizados) sean estacionarios en primeras diferencias o I(1). Esto resulta ser imprescindible para que estas variables puedan formar parte de la relación de cointegración definida en la expresión (7). Por otra parte, cuando se derivó la expresión (5) se consideró que la primera diferencia del *stock* de deuda pública debía ser estacionaria o I(0). En este epígrafe se comprueba mediante diferentes contrastes de raíces unitarias que todas las variables son I(1).

Para contrastar el orden de integrabilidad de cada una de las variables se comienza utilizando los test de Phillips y Perron (1988), cuyos resultados aparecen en el Cuadro 1. En primer lugar, los ingresos impositivos en niveles, τ_t, normalizados por el PIB, $\tau 1_t$, normalizados por la población, $\tau 2_t$, los gastos públicos normalizados por el PIB, $g1_t$, y los ingresos públicos totales (incluyendo señoreaje) normalizados por el PIB, $in1_t$, o por la población, $in2_t$, son todas ellas variables que contienen una raíz unitaria o I(1), tal y como exige las condiciones estocásticas impuestas por la RPIG.

En segundo lugar, hay dos grupos de variables que en una primera aproximación no son estacionarias en primeras diferencias: por un lado, un primer grupo, entre los que se encuentran los gastos públicos en niveles $[g_t + r_t b_{t-1}]$, o en proporción de la población, $g2_t$, y los ingresos públicos totales en niveles, in_t, para los que se concluiría que son estacionarios sin necesidad de tomar ninguna diferencia. No obstante, el hecho de que estas tres variables muestren en su senda temporal posibles cambios en la media nos lleva a la conveniencia de no extraer conclusiones definitivas sobre el orden de integrabilidad basándose en los contrastes de Phillips y Perron. Como ha señalado Perron (1989, 1990), los cambios estructurales en series temporales hacen que este tipo de contrastes estén sesgados hacia la aceptación de raíces unitarias cuando existe cambio estructural en algún punto de la muestra. Una vía alternativa para confirmar el orden de integrabilidad en estos casos se ha planteado en los trabajos de Zivot y Andrews (1992) y Perron y Vogelsang (1992a, 1992b), mediante la aplicación de un

CUADRO 1

TEST DE RAICES UNITARIAS DE PHILLIPS-PERRON

	$\Delta\tau_t$	$\Delta\tau 1_t$	$\Delta\tau 2_t$	$\Delta[g_t + r_t b_{t-1}]$	$\Delta g1_t$	$\Delta g2_t$
$Z(\phi_3)$	23,60ª	36,90ª	21,61ª	21,85ª	8,13ª	22,22ª
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	–7,28ª	–9,13ª	–6,96ª	–7,02ª	–4,27ª	–7,08ª
$Z(t_{\tilde{\mu}})$	6,56ª	6,32ª	6,11ª	6,60ª	3,06	6,61ª
$Z(t_{\tilde{\beta}})$	–2,57	0,04	–1,17	–3,62	0,01	–2,80
$Z(\phi_2)$	15,74ª	24,62ª	14,41ª	14,69ª	5,42	14,92ª
$Z(t_\alpha{}^*)$	–6,10ª	–9,13ª	–6,38ª	–4,91ª	–4,27ª	–5,70ª
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	–1,63	–4,08ª	–1,83	–1,40	–2,44ª	–1,44

	τ_t	$\tau 1_t$	$\tau 2_t$	$[g_t + r_t b_{t-1}]$	$g1_t$	$g2_t$
$Z(\phi_3)$	5,99	3,96	3,01	8,48ª	1,23	8,56ª
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	–2,62	–3,00	–2,24	–1,57	–1,62	–4,12ª
$Z(t_{\tilde{\mu}})$	2,74	3,04	2,28	1,72	1,70	4,15
$Z(t_{\tilde{\beta}})$	2,30	3,00ª	2,08	1,19	1,57	4,08ª
$Z(\phi_2)$	84,39ª	9,38ª	34,82ª	166,00ª	9,09ª	17,82ª
$Z(t_\alpha{}^*)$	–2,88	–0,02	–0,60	–4,47ª	–0,38	–3,38ª
$Z(t_\mu{}^*)$	3,77ª	0,51	0,25	6,00ª	0,82	4,23ª
$Z(\phi_1)$	105,50ª	23,53ª	72,27ª	262,20ª	12,77ª	200,80ª
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	10,41	7,02	10,31	12,59	5,12	14,14

Valores críticos, 5%, T = 25:

$Z(\phi_3)$:	7,24	$Z(\phi_2)$:	5,68	$Z(\phi_1)$:	5,18
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$:	–3,60	$Z(t_\alpha{}^*)$:	–3,00	$Z(t_{\hat{\alpha}})$:	–1,95
$Z(t_{\tilde{\mu}})$:	3,20	$Z(t_\mu{}^*)$:	2,61	$Z(t_{\tilde{\beta}})$:	2,85

Notas: (1) Ver Perron (1988) para una definición exacta de los test.
(2) ª denota significatividad al 5%.
(3) Los valores críticos de $Z(t_{\tilde{\mu}})$, $Z(t_\mu{}^*)$, $Z(t_{\tilde{\beta}})$ 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 $Z(t_{\tilde{\alpha}})$, $Z(t_\alpha{}^*)$ y $Z(t_{\hat{\alpha}})$ han sido tomados de Fuller (1976, tabla 8.5.2).

Cuadro 1 *(Continuación)*

	Δb_t	$\Delta b1_t$	$\Delta b2_t$	Δin_t	$\Delta in1_t$	$\Delta in2_t$
$Z(\phi_3)$	1,85	1,75	1,84	52,02ª	56,23ª	51,44ª
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	–1,94	–1,91	–1,94	–10,81ª	–11,24ª	–10,75ª
$Z(t_{\tilde{\mu}})$	1,58	1,14	1,54	6,54ª	3,44ª	5,98ª
$Z(t_{\tilde{\beta}})$	–0,04	0,20	–4,58	–1,84	–0,37	–1,41
$Z(\phi_2)$	1,26	1,22	1,26	34,69ª	37,49ª	34,30ª
$Z(t_\alpha{}^*)$	–2,01	–1,94	–2,01	–43,19ª	–11,20ª	–10,20ª
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	–1,20	–1,60	–1,26	–5,27ª	–8,63ª	–5,78ª

	b_t	$b1_t$	$b2_t$	in_t	$in1_t$	$in2_t$
$Z(\phi_3)$	1,73	2,31	1,91	4,82	9,52ª	5,85
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$	–3,86	–1,76	–1,66	–3,12	–4,62ª	–3,57
$Z(t_{\tilde{\mu}})$	1,77	1,92	1,74	3,17	4,66ª	3,61ª
$Z(t_{\tilde{\beta}})$	1,87	2,23	1,96	2,87ª	4,42ª	3,37ª
$Z(\phi_2)$	5,88	2,61	5,28	11,03ª	7,90ª	14,64ª
$Z(t_\alpha{}^*)$	0,38	0,14	0,46	–1,81	–0,81	–0,93
$Z(t_\mu{}^*)$	–0,01	0,15	–0,24	2,20	0,99	1,72
$Z(\phi_1)$	6,99ª	1,60	5,79ª	22,67ª	6,05ª	17,78ª
$Z(t_{\hat{\alpha}})$	3,82	1,71	3,44	5,62	2,59	5,21

Valores críticos, 5%, T = 25:

$Z(\phi_3)$:	7,24	$Z(\phi_2)$:	5,68	$Z(\phi_1)$:	5,18
$Z(t_{\tilde{\alpha}})$:	–3,60	$Z(t_\alpha{}^*)$:	–3,00	$Z(t_{\hat{\alpha}})$:	–1,95
$Z(t_{\tilde{\mu}})$:	3,20	$Z(t_\mu{}^*)$:	2,61	$Z(t_{\tilde{\beta}})$:	2,85

Notas: (1) Ver Perron (1988) para una definición exacta de los test.
(2) ª denota significatividad al 5%.
(3) Los valores críticos de $Z(t_{\tilde{\mu}})$, $Z(t_\mu{}^*)$, $Z(t_{\tilde{\beta}})$ 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 $Z(t_{\tilde{\alpha}})$, $Z(t_\alpha{}^*)$ y $Z(t_{\hat{\alpha}})$ han sido tomados de Fuller (1976, tabla 8.5.2).

método en el que se endogeniza la búsqueda del punto de ruptura de la serie (véase, para más detalle, apéndice 2).

En el Cuadro 2 se presentan los contrastes de raíces unitarias cuando existen cambios 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. En las dos últimas columnas aparecen las estimaciones relativas al parámetro de raíz unitaria, α, y su respectivo estadístico t, $t_{\hat{\alpha}}$, en el que se contrasta si $\alpha=1$. La aplicación de los contrastes de raíz unitaria con cambios en la media de Perron y Vogelsang para estas tres variables indica que la hipótesis nula de raíz unitaria no puede ser rechazada, por lo que estas series serían I(1).

Por otro lado, en lo que respecta a las tres variables representativas del *stock* de deuda pública en niveles, b_t, y normalizado por el PIB, $b1_t$, o por la población, $b2_t$, sobre la base de los test de Phillips-Perron se debería concluir que las mismas poseen una doble raíz unitaria o, lo que es lo mismo, que son I(2). No obstante, su senda temporal muestra el perfil típico de una tendencia polinómica de orden dos[6]. En un trabajo reciente, Ouliaris, Park y Phillips (1989) han planteado la posibilidad de la existencia de procesos integrables que contengan un polinomio respecto al tiempo de hasta orden p (véase apéndice 3). En nuestro caso, para p=2, se contrasta en el Cuadro 3 la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia polinómica de orden dos (en el que se incluye una tendencia cuadrática en los test de Phillips y Perron). En los tres casos, y para los dos test propuestos, no se puede rechazar que las tres variables representantivas del *stock* de deuda pública sean estacionarias en primeras diferencias o contengan una raíz unitaria.

CUADRO 2

CONTRASTE DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIO EN LA MEDIA (1964-1992)

Series	Modelo	T_b	k	$\hat{\beta}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{t}_\alpha$
Criterio de selección: t-sig (Kmax = 5)								
$[g_t + r_t b_{t-1}]$	B2	1977	5	0,079 (74,75)		–0,023 (–13,42)	–0,37	–4,01
$g2_t$	B1	1980	4	0,061 (36,54)		–0,059 (–2,05)	0,57	–2,93
$in1_t$	B2	1984	1	0,029 (14,83)		–0,010 (–1,48)	0,34	–2,51

Notas: Los estadísticos t entre paréntesis. Los valores críticos provienen de Perron (1993): para el modelo B1, tabla IV (10%: –4,58, 5%: –4,80, 1%: –5,34) y para el modelo B2, tabla VI (10%: –4,09, 5%: –4,36, 1%: –4,91). El modelo B1 recoge un cambio instantáneo en el nivel de la pendiente de la función tendencial, mientras que el modelo B2 representa un cambio instantáneo en el nivel.

CUADRO 3

TEST DE RAICES UNITARIAS CON TENDENCIAS CUADRATICAS

Variable	$K_p(\hat{\alpha})$	$S_p(\hat{\alpha})$
b_t	–3,85	–1,59
$b1_t$	–3,73	–1,69
$b2_t$	–3,74	–1,60

Nota: Los valores críticos han sido extraídos de la Tabla III de Ouliaris, Park y Phillips (1989), $K_2(\hat{\alpha})$ (10%: –23,89, 5%: –27,47, 1%: –36,04), $S_2(\hat{\alpha})$ (10%: –3,56, 5%: –3,82, 1%: –4,37).

3.2. *Contrastes de cointegración y de inestabilidad de los parámetros*

En el Cuadro 4 se presentan los resultados del test de cointegración y de los test de inestabilidad de los parámetros estimados, cuyos valores aparecen en el Cuadro 5. Los contrastes de cointegración están basados en el test propuesto en Phillips y Ouliaris (1990), $\hat{Z}_\alpha$, que mide la estacionariedad de los residuos de la ecuación (7) bajo dos casos: la regresión de Engle y Granger (1987) utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios, y la estimación semiparamétrica propuesta por Phillips y Hansen (1990), que corrige los posibles problemas de autocorrelación y endogenidad de la regresión de largo plazo.

CUADRO 4

TEST DE COINTEGRACION Y DE INESTABILIDAD DE LOS PARAMETROS ESTIMADOS (1964-1992)

Variables implicadas	Test de cointegración: de Phillips-Ouliaris: $\hat{Z}_\alpha$		Test de Hansen		
	Engle-Granger	Phillips-Hansen	L_c	MeanF	Sup
CASO I: Sin ingresos por señoreaje:					
$[\tau_t, g_t + r_t b_{t-1}]$	–8,79	–8,69	0,11	1,69	3,7
$[\tau 1_t, g1_t]$	–10,83	–10,60	0,29	4,58	11,3
$[\tau 2_t, g2_t]$	–8,56	–8,50	0,10	1,57	4,0
CASO II: Con ingresos por señoreaje:					
$[in_t, g_t + r_t b_{t-1}]$	–25,01	–24,92	0,22	2,26	10,0
$[in1_t, g1_t]$	–29,37	–29,15	0,13	1,41	9,5
$[in2_t, g2_t]$	–25,09	–25,07	0,20	2,17	9,8
Valores Críticos:	10%	5%	Fuente:		
Z_α :	–15,51	–18,39	Haug (1992), tabla 2		
L_c :	0,45	0,58	Hansen (1992), tabla 3		
MeanF :	3,73	4,57	Hansen (1992), tabla 2		
SupF :	10,60	12,40	Hansen (1992), tabla 1		

CUADRO 5

RELACIONES DE COINTEGRACION: PARAMETROS ESTIMADOS Y TEST DE WALD (1964-1992)

Variables implicadas y Test de Wald	Método de Engle-Granger	Método de Phillips-Hansen	
CASO I: Sin ingresos por señoreaje:			
$[\tau_t, g_t + r_t b_{t-1}]$	0,912	0,913	(0,0158)
Estadístico G	–	30,36	
$[\tau 1_t, g1_t]$	0,813	0,816	(0,0239)
Estadístico G	–	59,02	
$[\tau 2_t, g2_t]$	0,901	0,901	(0,0182)
Estadístico G	–	29,23	
CASO II: Con ingresos por señoreaje:			
$[in_t, g_t + r_t b_{t-1}]$	0,903	0,903	(0,0192)
Estadístico G	–	25,17	
$[in1_t, g1_t]$	0,798	0,797	(0,0322)
Estadístico G	–	39,27	
$[in2_t, g2_t]$	0,890	0,890	(0,0217)
Estadístico G	–	25,38	

Nota: Los valores que aparecen entre paréntesis en los parámetros estimados por el método de Phillips-Hansen son los errores estándar. El estadístico G es un test de Wald para contrastar que el parámetro $\beta = 1$, y se distribuye como una χ^2 con un grado de libertad (Valor crítico al 5%, 3,84).

De acuerdo con el valor de los estadísticos $\hat{Z}_\alpha$, la hipótesis nula de no cointegración no puede ser rechazada en ninguna de las relaciones de ingresos y gastos públicos del caso I, es decir, cuando excluimos los ingresos por señoreaje del gobierno. Por el contrario, cuando incluimos estos ingresos en la relación de cointegración (caso II), podemos rechazar ampliamente en las tres ecuaciones alternativas planteadas la hipótesis de no cointegración. Estos resultados confirman los obtenidos en Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y avalan la tesis de que la condición impuesta por la RPIG se cumple en el período 1964-1992: los gastos públicos, incluidos los pagos de intereses y los ingresos totales del gobierno (ingresos impositivos más ingresos por señoreaje) están cointegrados. Y esto es válido tanto en el caso en que las variables se consideren en niveles y en términos reales, como si se miden normalizadas en proporción al PIB real o en términos per cápita.

En las tres últimas columnas del Cuadro 4 se presentan los test propuestos en Hansen (1992) para medir la estabilidad de los parámetros de estas tres últimas regresiones de cointegración (véase para más detalle el apéndice 4). Para el caso II, en el que se ha constatado la existencia de cointegración, los tres estadísticos muestran valores estimados por debajo de los valores críticos correspondientes, por lo que no se puede rechazar la hipótesis nula de no inestabilidad de los parámetros estimados. Los Gráficos 1 a 3 recogen la evolución de la secuencia de los estadísticos F asociados al período truncado propuesto por Hansen (1992) [0.15T, 0.85T]. En los tres casos, la línea que representa el valor crítico al 5% del estadístico MeanF se cruza en los años 1983-1984, si bien este corte no es de todas formas significativo[7].

GRAFICO 1

INGRESOS PUBLICOS Y GASTOS PUBLICOS: CASO II

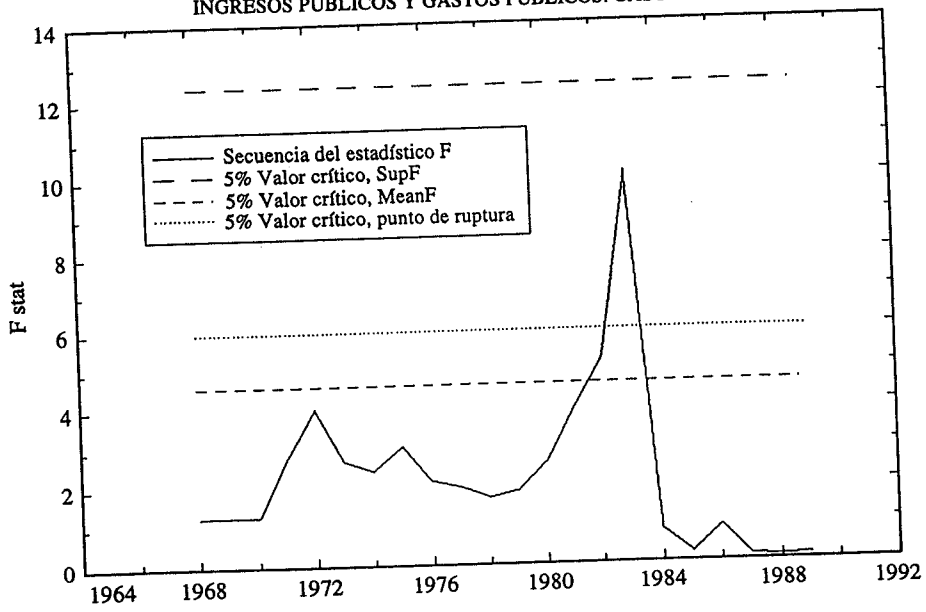


GRAFICO 2

INGRESOS PUBLICOS/PIB Y GASTOS PUBLICOS/PIB: CASO II

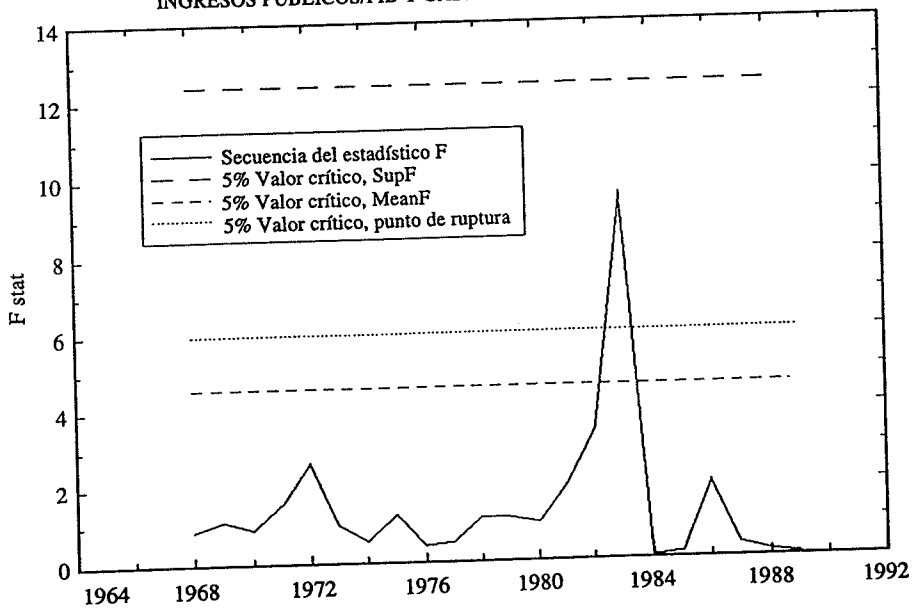
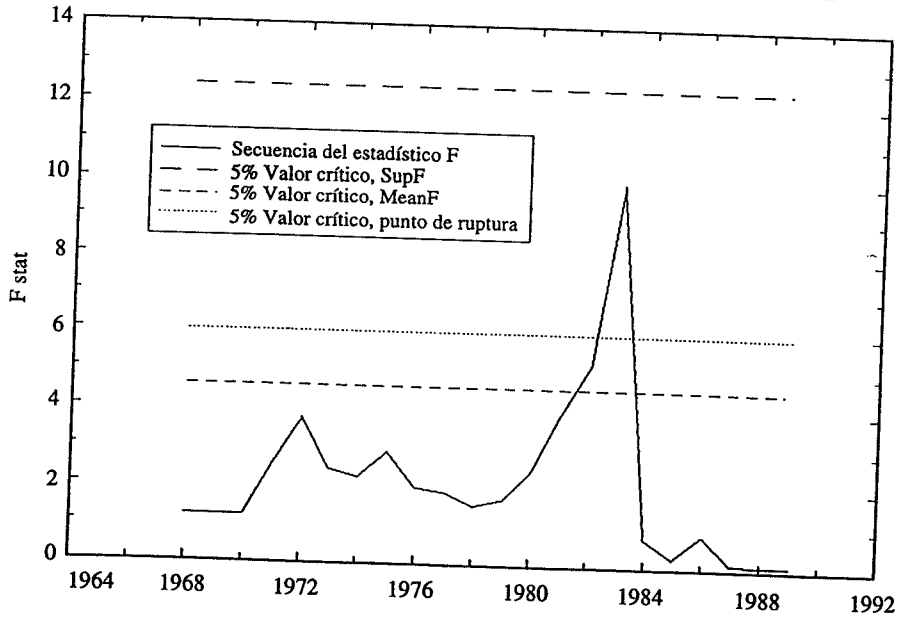


GRAFICO 3

INGRESOS PUBLICOS/POBLACION Y GASTOS PUBLICOS/POBLACION: CASO II



Por último, en el Cuadro 5 se recogen los parámetros estimados para ß en la ecuación (7). Prácticamente no existen diferencias entre los valores estimados por Mínimos Cuadrados Ordinarios o por el método semiparamétrico de Phillips y Hansen. Por otra parte, el test G revela que la hipótesis ß = 1 se rechaza claramente en todos los casos. Centrándonos en el caso en el que normalizamos los ingresos y gastos públicos por el PIB real, este resultado indica que el *ratio stock* deuda pública/PIB no converge a ningún valor (en este caso ß < 1) y que de acuerdo con lo mostrado por Hakkio y Rush (1991) el gobierno podría tener problemas de solvencia en el futuro si no cambia su actual política fiscal.

4. Conclusiones

En los últimos años han proliferado los trabajos que examinan la sostenibilidad de las políticas fiscales en el largo plazo. Un grupo importante de estos estudios se ha dirigido hacia la contrastación del cumplimiento de las condiciones estocásticas impuestas por la Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno (RPIG) sobre las variables macroeconómicas fiscales. Si el gobierno desea respetar su restricción presupuestaria intertemporal en términos del valor presente, los déficit públicos de carácter primario deberán compensarse en un futuro más o menos cercano con un superávit de

carácter primario. En este sentido, si la RPIG no se satisface, ello indicaría que las actuales políticas fiscales no son "sostenibles" en el largo plazo y, por lo tanto, se deberán cambiar para evitar problemas de solvencia. Dentro de este contexto teórico se enmarca el trabajo reciente de Esteve, Fernández y Tamarit (1993), en el que se concluía que la política fiscal en España era sostenible desde el punto de vista intertemporal para el período 1964-1989.

En el presente estudio se ha examinado nuevamente la sostenibilidad de la política fiscal española mediante la aplicación de un enfoque teórico basado en el cumplimiento por parte del gobierno de la RPIG en una economía en crecimiento, en la que las variables se normalizan por el PIB real y la población total. En el terreno empírico, con datos anuales para el período 1964-92, se ha obtenido evidencia de que los ingresos y gastos públicos solamente cumplen las restricciones impuestas por la RPIG en el caso de que incluyamos los ingresos por señoreaje. Además, se ha constatado que la *ratio* del *stock* de deuda pública no descontada sobre el PIB diverge hacia el infinito. Las implicaciones de política económica son dos. En primer lugar, que la política fiscal española no es sostenible si se aplica la condición impuesta en el Tratado de Maastricht que prohíbe la obtención de ingresos por señoreaje. En segundo lugar, tanto si se incluyen o no los ingresos por señoreaje en el análisis, el gobierno español puede tener problemas en el futuro para colocar su deuda en el mercado si no cambia su actual política fiscal, al no respetar la condición de solvencia impuesta por la RPIG al *ratio* del *stock* de deuda pública/PIB.

Esta evidencia empírica presentada es más grave si se tiene en cuenta que a pesar del signo restrictivo imprimido por las autoridades económicas españolas a la política fiscal en el período 1992-1993, la *ratio* de deuda pública respecto al PIB se ha situado a finales de 1993 en el 54,5%, cifras ya cercanas al límite impuesto por el Tratado de Maastricht para el paso a la tercera fase de la Unión Económica y Monetaria. La evolución presupuestaria a lo largo de 1992-1994 ha puesto de manifiesto la limitada capacidad que, en situaciones de elevados tipos de interés reales y recesión económica, tiene el presupuesto del gobierno para impulsar el crecimiento sin poner en peligro la sostenibilidad a largo plazo de su política fiscal. Otro signo evidente del peligro de insolvencia intertemporal de las finanzas públicas en España lo constituye el hecho que, por primera vez en décadas, el tipo de interés real medio de la deuda pública en 1992 y 1993 supera a la tasa real de crecimiento de la economía española.

En la situación descrita anteriormente el Gobierno español sólo tiene dos posibilidades, como él mismo indica en el texto del Segundo Plan de Convergencia (1994-97): o bien aumenta los impuestos, o bien reduce el crecimiento de los gastos públicos. Dado que la primera opción parece descartada y que el Ejecutivo español en los próximos años no desea aumentar la presión fiscal, un incremento de los ingresos tan sólo podría provenir de la recuperación económica y de una mayor eficacia en la lucha frente al fraude fiscal. Por lo tanto, la única vía segura para solucionar los problemas de sostenibilidad futuros sería la contención del gasto público, principalmente en transferencias e inversión pública.

Apéndice 1

FUENTES Y DATOS

El estudio utiliza datos anuales del sector Administraciones Públicas Españolas para el período 1964-1992, según la terminología de la Contabilidad Nacional. Las variables nominales han sido deflactadas por el deflactor del PIB, base 1980. Los subíndices 1 y 2 indican, respectivamente, que la variable ha sido normalizada por el PIB real y por la población total.

τ_t : Ingresos públicos impositivos en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Banco de España (1991, 1992, 1993).

g_t : Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Banco de España (1991, 1992, 1993).

in_t : Ingresos públicos totales en términos reales, impositivos y por señoreaje ($\tau_t + s_t$). Fuente: elaboración propia. Para una definición del señoreaje (s_t), véase Esteve, Fernández y Tamarit (1993).

$r_t b_{t-1}$: Intereses efectivos de la deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Banco de España (1991, 1992, 1993).

b_t : *Stock* de deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Banco de España (1991, 1992, 1993).

P_t : Deflactor del PIB base 80. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Banco de España (1991, 1992, 1993).

y_t : Producto Interno Bruto en términos reales, base 80. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) y Banco de España (1991, 1992, 1993).

$g_t + r_t b_{t-1}$: Gastos públicos brutos de intereses de la deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Banco de España (1991, 1992, 1993).

pob_t : Población total. Fuente: Molinas, Sebastián y Zabalza (1991) e I.N.E. (1993).

$g1_t$: Gastos públicos brutos de intereses en términos reales, normalizados por el PIB real $(g_t + r_t b_{t-1})/y_t$. Fuente: elaboración propia.

$\tau 1_t$: Ingresos públicos impositivos en términos reales, normalizados por el PIB real, τ_t/y_t. Fuente: elaboración propia.

$in1_t$: Ingresos públicos totales en términos reales, normalizados por el PIB real, in_t/y_t. Fuente: elaboración propia.

$b1_t$: *Stock* de deuda pública en términos reales, normalizado por el PIB real, b_t/y_t. Fuente: elaboración propia.

$g2_t$: Gastos públicos brutos de intereses en términos reales, normalizados por la población $(g_t + r_t b_{t-1})/pob_t$. Fuente: elaboración propia.

$\tau 2_t$: Ingresos públicos impositivos en términos reales, normalizados por la población, τ_t/pob_t. Fuente: elaboración propia.

$in2_t$: Ingresos públicos totales en términos reales, normalizados por la población, in_t/pob_t. Fuente: elaboración propia.

$b2_t$: Stock de deuda pública en términos reales, normalizado por la población, b_t/pob_t. Fuente: elaboración propia.

Todos los cálculos de los test de raíces unitarias y los test de cointegración han sido realizados con RATS versión 3.11 y Rootine versión 1.21. Los test de inestabilidad de los parámetros de la regresión de cointegración han sido calculados en un programa escrito en GAUSS, versión 3.0.

Apéndice 2

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS CON CAMBIOS EN LA MEDIA DE PERRON Y VOGELSANG (1992)

De acuerdo con el estudio seminal de Nelson y Plosser (1982), la mayor parte de las variables macroeconómicas siguen un proceso temporal caracterizado por la existencia de una raíz unitaria. La principal implicación de estos resultados es que los *shocks* aleatorios tienen efectos de carácter permanente y que las fluctuaciones no son transitorias. Perron (1989, 1990a) ha sugerido que esta evidencia puede ser debida a la presencia de importantes cambios estructurales en la evolución tendencial de las series. Su enfoque se basa en la contrastación de las raíces unitarias, incluyendo la posibilidad de que haya un cambio estructural conocido en la tendencial de la serie y_t. Los cambios pueden ser de tres tipos: un cambio en el nivel de la serie, un cambio en la pendiente, o ambos simultáneamente (véanse las expresiones A.2.1, A.2.2 y A.2.3). Este enfoque está basado en la metodología del análisis de intervención de Box y Tiao (1975). Perron (1989) considera en los tres casos la hipótesis nula de raíz unitaria con un cambio estructural en el momento temporal $1 < T_b < T$:

Modelo A : $$y_t = \mu + \delta D(TB)_t + y_{t-1} + e_t \qquad (A.2.1)$$

Modelo B : $$y_t = \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1) + DU_t + y_{t-1} + e_t \qquad (A.2.2)$$

Modelo C : $$y_t = \mu_1 + dD(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + y_{t-1} + e_t \qquad (A.2.3)$$

donde $D(TB)_t = 1$ si $t = T_b + 1$, y 0 en caso contrario; $DU_t = 1$ si $t > T_b$, y 0 en caso contrario.

Mientras que la hipótesis alternativa de estacionariedad alrededor de una tendencia viene dada en cada caso por:

Modelo A : $$y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1) + DU_t + e_t \qquad (A.2.4)$$

Modelo B : $$y_t = \mu_1 + \beta t + (\beta_2 - \beta_1) + DT^*_t + e_t \qquad (A.2.5)$$

Modelo C : $$y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t + e_t \qquad (A.2.6)$$

donde $DT^*_t = t - T_b$ si $t > T_b$ y 0 en caso contrario.

Más recientemente, otros estudios han extendido estos trabajos de Perron (1989, 1990a) en varias direcciones: (i) desarrollando procedimientos de contrastación para el caso en el que el punto de ruptura no es conocido [Zivot y Andrews (1992), Banerjee, Lunsdaine y Stock (1992), Perron (1990b) y Perron y Vogelsang (1992a)]; (ii) analizando la robustez de la hipótesis de raíz unitaria encontrada en trabajos previos [Christiano (1992), Perron (1990b) y Perron y Vogelsang (1992a y 1992b)].

En nuestro trabajo se supone, como en Zivot y Andrews (1992), que el punto de ruptura de la serie no es conocido a priori, utilizando un método en el que se endogeniza su búsqueda. En síntesis, el procedimiento está basado en simples autorregresiones de la variable (estimadas por Mínimos Cuadrados Ordinarios) que son apropiadamente aumentadas con variables ficticias que recogen los cambios en la media. Los test de raíces unitarias están basados en los valores del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno, tal y como proponen Perron y Vogelsang (1992a).

Perron (1993) reescribe los modelos A y C en forma de *innovational outlier models*. En este caso, la estrategia de contraste de raíz unitaria puede realizarse en una sola etapa, contrastando por Mínimos Cuadrados Ordinarios si $\alpha=1$ en las expresiones:

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + \beta t + \delta D(TB)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad (A.2.7)$$

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(TB)_t \alpha y_{t-1} + \qquad (A.2.8)$$

$$+ \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

En los dos casos se supone que el cambio estructural afecta al nivel de la serie (modelo A) o a la pendiente de la función tendencial (modelo C) de manera gradual, es decir, existe un período de transición en el cambio en la media de la variable.

Para el caso del modelo B, el procedimiento se realiza en dos etapas, debido a que la representación elegida se basa en un *additive outlier model*. En el caso planteado se produce un cambio en el nivel de la serie (véase expresión (A.2.9), modelo B1) o en la pendiente (véase expresión (A.2.9'), modelo B2), en ambos casos de manera instantánea. Así, en la primera etapa, la función tendencial de la serie se estima y elimina de la serie original, respectivamente, a través de las siguientes regresiones:

Modelo B1 : $y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + y_t$ (A.2.9)

Modelo B2 : $y_t = \mu + \beta t + \gamma DT^*_t + y_t$ (A.2.9')

Ahora el test de raíz unitaria está basado en el valor del estadístico t para contrastar que la suma de los coeficientes autorregresivos es igual a uno ($\alpha=1$) en la siguiente expresión:

$$y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad (A.2.10)$$

En las tres regresiones el estadístico t_α depende de los dos parámetros no conocidos a priori: el punto de ruptura, T_b, y el valor del retardo k. Para seleccionar ambos parámetros se utiliza el método propuesto por Zivot y Andrews (1992), Perron y Vogelsang (1992a) y Perron (1993), método que endogeniza la elección de T_b.

Apéndice 3

CONTRASTES DE RAICES UNITARIAS CON TENDENCIAS DETERMINISTICAS DE OULIARIS, PARK Y PHILLIPS (1989)

En este apéndice se describen brevemente los test desarrollados por Ouliaris, Park y Phillips (1989) para contrastar la existencia de raíces unitarias en series que contienen tendencias determinísticas de orden k. La metodología utilizada se basa en el trabajo seminal de Phillips (1987), el cual parte de una serie temporal $\{y\}_0^\infty$ generada según la expresión siguiente:

$$y_t = \sum_{0}^{p-1} \beta_k t^k + y_{t-1} + \xi_t, \ \beta_k \in R \qquad (A.3.1)$$

La expresión (A.3.1) representa un proceso integrable con un polinomio respecto al tiempo de orden p $\{1, t, t^2, \ldots, t^p\}$ bajo la hipótesis nula a contrastar. Como puede verse fácilmente, dando distintos valores a p se puede generar la mayor parte de los modelos de raíces unitarias considerados en la literatura. Por ejemplo, en Phillips (1987) se considera el caso en que p = 0, mientras que en Phillips y Perron (1988) se considera el caso en el que p = 1.

Para la contrastación de la raíz unitaria, Ouliaris, Park y Phillips (1989) consideran la siguiente regresión mínimo cuadrática:

$$y_t = \sum_{0}^{p} \hat{\beta}_k t^k + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{\xi}_t \qquad (A.3.2)$$

La hipótesis interesante a contrastar es la existencia de raíz unitaria, es decir, si $\alpha = 1$. Como en el caso de los test de Phillips y Perron (1988) respecto a los test de raíces unitarias de Dickey y Fuller, Ouliaris, Park y Phillips (1989) desarrollan una estrategia en la que la estructura de correlación de los residuos se considera de una forma no paramétrica, buscando una transformación que elimine la dependencia asintótica respecto a los parámetros *nuisance*. El cálculo de tales estadísticos requiere simplemente la estimación de un proceso autorregresivo de primer orden (A.3.2), por mínimos cuadrados ordinarios y un factor de corrección basado en la estructura de los residuos de esta regresión:

$$K_p(\hat{\alpha}) = n(\hat{\alpha}-1) - \frac{n^2(\hat{\omega}^2 - \hat{\sigma}^2)}{2s_0^2} \qquad (A.3.3)$$

$$S_p(\hat{\alpha}) = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\omega}} t(\hat{\alpha}) - \frac{n(\hat{\omega}^2 - \hat{\sigma}^2)}{2\hat{\omega}_0^2} \qquad (A.3.4)$$

donde s_0^2 representa la suma de los cuadrados de los residuos de la regresión de y_{t-1} sobre $1, t, \ldots, t^p$, y ω es un estimador consistente de ω^2 obtenido de los residuos estimados en (A.3.2), $\hat{\xi}_t$.

Apéndice 4

CONTRASTES DE INESTABILIDAD DE LOS PARAMETROS DE LA REGRESION DE COINTEGRACION DE HANSEN (1992)

En este apéndice se describen brevemente los test desarrollados por Hansen (1992) para medir la inestabilidad de los parámetros de la regresión de cointegración. La ventaja de estos test es que no se requiere especificar exógenamente la posible observación de la muestra donde ha ocurrido el cambio estructural.

En el método de estimación de cointegración sugerido en Hansen (1992), se considera la variable y_t y un conjunto de variables representadas por el vector x_t, las cuales están cointegradas y cuya relación de cointegración viene dada por la expresión siguiente[8]:

$$y_t = \delta\, x_t + \varepsilon_t \tag{A.4.1}$$

donde $t = 1,\ldots, T$

$$x_t = (x'_{1t}, x'_{2t})'$$

$$x_{1t} = 1$$

$$x_{2t} = x_{2t-1} + \tau_t. \tag{A.4.2}$$

En los primeros dos test de inestabilidad, F_t y SupF, la hipótesis alternativa es que existe un único cambio estructural en el momento t:

$$\delta_t = \begin{bmatrix} \delta_1, i \leq t \\ \delta_2, i > t \end{bmatrix} \tag{A.4.3}$$

Por lo que respecta al primer test de inestabilidad, F_t, se asume que t es conocido, y el contraste se basa en la siguiente expresión:

$$F_t = \text{trace}\, \{\hat{S}'_t V_t^{-1} \hat{S}_t \hat{\Omega}^{-1}_{\varepsilon.\tau}\} \tag{A.4.4}$$

donde $\hat{S}$ y V_t son, respectivamente:

$$\hat{S}_t = \sum_{i=1}^{t} \left(x_i \hat{\varepsilon}_i^{+} - \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Lambda}^{+}_{\tau\varepsilon} \end{bmatrix} \right) \tag{A.4.5}$$

$$V_t = \sum_{i=1}^{t} x_i x'_i - \left(\sum_{i=1}^{t} x_i x'_i \right) \left(\sum_{i=1}^{T} x_i x'_i \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^{t} x_i x'_i \right) \tag{A.4.6}$$

Bajo la hipótesis nula de estabilidad del parámetro δ_t, este contraste se distribuye como una χ^2 con grados de libertad equivalentes al número de variables del vector de

cointegración (número de filas en el vector x_t). Este contraste es equivalente al test clásico de Chow. No obstante, como Hansen (1992) muestra, este estadístico es válido sólo cuando t puede ser elegido indepedientemente del tamaño de la muestra, por lo que el mismo tiene un bajo poder.

Por esta razón, Hansen propone un segundo contraste en el cual se supone que el punto de ruptura t del parámetro δ_t no es conocido, siendo el test simplemente el valor máximo del estadístico F anterior:

$$\text{SupF} = \sup_{t_s} F_{t_s} \tag{A.4.7}$$

donde t_s es un número entero perteneciente al intervalo [0.15T, 0.85T]. Los valores críticos tabulados para este test pueden encontrarse en la tabla 1 de Hansen (1982). Este contraste resulta eficaz para detectar un modelo en el que el parámetro de largo plazo estimado cambia bruscamente.

En el tercer y cuarto contraste de inestabilidad de Hansen se considera que el parámetro δ_t sigue un proceso de tipo martingala que viene dado por la expresión:

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \vartheta_t \tag{A.4.8}$$

En estos dos test, se supone, bajo la hipótesis nula, que el proceso martingala tiene media y varianza nula, mientras que la hipótesis alternativa es que la varianza no es nula.

Bajo estas premisas, el tercer test de Hansen viene dado por la expresión:

$$\text{MeanF} = 1/T_s \sum_{t_s} F_{t_s} \tag{A.4.9}$$

y sus valores críticos tabulados aparecen en la tabla 2 de Hansen (1992). Este test resulta útil para representar un modelo en el cual el parámetro estimado se desplaza en el tiempo suave o gradualmente.

Por último, el cuarto test de inestabilidad de Hansen considera un proceso distinto de martingala, tomando el contraste propuesto la forma de la expresión:

$$L_c = \text{trace} \left[\left(\sum_{i=1}^{T} x_i x'_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^{T} S_t \Omega^{-1}_{\varepsilon.\tau} S'_t \right] \tag{A.4.10}$$

el cual es un estadístico LM de Lagrange.

La ventaja de este test respecto al contraste MeanF, es que no requiere especificar un intervalo para el rango posible de t. Los valores críticos tabulados para este estadístico se encuentran en la tabla 3 de Hansen (1992).

Resulta importante señalar que este test L_c es también un contraste de cointegración, cuya hipótesis nula es que existe cointegración, mientras que la hipótesis alternativa es la ausencia de la misma. De todas formas, en un reciente trabajo, Haug (1993b) ha mostrado en un estudio de Montecarlo el bajo poder de este test para contrastar la hipótesis de cointegración.

Apéndice 5

CONTRASTE DE HIPOTESIS SOBRE RESTRICCIONES LINEALES EN VECTORES DE COINTEGRACION DE PHILLIPS Y HANSEN (1990)

El estadístico utilizado en el trabajo para contrastar hipótesis sobre restricciones lineales en los vectores de cointegración estimados, estadístico G, está basado en un test de Wald modificado, tal y como proponen Phillips y Hansen (1990). En concreto, el estadístico G viene dado por la expresión siguiente:

$$G = (R\hat{\delta}^{+} - d)' \left[\hat{\Omega}_{\varepsilon.\tau} \oplus \left(\sum_{i=1}^{T} x_i x'_i \right)^{-1} \right]^{-1} (R\hat{\delta}^{+} - d) \qquad (A.5.1)$$

donde la hipótesis lineal a contrastar es que $R\delta = d$, en nuestro caso que el parámetro estimado $\hat{\beta} = 1$. Este estadístico G se distribuye como una χ^2 cuyos grados de libertad dependen del número de restricciones.

Notas

1 Para la economía americana véase Trehan y Walsh (1988, 1991), Hamilton y Flavin (1986), Kremers (1988, 1989), Wilcox (1989), MacDonald (1990), Hakkio y Rush (1991) y Haug (1991); para el Reino Unido, MacDonald y Speight (1990); para Canadá, Smith y Zin (1991); para Italia, Corsetti (1991) y Baglioni y Cherubini (1993); para Francia, Dietsch y Garnier (1989) y Jondeau (1992); para la India, Buiter y Patel (1992) y, para los países de la OCDE, Corsetti y Roubini (1991).

2 A efectos de facilitar la exposición, se supondrá que el gobierno emite títulos de un solo período de maduración. Además, se considera que el gobierno no puede hacer uso de ingresos por señoreaje. El modelo completo con señoreaje puede verse con detalle en Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y en Trehan y Walsh (1988).

3 La interpretación del tipo de interés en la expresión (1) depende de cómo se midan los gastos e ingresos públicos. Cuando estas variables se presentan en términos nominales, r_t es el tipo de interés nominal; cuando las variables son reales, entonces r_t es el tipo de interés real; cuando son reales y son normalizadas por el PIB real, r_t es el tipo de interés real menos la tasa de crecimiento real del PIB, g_t; por último, si las variables son reales y han sido normalizadas por la población total, r_t es el tipo de interés real menos la tasa de crecimiento de la población, n_t.

4 El déficit público bruto de intereses es $def_t = (g_t + r_t b_{t-1}) - \tau_t$.

5 Estrictamente, Trehan y Walsh (1988, 1991) muestran que la condición de solvencia del gobierno es respetada siempre que gastos e ingresos públicos estén cointegrados en un vector [1 –1]. No obstante, a diferencia de nuestro enfoque, en estos trabajos se utilizan ambas variables en términos reales, sin normalizar por el PIB.

6 Agradecemos a Pierre Perron esta sugerencia.

7 El valor crítico al 5% de la línea que representa un punto de ruptura conocido se corta en 1982. No obstante, como ha señalado Hansen (1992), el suponer a priori un punto de cambio estructural bajo la hipótesis nula no tiene en estos casos ningún significado, al tratarse de un test de Chow. Por tanto, tan sólo tiene el sentido de servir de referencia.

8 Para más detalles, véase Phillips y Hansen (1990).

Referencias bibliográficas

BAGLIONI, A. y CHERUBINI, U. (1993), "Intertemporal Budget Constraint and Public Debt Sustainability: The Case of Italy", *Applied economics* 25, pp. 275-283.

BANCO DE ESPAÑA (1991), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1981-1990)*, Madrid.

BANCO DE ESPAÑA (1992), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1982-1991)*, Madrid.

BANCO DE ESPAÑA (1993), *Cuentas Financieras de la Economía Española (1983-1992)*, Madrid.

BANERJEE, A., LUMSDAINE, R.L. y STOCK, J.H. (1992), "Recursive and Sequencial Test of the Unit Root and Trend Break Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 271-287.

BOX, G.E.P. y TIAO, G.C. (1975), "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems", *Journal of the American Statistical Association* 70, pp. 70-79.

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.

CORSETTI, G. (1991), "Testing for Solvency of the Public Sector: an Applicatin to Italy", *Economic Notes by Monte dei Pascho di Siena* 20, pp. 581-599.

CORSETTI, G y ROUBINI, N. (1991), "Fiscal Deficits, Public Debt and Government Solvency: Evidence from OECD Countries", *Journal of Japanese and International Economies.*

CHRISTIANO, L.J. (1992), "Searching for Breaks in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics,* 10, pp. 237-250.

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.

DIETSCH, M. y GARNIER, O. (1989), "La contrainte budgétaire intertemporelle des administrations públiques: consénques pour l'évaluation des déficits publics", *Economie et Prévision* Nº 90, pp. 69-85.

ENGLE, R. F. y GRANGER, C.W. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, pp. 251-276.

ESTEVE, V., FERNANDEZ, J.I. y TAMARIT, C.R. (1993), "La Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno y el déficit público en España", *Investigaciones Económicas,* segunda época, vol. XVII, núm. 1, pp. 119-142.

FULLER, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series,* John Wiley & Sons, New York.

HAKKIO, C.S. y RUSH, M. (1991), "Is the Budget Deficit Too Large?", *Economic Inquiry* XXIX, pp. 429-445.

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.

HANSEN, B.E. (1992), "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business & Economic Statistics,* 10, pp. 321-335.

HAUG, A.A. (1991), "Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the U.S.", *Journal of Business & Economic Statistics* 9, pp. 97-101.

HAUG, A.A. (1992), "Critical Values for the Z_α–Phillips-Ouliaris Test for Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, pp. 473-480.

HAUG, A.A. (1993a), "Has Federal Budget Deficit Policy Changed in Recent Years?", *Working Paper* Nº 93-8, Department of Economics, York University, Canadá.

HAUG, A.A. (1993b), "Residual Based Tests for Cointegration: A Monte Carlo Study of Size Distorsion", *Economic Letters* 41, pp. 345-351.

HENDRY, D.F. y NEALE, A.J. (1991), "A Monte Carlo Study of the Effects of Structural Breaks on Test for Unit Roots", en Hackl, P. y Westlund, A.H. (eds.), *Economic Structural Change: Analysis and Forecasting,* Springer-Verlag, Berlín, pp. 95-119.

I.N.E. (1993), *Boletín mensual de estadística,* núm. 7, julio.

JOINES, D.H. (1991), "How Large a Federal Budget Deficit Can We Sustain?", *Contemporary Policy Issues* 9, july, pp. 1-11.

JONDEAU, E. (1992), "La soutenabilité de la politique budgétaire", *Economie et Prévision* Nº 104, pp. 1-17.

KREMERS, J.M. (1988), "Long-Run Limits on the U.S. Federal Debt", *Economic Letters* 28, pp. 259-262.

KREMERS, J.M. (1989), "U.S. Federal Indebtedness and the Conduct of Fiscal Policy", *Journal of Monetary Economic* 23, pp. 219-238.

MACDONALD, R. (1990), "Some Tests of the Government's Intertemporal Budget Constraint Using US Data", *Dundee Discussion Papers in Economic* Nº 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* LVIII, pp. 329-347.

MOLINAS, C., SEBASTIAN, M. y ZABALZA, A. (eds.) (1991), *La economía española. Una perspectiva macroeconómica,* Antoni Bosh editor e Instituto de Estudios Fiscales, Madrid.
NELSON, C.R. y PLOSSER, C.I. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics* 10, pp. 139-162.
OULIARIS, S., PARK, J.Y. y PHILLIPS, P.C.B. (1989), "Testing for a Unit Root in the Presence of a Maintaned Trend", en Raj, B. (ed.), *Advanced in Econometric and Modelling,* Kluwer Academic Publishers, pp. 7-28.
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. 1346-1401.
PERRON, P. (1990a), "Testing for a Unit Root in a Time Series With a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics* 8, pp. 153-162.
PERRON, P. (1990b), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Econometric Research Program Memorandum* Nº 35, Princeton University.
PERRON, P. (1993), "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series", mimeo, C.R.D.E., Université de Montréal.
PERRON, P. y VOGELSANG, T.J. (1992a), "Nonstantionary and Level Shifts with an Aplication to Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 301-320.
PERRON, P. y VOGELSANG, T.J. (1992b), "Additional Tests for Unit Roots Allowing the Possibility of Breaks in Trend Function", mimeo, C.R.D.E., Université de Montréal.
PHILLIPS, P.C.B. (1987), "Time Series Regression with Unit Roots", *Econometrica* 55, pp. 277-302.
PHILLIPS, P.C.B. y HANSEN, B.E. (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variable Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies* 57, pp. 99-125.
PHILLIPS, P.C.B. y OULIARIS, S. (1990), "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica* 58, pp. 165-193.
PHILLIPS, P.C.B. Y PERRON, P. (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika* 75, pp. 335-346.
SMITH, G.W. y ZIN, S.E. (1991), "Persistent Deficits and the Market Value of Government Debt", *Journal of Applied Econometrics* 6, pp. 31-44.
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.
WILCOX, D.W. (1989), "The Sustainability of Governments Deficits: Implications of the Present-Value Borrowing Constraint", *Journal of Money, Credit, and Banking* 21, pp. 291-306.
ZIVOT, E. y ANDREWS, D.W.K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 251-270.

Revista de Análisis Económico, Vol. 9, Nº 2, pp. 25-37 (Noviembre 1994)

IMPLICACIONES OBSERVABLES DE LA TEORIA CLASICA DE LA INFLACION: PERU Y BOLIVIA EN LOS OCHENTA

RAUL ANIBAL FELIZ*
CIDE, México.

GROCIO SOLDEVILLA CANALES*
CIDE, México.

Abstract:

In this article, the empirical relevance of the classical theory of inflation for explaining the hyperinflationary experiences of Peru and Bolivia during the decade of the eighties, is evaluated using econometric methods.
Taking a non-stationary time series methodology it was found that this model substantially explains the short and long-term dynamics of inflation in these countries.

Introducción

El objetivo de este ensayo es evaluar econométricamente la relevancia de la nueva teoría clásica como explicación de las hiperinflaciones de Perú y Bolivia en los años ochenta.

La metodología empleada se deriva de la de Shiller y Campbell (1988), de análisis de series de tiempo no estacionarias cointegradas. En particular se sigue de cerca la adaptación de Feliz (1993) de la TCI a este contexto.

De acuerdo con esta teoría, la inflación es producto de las tasas de crecimiento monetario observadas y esperadas por los agentes económicos. Cuando ambas series son no estacionarias la teoría supone:

a) Que inflación y crecimiento están cointegrados, si no existen burbujas racionales.

b) La diferencia entre inflación y crecimiento monetario, la variable de cointegración, causa en el sentido de Granger la tasa de crecimiento monetario, y

* Los autores agradecen los comentarios de un dictaminador anónimo de esta revista.