

**CAMBIO DE RÉGIMEN Y SOSTENIBILIDAD
A LARGO PLAZO DE LA POLÍTICA
FISCAL: EL CASO DE ESPAÑA***

Mariam Camarero, Vicente Esteve y Cecilio R. Tamarit**

WP-AD 99-15

Correspondencia a Vicente Esteve: Universitat de València
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Apartado Oficial 22006. 46071 Valencia
Tel.: 963 828 358 / Fax: 963 828 354 / e-mail: vicente.esteve@uv.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, s.a.
Primera Edición Junio 1998
ISBN: 84-482-1819-1
Depósito Legal: V-2266-1998

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previa a su remisión a las revistas científicas.

* La investigación se ha podido realizar gracias a la financiación de los proyectos del Plan Nacional de I+D, PB94-0955-CO2-01 y 02 y del Programa de Ayudas a la Investigación del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

** M. Camarero: Instituto de Economía Internacional y Universitat Jaume I, V. Esteve y C. Tamarit: Instituto de Economía Internacional y Universitat de València.

CAMBIO DE RÉGIMEN Y SOSTENIBILIDAD A LARGO PLAZO DE LA POLÍTICA FISCAL: EL CASO DE ESPAÑA

Mariam Camarero, Vicente Esteve y Cecilio R. Tamarit

R E S U M E N

En este trabajo se contrasta la sostenibilidad de la política fiscal en la economía española para el periodo 1964-1996 utilizando el planteamiento teórico propuesto en Quintos (1995). Desde el punto de vista empírico, la novedad del estudio radica en la utilización de nuevas técnicas de cointegración que recogen la posibilidad de cambios estructurales, tanto en las relaciones de largo plazo como en los parámetros de cointegración.

Palabras clave: sostenibilidad, política fiscal, cointegración, cambio de régimen.

Clasificación JEL: E60, F41, N10.

A B S T R A C T

In this paper, the Spanish fiscal policy sustainability is tested for the period 1964-1996. The theoretical framework used in this paper draws from Quintos (1995) where a distinction between weak and strong conditions for deficit sustainability is pointed out. From an empirical point of view, new cointegration techniques allowing for structural breaks in the long-run relationships as well as in the cointegration parameters are implemented in order to reach a deeper insight.

Key words: sustainability, fiscal policy, cointegration, regimen shifts.

JEL Classification: E60, F41, N10.

1 Introducción.

La persistencia de déficit fiscales y la acumulación de deuda pública para su financiación en la mayoría de los países industrializados durante los últimos quince años, ha acelerado el debate académico en la literatura económica teórica y empírica en relación a la posibilidad de que los gobiernos puedan mantener su política fiscal en el futuro sin riesgo de insolvencia. En el caso de los países miembros de la Unión Europea el interés del tema ha sido mayor si cabe, dada las exigencias fiscales impuestas por el Tratado de Maastricht en relación a los déficit fiscales y los *stock* de deuda pública nacionales, en la forma de límites impuestos como condición para la participación en la Unión Económica y Monetaria (UEM).

Aunque la política fiscal expansiva puede ser sostenible en el corto plazo, la posibilidad de que en el largo plazo el gobierno no pueda hacer frente a los pagos de su deuda acumulada puede ser cuestionada si los déficit públicos se convierten en persistentes. Dado el impacto fundamental de la financiación de déficit persistentes sobre la acumulación de la deuda, los tipos de interés nominales y reales y el crecimiento económico, el problema de si la senda temporal de los déficit y deuda públicos son sostenibles en el largo plazo, constituye una preocupación importante tanto para los gestores de la política económica como para los agentes económicos.

Durante la última década se ha desarrollado una voluminosa literatura sobre cómo evaluar la sostenibilidad de la política fiscal y la solvencia del gobierno. Desde el artículo seminal de Hamilton y Flavin (1986), otros trabajos teóricos y empíricos han realizado nuevas aportaciones a la cuestión. Entre otros, cabe destacar los estudios de Trehan y Walsh (1988), Kremers (1988, 1989), Wilcox (1989), Hakkio y Rush (1991), Haug (1991), Smith y Zin (1991), Buitier y Patel (1992) y Wickens y Uctum (1993). Esta línea de investigación ha utilizado como base de partida la restricción presupuestaria intertemporal del gobierno (RPIG) y las subsiguientes propiedades estocásticas de las series implicadas, propiedades que presuponen unas condiciones necesarias y/o suficientes que garantizan el cumplimiento de la RPIG en términos del valor presente.

Para el caso español, la evidencia empírica que utiliza esta metodología para evaluar la sostenibilidad de la política fiscal, se puede encontrar en los recientes estudios de Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Camarero, Esteve y Tamarit (1994), incluyendo o no la posibilidad de que el gobierno

pueda obtener ingresos provenientes del señoreaje o apelación al banco central, respectivamente. En el primero de los estudios se admite la sostenibilidad, mientras que no ocurre lo mismo en el segundo.

La mayoría de los estudios empíricos que han utilizado este enfoque encuentran evidencia de no sostenibilidad de las políticas fiscales en el largo plazo, al detectar tendencias estocásticas en los datos de las series temporales implicadas en la RPIG. Desde el punto de vista económico, ello significaría que los *shocks* tienen efectos permanentes sobre los valores futuros de las variables fiscales y, por lo tanto, implicaría la insolvencia del gobierno en el futuro.

No obstante, otro tipo de estudios que encuentran evidencia de no sostenibilidad derivada de componentes deterministas de las series, tales como cambios en la media, cambios en la tendencia (o ambos), o que rechazan la existencia de cointegración entre las series implicadas (sin contrastar la existencia de cambios estructurales en la relación de largo plazo), podrían conducir a conclusiones erróneas. En efecto, si se tiene en cuenta tales cambios estructurales en los componentes deterministas, éstos podrían estar indicando que la sostenibilidad es todavía posible, o que la no sostenibilidad ha sido provocada por cambios de régimen de política económica "transitorios". En este último caso, el peligro de insolvencia puede ser compensado con un ajuste fiscal apropiado.

El propósito de nuestro trabajo es tener en cuenta esta posibilidad ampliando para la economía española los trabajos previos de Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Camarero, Esteve y Tamarit (1994) en dos direcciones.

En primer lugar, desde el punto de vista teórico se extiende el análisis de la sostenibilidad de la política fiscal en un sentido "fuerte" o "débil", tal y como ha propuesto recientemente Quintos (1995).

En segundo lugar, en el terreno de las técnicas de contrastación utilizadas, se extiende el análisis previo en una vía. Resulta habitual en las aplicaciones empíricas admitir la posibilidad de insolvencia (solvencia) del gobierno al rechazar (aceptar) las relaciones de largo plazo entre las variables implicadas en la RPIG, utilizando para tal fin test estándar de cointegración que no recogen la posibilidad de rupturas. En lugar de ello, en el presente trabajo se contrasta la presencia de cambios de régimen de política económica mediante la detección de desplazamientos en los parámetros que caracterizan la relación a largo plazo y/o de cambios estructurales en la propia relación de cointegración. Bajo este planteamiento, se utilizan los contrastes propuestos por Hansen (1992) y, más recientemente, por Gregory y Hansen (1996a, 1996b).

2 La Restricción Presupuestaria Intertemporal del Gobierno y la condiciones de sostenibilidad de la política fiscal.

2.1 Condiciones de sostenibilidad en trabajos previos.

Por una lado, siguiendo a Hakkio y Rush (1991), para cada periodo anual t , el gobierno está sujeto a una restricción presupuestaria, que en términos reales viene dada por la expresión¹:

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

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 ². Más adelante se planteará la conveniencia de presentar las variables normalizadas por el PIB real, ya que ello modifica la interpretación de la RPIG y de las condiciones de sostenibilidad.

Por otro lado, siguiendo a Quintos (1995), si se supone que el tipo de interés real, r_t , es estacionario alrededor de su media, r , entonces (1) se transforma en la siguiente expresión:

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

Por otra parte, el gobierno está sujeto a idéntica restricción para el periodo $t+1$, $t+2$,..., por lo que las restricciones presupuestarias de cada

¹A efectos de facilitar la exposición, se supondrá que el gobierno emite títulos de un solo periodo 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).

²La 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, h_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 .

periodo 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 (2) y resolviendo recursivamente mediante sustitución hacia adelante, se obtiene la RPIG:

$$b_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j+1} (\tau_{t+j} - G_{t+j}^r) + \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} b_{t+j} \quad (3)$$

con $\gamma = (1+r)^{-1}$ y $G_t^r = g_t + (r_t - r)b_{t-1}$, o $gt_t = g_t + r_t b_{t-1}$ con el tipo de interés real estacionario alrededor de una media cero.

Con el objeto de facilitar la contrastación empírica posterior, es posible reescribir la expresión (3) en términos de la primera diferencia del *stock* de deuda pública, Δb_t :

$$gt_t - \tau_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j-1} (\Delta \tau_{t+j} - \Delta G_{t+j}^r) + \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} \Delta b_{t+j} \quad (4)$$

donde la expresión (4) se obtiene utilizando (1) y aplicando el operador de primeras diferencias a (3).

Bajo la hipótesis de equilibrio intertemporal del presupuesto del gobierno, el segundo término de la parte derecha de (4) 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:

$$E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} \Delta b_{t+j} = 0 \quad (5)$$

o, alternativamente, en términos de (3) que:

$$E_t \lim_{j \rightarrow \infty} \gamma^{j+1} b_{t+j} = 0 \quad (6)$$

En este caso, por ejemplo, si se cumple (6), la RPIG o la sostenibilidad del déficit público será cierta siempre que:

$$b_t = \sum_{j=0}^{\infty} \gamma^{j+1} (\tau_{t+j} - gt_{t+j}) \quad (7)$$

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

El procedimiento habitual utilizado en la literatura para verificar el cumplimiento de la condición (6) ha seguido dos caminos paralelos³:

1. bien contrastar la estacionariedad de la primera diferencia del *stock* de deuda pública, Δb_t .
2. contrastar la estacionariedad de la parte derecha de la expresión (4), $(gt_t - \tau_t)$ o, alternativamente, imponer un vector de cointegración entre las dos variables $(1, -1)'$, en una regresión de largo plazo del tipo⁴:

$$\tau_t = \alpha + \beta gt_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

y contrastando adicionalmente que $\beta = 1$.

Por otra parte, Hakkio y Rush (1991) muestran, a diferencia de otros trabajos (véase Trehan y Walsh (1988, 1991)), que la condición $\hat{\beta} = 1$ es tan sólo una condición "probablemente" necesaria para garantizar el cumplimiento estricto o "fuerte" de la expresión (5). Alternativamente, ellos muestran que la condición "fuerte" o necesaria que garantiza la sostenibilidad de la senda temporal del déficit público (es decir que (5) y (6) se cumplen) es doble: i) debe existir cointegración entre $[\tau_t, gt_t]$; ii) y, además, $0 < \hat{\beta} \leq 1$.

2.2 Condiciones fuertes y débiles de sostenibilidad de la política fiscal.

Quintos (1995) corrige y extiende la anterior literatura teórica sobre la solvencia del gobierno en el largo plazo, distinguiendo entre condiciones

³Véase al respecto los trabajos de Camarero, Esteve y Tamarit (1994) y Esteve, Fernández y Tamarit (1993).

⁴Bajo el supuesto de que tanto gt_t como τ_t son variables I(1).

”fuertes” y ”débiles” que aseguren la sostenibilidad del déficit público. Las dos claves de esta distinción son la estacionariedad de la primera diferencia del stock de deuda pública, Δb_t , y el valor de $\hat{\beta}$ estimado en la expresión (8).

2.2.1 Estacionariedad de Δb_t .

La condición ”fuerte” de sostenibilidad del déficit público corresponde a la condición necesaria y suficiente planteada por Hamilton y Flavin (1986): Δb_t debe ser estacionario o I(0) para que la condición de transversalidad de la expresión (5) tienda a cero.

Por lo que respecta a la condición ”débil” de sostenibilidad, Δb_t puede ser no estacionario o I(1) puesto que (5) tiende a cero a una tasa más pequeña que bajo la condición ”fuerte”. Ello implica que, a diferencia de los trabajos de Hakkio y Rush (1991) y Trehan y Walsh (1988, 1991), la relación de cointegración entre τ_t y gt_t es sólo una condición suficiente, siendo la condición necesaria y suficiente que b_t crezca más despacio que el tipo de interés medio, r . En base a la condición ”débil”, Quintos (1995) demuestra que el déficit público bruto de intereses puede ser I(1) e incluso presentar algún comportamiento ”explosivo”, y continuar aún siendo sostenible, siempre que la tasa de crecimiento de b_t no sea mayor que la tasa de crecimiento de la economía⁵.

2.2.2 Valor de $\hat{\beta}$ estimado y relación de cointegración entre ingresos y gastos públicos.

Respecto al valor de $\hat{\beta}$, Quintos (1995) muestra que se pueden dar tres casos:

- 1. La condición fuerte implica que $0 < \hat{\beta} \leq 1$ es una condición necesaria y suficiente para asegurar la sostenibilidad del déficit público.
- 2. La condición débil implica que $0 < \hat{\beta} < 1$ aunque es una condición suficiente para asegurar que el déficit público es sostenible, ello es inconsistente con la posibilidad de que el gobierno evite a largo plazo futuros problemas de colocación de títulos nuevos en

⁵No obstante, aún cuando se respete en este caso la RPIG en sentido ”estricto”, en este caso el gobierno puede tener serias dificultades en el largo plazo. Así, tal y como muestran Barro (1979), MacCallum (1984) y Kremers (1988, 1989), el gobierno tiene en esta situación incentivos para no reembolsar su deuda, por lo que podría tener problemas para vender sus nuevos títulos en el mercado.

el mercado⁶. En este caso, la sostenibilidad en "sentido débil" implica que la serie de deuda pública no descontada tendría una raíz explosiva en su trayectoria temporal. Además, si $0 < \hat{\beta} < 1$, entonces la condición "débil" de sostenibilidad se cumple automáticamente, independientemente de si τ_t y gt_t están o no cointegrados.

3. Por último, si $\hat{\beta} = 1$, entonces la condición "fuerte" de sostenibilidad es satisfecha sólomente si τ_t y gt_t están cointegrados en un vector $(1, -1)'$. Además, la sostenibilidad en "sentido fuerte" no implica que la serie de deuda pública no descontada tenga una raíz explosiva.

Para mostrar analíticamente estas tres condiciones, es posible introducir la expresión (8) en (1), y después de reordenar términos, el stock de deuda pública se puede expresar como:

$$b_t = [1 + (1 - \beta)r_t]b_{t-1} + (1 - \beta)g_t - \alpha - \varepsilon_t \quad (9)$$

o, alternativamente, en función de gt_t como:

$$\Delta b_t = (1 - \beta)gt_t - \alpha - \varepsilon_t \quad (10)$$

Por otra parte, de la expresión (10) se pueden ver fácilmente los dos casos en función de las condiciones estocásticas de las series implicadas:

1. En el caso de que $0 < \hat{\beta} < 1$, la expresión (10) implica que si gt_t es I(1), entonces Δb_t es I(1), independientemente de si ε_t es I(0) o I(1) y, por tanto, independientemente de si τ_t y gt_t están o no cointegrados. En este caso, las condiciones estocásticas de b_t , gt_t y τ_t sólo garantiza la sostenibilidad del déficit público en "sentido débil".
2. Alternativamente, Δb_t es I(0), si y sólo si se dan condiciones estocásticas en (10): (i) $\hat{\beta} = 1$; y (ii) ε_t es I(0), lo que implica que τ_t y gt_t están cointegrados en un vector $[1, -1]$. En este caso, (i) y (ii) son las condiciones necesarias y suficientes para que Δb_t sea I(0) y la sostenibilidad del déficit público se garantice en "sentido fuerte".

⁶Desde el punto de vista del mercado de deuda pública, ello supone que los agentes esperan que el gobierno continúe gastando más que lo que le "permiten" sus ingresos, lo que provoca un alto riesgo de impago y, por tanto, aumentos de tipos de interés y de los pagos de intereses de la deuda.

La estrategia de contrastación se resume en el cuadro 1.

CUADRO 1
ESTRATEGIA DE CONTRASTACION DE LA
SOSTENIBILIDAD DE LA POLITICA FISCAL DE QUINTOS
(1995)

| SECUENCIA | TIPO DE SOSTENIBILIDAD |
|---|---|
| 1) ¿Son gt_t y τ_t I(1)? | |
| ↓ | |
| 2) Contrastar expresión (8): $\tau_t = \mu + \beta gt_t + \varepsilon_t$ | |
| ↓ | |
| 3) Contrastar $H_0: \beta = 0$ vs. $H_1: \beta > 0$ | $\xRightarrow{\text{aceptada}}$ No \exists sostenibilidad |
| ↓ | |
| Si H_0 es rechazada | |
| ↓ | |
| 4) Contrastar $H_0: \beta = 1$ vs. $H_1: \beta < 1$ | $\xRightarrow{\text{aceptada}}$ ¿ \exists cointegración en (8)? |
| ↓ | ↓ |
| Si H_0 es rechazada | $\exists \implies$ Condición "fuerte" |
| ↓ | ↓ |
| ↓ | No \exists |
| ↓ | ↓ |
| $0 < \beta < 1 \implies$ (Aunque \exists cointegración) | Condición "débil" |

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

En este epígrafe, se contrasta para la economía española si la política fiscal es sostenible en el largo plazo, utilizando para ello las condiciones expuestas previamente y datos anuales para el periodo 1964-1996. Además, se responde a la cuestión de si ha habido un cambio estructural o de régimen en la política fiscal española, detectando el año de la ruptura y exponiendo las posibles implicaciones sobre la evolución temporal de las variables implicadas en la RPIG: gastos brutos de intereses de la deuda pública, ingresos y *stock* de deuda pública. Para tal fin, se utilizan tanto contrastes de cointegración

estándar como aquellos más recientes que detectan desplazamientos o cambios estructurales en los parámetros de la relación de cointegración o en la misma relación de cointegración.

3.1 Estacionariedad de las variables.

Para comprobar el orden de integrabilidad de las variables se utiliza una combinación de contrastes de estacionariedad. En primer lugar, los test de Phillips y Perron (1988) que corrigen de manera no paramétrica los contrastes estándar de Dickey y Fuller, y cuya hipótesis es que la variable tiene una raíz unitaria. En segundo lugar, puesto que estos contrastes tienen baja potencia⁷, el estudio de la estacionariedad se complementa con los test propuestos por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992)⁸, cuya hipótesis nula es la estacionariedad, es decir, la inversa de los test de raíces unitarias tipo Dickey-Fuller. Los resultados de estos contrastes aparecen en los cuadros 2 y 3⁹.

CUADRO 2
TEST DE RAICES UNITARIAS ESTANDAR: I(2) vs. I(1)^a
(1964-1996)

| <i>Variable</i> | <i>Phillips-Perron Test^b (l=1)</i> | | |
|-----------------|---|-------------------|-----------------------|
| | $Z(t_{\hat{\alpha}})$ | $Z(t_{\alpha^*})$ | $Z(t_{\hat{\alpha}})$ |
| $\Delta\tau_t$ | -5.08*** | -4.92*** | -1.98** |
| $\Delta\tau1_t$ | -6.60*** | -6.58*** | -4.31*** |
| $\Delta\tau2_t$ | -5.09*** | -4.98*** | -2.18** |
| Δgt_t | -3.88** | -3.92*** | -1.68* |
| $\Delta gt1_t$ | -4.08** | -4.08*** | -3.10*** |
| $\Delta gt2_t$ | -4.00** | -4.05*** | -1.79* |
| Δb_t | -3.76** | -2.31 | -1.18 |
| $\Delta b1_t$ | -3.12 | -2.69* | -2.05** |
| $\Delta b2_t$ | -3.72** | -2.35 | -1.24 |

NOTAS:

⁷ Véase al respecto los trabajos de DeJong et al. (1992) y Perron (1991).

⁸ En adelante KPSS.

⁹ Las variables normalizadas por el PIB y la población se expresan en el trabajo añadiendo un 1 y un 2, respectivamente.

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

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

| Valores críticos | | | |
|-----------------------|-------|-------|-------|
| | 10% | 5% | 1% |
| $Z(t_{\hat{\alpha}})$ | -3.24 | -3.60 | -4.38 |
| $Z(t_{\alpha^*})$ | -2.62 | -3.00 | -3.75 |
| $Z(t_{\hat{\alpha}})$ | -1.60 | -1.95 | -2.66 |

CUADRO 3
TEST DE RAICES UNITARIAS ESTANDAR: I(1) vs. I(0)^a
(1964-1996)

| Variable | Phillips-Perron Test ^b (l=1) | | | KPSS Test ^c (l=1) | |
|------------------|---|---------------------|---------------------|------------------------------|----------------|
| | Z(t _{ᾱ}) | Z(t _{α*}) | Z(t _{ᾱ}) | η _μ | η _τ |
| τ _t | -1.82 | 0.77 | 5.64 | 1.644*** | 0.409*** |
| τ1 _t | -1.67 | -0.46 | 4.02 | 1.657*** | 0.279*** |
| τ2 _t | -1.71 | 0.59 | 5.47 | 1.637*** | 0.378*** |
| gt _t | -2.22 | 0.67 | 5.82 | 1.657*** | 0.489*** |
| gt1 _t | -1.61 | -0.70 | 2.97 | 1.698*** | 0.173** |
| gt2 _t | -2.11 | 0.50 | 5.83 | 1.702*** | 0.347*** |
| b _t | -0.25 | 3.72 | 6.47 | 1.554*** | 0.392*** |
| (α) | (0.99) ^b | (1.07) | (1.08) | | |
| b1 _t | -1.47 | 1.44 | 3.16 | 1.516*** | 0.318*** |
| (α) | (0.93) | (1.05) | (1.06) | | |
| b2 _t | -0.32 | 3.57 | 6.25 | 1.549*** | 0.390*** |
| (α) | (0.99) | (1.07) | (1.08) | | |

NOTA:

a.- Véase cuadro 2 para notas y valores críticos de los test de Phillips y Perron. Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

b.- Entre paréntesis aparece el valor de α, coeficiente estimado para la raíz unitaria.

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

| | Valores críticos | | |
|----------------|------------------|-------|-------|
| | 10% | 5% | 1% |
| η _μ | 0.347 | 0.463 | 0.739 |
| η _τ | 0.119 | 0.146 | 0.216 |

Combinando los resultados de los test de Phillips-Perron (P-P) y los test KPSS se pueden extraer las siguientes conclusiones. En primer lugar,

se puede rechazar que todas variables tengan una doble raíz unitaria, con algunos problemas que luego se abordar para las variables representativas del *stock* de deuda pública. En segundo lugar, se puede afirmar que todas las variables son I(1), puesto que no puede ser rechazada la hipótesis nula de raíz unitaria (test P-P), mientras que se puede rechazar la hipótesis nula de estacionariedad (test KPSS).

En lo que respecta a las variables representativas del *stock* de deuda pública (b_t , $b1_t$ y $b2_t$) teniendo en cuenta los resultados de los test de Phillips-Perron se podría concluir que las tres series 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. Respecto a este problema, Ouliaris, Park y Phillips (1989) han planteado la posibilidad de la existencia de procesos integrables que contengan un polinomio respecto al tiempo de hasta un orden igual a p (véase apéndice B). En nuestro caso, para $p=2$, se contrasta en el cuadro 4 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 contrastes propuestos, no se puede rechazar que las tres variables representativas del *stock* de deuda pública sean estacionarias en primeras diferencias o contengan una raíz unitaria.

CUADRO 4
TEST DE RAICES UNITARIAS CON TENDENCIAS
CUADRATICAS
(1964-1996)

| Variable | $K_2(\hat{\alpha})$ | $S_2(\hat{\alpha})$ |
|----------|---------------------|---------------------|
| b_t | -0.77 | -0.42 |
| $b1_t$ | -4.17 | -1.56 |
| $b2_t$ | -0.91 | -0.49 |

NOTA: Los valores críticos han sido tomados 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%). Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Los test de raíces unitarias se han efectuado con cuatro retardos.

Por otra parte, el modelo de sostenibilidad presentado en la sección 2 implicaba que la serie de la deuda pública no descontada podría tener

una raíz explosiva en su trayectoria temporal, y todavía se podría aceptar la condición "débil" de sostenibilidad estando, por tanto, en este caso el parámetro β estimado comprendido entre $0 < \hat{\beta} < 1$. En relación a este problema, en el cuadro 2 aparecen entre parentésis los coeficientes estimados de la raíz unitaria para las tres series representativas del *stock* de deuda pública, α . En todos los casos, el parámetro autorregresivo estimado está cercano o supera el valor 1, lo que sugeriría una raíz explosiva.

3.2 Relaciones de cointegración.

3.2.1 Contrastes de Phillips y Ouliaris (1990) y procedimiento no paramétrico de Phillips y Hansen (1990).

En el cuadro 5 se presentan los resultados de estimar las relaciones de cointegración entre los ingresos y los gastos públicos que se recogen en la ecuación (8), como un segundo procedimiento para verificar el cumplimiento de la relación (6) utilizando toda la muestra disponible y tanto para variables reales, reales normalizadas por el PIB y reales normalizadas por la población. Por otro lado, tal y como se detallaba en la sección 2.2.2, se utiliza un test de Wald para contrastar el valor del parámetro β de la ecuación (6), mostrándose los resultados en la parte inferior de la tabla.

CUADRO 5
CONTRASTES DE LA HIPOTESIS NULA DE
COINTEGRACION DE PHILLIPS-OULIARIS (P-O) Y
PHILLIPS-HANSEN (P-H)
MUESTRA COMPLETA, (1964-1996)

| Relación de cointegración: $\tau_t = \alpha + \beta gt_t + \varepsilon_t$ | | | |
|---|------------------|----------------------|----------------------|
| | $[\tau_t, gt_t]$ | $[\tau 1_t, gt 1_t]$ | $[\tau 2_t, gt 2_t]$ |
| OLS (P-O) | [1, 0.86] | [1, 0.80] | [1, 0.86] |
| \hat{Z}_α^b | -11.64 | -9.95 | -11.21 |
| \hat{Z}_t^b | -2.61 | -2.37 | -2.55 |
| P-H | [1, 0.86] | [1, 0.80] | [1, 0.86] |
| \hat{Z}_α^b | -11.55 | -9.85 | -11.11 |
| \hat{Z}_t^b | -2.59 | -2.38 | -2.53 |
| Contrastes Wald sobre $\beta, \chi^2(1)^a$ | | | |
| $\beta = 0$ | 2740 | 932.2 | 2277 |
| $\beta = 1$ | 67.29 | 55.43 | 60.98 |

a.- Valor crítico $\chi^2(1)$ al 5%: 3.84.

b.- Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Valores críticos de los test P-O de Phillips y Ouliaris (1990), tabla C para regresiones sin constante ni tendencia.

| Valores críticos | | | |
|--------------------|--------|--------|--------|
| | 10% | 5% | 1% |
| \tilde{Z}_α | -23.19 | -27.08 | -23.19 |
| \hat{Z}_t | -3.51 | -3.80 | -4.36 |

Los contrastes de cointegración están basados en los test propuestos por Phillips y Ouliaris (1990), \tilde{Z}_α y \tilde{Z}_t , que miden la estabilidad de los residuos de la ecuación (6) en dos casos: la regresión de Engle y Granger (1987) utilizando el método de estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios, y la estimación semiparamétrica propuesta por Phillips y Hansen (1990), que corrige los posibles problemas de autocorrelación y endogeneidad de la regresión de largo plazo.

Del análisis del cuadro 5 se deduce, en primer lugar, que no puede rechazarse la hipótesis nula de no cointegración en ninguno de los casos independientemente del método de estimación utilizado. Estos resultados confirman los obtenidos en Esteve, Fernández y Tamarit (1993), así como en Camarero, Esteve y Tamarit (1994) cuando en las relaciones de cointegración no se incluyeron los ingresos por señoreaje, de la misma forma que se hace aquí. Por otro lado, el valor del parámetro $\hat{\beta}$ se sitúa entre 0.86 y 0.80 dependiendo de la definición de las variables. Es decir, de acuerdo con estos resultados, se verificaría la condición “débil” de sostenibilidad, dado que $0 < \hat{\beta} < 1$. Estos resultados quedan confirmados en los contrastes de Wald realizados sobre los residuos del método de Phillips-Hansen: puede rechazarse tanto la hipótesis nula de que el parámetro $\hat{\beta}$ sea igual a cero, como que sea uno. Por lo tanto, dadas las estimaciones realizadas, dicho parámetro estaría comprendido entre estos dos valores.

3.2.2 Contrastes de no cointegración Gregory y Hansen (1996) con cambios de régimen.

En el epígrafe anterior hemos comprobado que no es posible rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre los ingresos y gastos públicos (en las tres especificaciones alternativas) con los test de cointegración estándar. Recientemente, Gregory, Nason y Watt (1996) y Gregory y Hansen (1996b) han mostrado que la frecuencia de rechazo de los test ADF estándar de la hipótesis nula de no cointegración cae sustancialmente en presencia de una ruptura en el vector de cointegración. De este modo, si existe un cambio de régimen en la relación de largo plazo, el test ADF no puede rechazar la hipótesis nula y podríamos concluir erróneamente que no existe una relación de cointegración entre ingresos y gastos públicos. Para evitar este problema, Gregory y Hansen (1996a, 1996b) a partir de la noción de cambio estructural, han extendido los contrastes tradicionales en el sentido de permitir que, bajo la hipótesis alternativa, la relación de cointegración cambie en un punto

no conocido del periodo muestral¹⁰. En definitiva, estos contrastes pueden detectar cointegración en presencia de cambios estructurales, al tiempo que aportan una estimación de la fecha (T_b) en al que se produce el posible cambio estructural¹¹.

En el cuadro 6 se presentan los resultados de los contrastes de cointegración con cambios estructurales de Gregory y Hansen (1996a, 1996b) para la relación de largo plazo entre ingresos y gastos públicos en las tres especificaciones propuestas: en niveles, normalizadas por el PIB y por la población total. Para el cálculo del retardo K del test ADF se ha utilizado el procedimiento del test t propuesto por Perron y Vogelsang (1992), comenzando por un K máximo igual a 6 y descendiendo (reduciendo K) hasta que el estadístico t del último retardo de la primera diferencia incluida en el test ADF es significativo al 5 % utilizando los valores críticos de la normal¹².

CUADRO 6
TEST DE COINTEGRACION EN PRESENCIA DE CAMBIOS
ESTRUCTURALES DE GREGORY Y HANSEN^b
(1964-1996)

| Modelo | [τ, gt] | | [$\tau 1, gt 1$] | |
|--|----------------|-------|--------------------|-------|
| | inf ADF* | T_b | inf ADF* | T_b |
| 2 (C) | — | — | -4.46* | 1987 |
| (K=0) | | | | |
| Contrastes Wald sobre $\beta, \chi^2(1)^a$ | | | | |
| $\beta = 0$ | 1939.0 | | 963.4 | |
| $\beta = 1$ | 166.0 | | 167.8 | |
| 4 (C/S) | -4.70* | 1988 | -5.07** | 1988 |
| (K=0) | | | (K=0) | |
| Contrastes Wald sobre $\beta, \chi^2(1)^a$ | | | | |
| $\beta = 0$ | — | | 1413.0 | |
| $\beta = 1$ | — | | 220.1 | |

NOTA:

¹⁰Gregory y Hansen (1996a, 1996b) plantean cuatro casos posibles de cambio estructural. Para más detalle véase apéndice D.

¹¹Por el contrario, cuando de hecho no hay cambio estructural, los test tradicionales de cointegración tendrán mayor poder.

¹²En el cuadro 6 sólo se presentan los resultados de los posibles modelos en los que se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración.

a.- Valor crítico $\chi^2(1)$ al 5%: 3.84.

b.- Entre paréntesis aparece el número de retardos del test ADF*. Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Los valores críticos son tomados de la tabla 1 de Gregory y Hansen (1996b).

| Valores críticos | | | |
|------------------|-------|-------|-------|
| Modelo | 10% | 5% | 1% |
| 2 (C) | -4.34 | -4.61 | -5.13 |
| 4 (C/S) | -4.68 | -4.95 | -5.47 |

A partir de los resultados del cuadro 6, se comprueba en primer lugar que existe evidencia de cointegración en la relación de largo plazo entre ingresos y gastos públicos en términos reales (la hipótesis nula de no cointegración es rechazada al 10%) con el modelo de cambio estructural de tipo 4 (C/S), en el que se permite un desplazamiento tanto en la constante como en la pendiente del coeficiente estimado. En este caso, el punto de ruptura estimado estaría en el año 1988. En segundo lugar, para la relación de largo plazo entre ingresos y gastos públicos normalizados por el PIB real, se detecta cointegración con el modelo de tipo 2 (C) y de tipo 4 (C/S), al 10% y 5%, respectivamente, situándose el punto de ruptura en los años 1987 y 1988, respectivamente¹³. Además, en los tres casos que aparecen en el cuadro 6 el valor del parámetro $\hat{\beta}$ se sitúa entre 0.71 y 0.77 dependiendo del modelo con cambio estructural estimado. Estos resultados quedan confirmados en los contrastes de Wald realizados sobre los residuos del método de Phillips-Hansen: puede rechazarse tanto la hipótesis nula de que el parámetro sea igual a cero como de que sea uno. En definitiva, de acuerdo con estos resultados, se verificaría la condición “débil” de sostenibilidad, dado que $0 < \hat{\beta} < 1$.

3.2.3 Contrastes de Hansen (1992) para detectar inestabilidades en las relaciones de cointegración.

En el cuadro 7 se presentan los test propuestos por Hansen (1992)¹⁴ para detectar posibles inestabilidades en las regresiones de cointegración estimadas anteriormente. Estos test permiten complementar los resultados del apartado anterior, puesto que los test de Gregory y Hansen (1996) plantean como

¹³Para la relación entre ambas variables en porcentaje de la población total no ha sido posible detectar cointegración con cambio estructural, al no poder rechazarse la hipótesis nula de no cointegración.

¹⁴Véase el apéndice C para más detalles acerca de estos contrastes.

hipótesis alternativa la existencia de cointegración con un cambio de régimen, lo cual no proporciona suficiente información sobre si hay o no un cambio de régimen, al tratarse de un caso especial del modelo estándar de cointegración sin cambio de régimen.

CUADRO 7
TEST DE INESTABILIDAD PARAMETRICA EN
REGRESIONES COINTEGRADAS DE HANSEN^a
(1964-1996)

| Test de inestabilidad | $[\tau_t, gt_t]$ | $[\tau_{1t}, gt_{1t}]$ | $[\tau_{2t}, gt_{2t}]$ |
|-----------------------|------------------|------------------------|------------------------|
| L_c | 0.33* (0.118) | 0.12 (0.20) | 0.33* (0.116) |
| Mean F | 3.69* (0.102) | 1.67 (0.20) | 3.50* (0.119) |
| Sup F | 5.98 (0.20) | 6.27 (0.20) | 6.10 (0.20) |

NOTA: Entre paréntesis aparece la probabilidad de inestabilidad paramétrica en la relación de largo plazo. El asterisco indica una probabilidad inferior al 20%, pero superior al 10% según el criterio de Hansen (1992). La relación es estable cuando la probabilidad estimada es $\geq 20\%$.

Por ello, los estadísticos de Hansen (1992) proporcionan un método más adecuado para contrastar la hipótesis de que no existe cambio de régimen frente a la alternativa de que éste se ha producido. Estos extremos se pueden analizar en el cuadro 7. El criterio seguido a la hora de determinar la estabilidad de las relaciones estudiadas es el propuesto por el propio Hansen (1992). Así, debajo de cada uno de los estadísticos se ha indicado la probabilidad de rechazo de la hipótesis nula de estabilidad. Hansen (1992) aconseja tomar el valor 20% como límite, por lo que los estadísticos cuya significatividad sea superior a este valor indicarían la imposibilidad de rechazar la hipótesis de estabilidad en la relación.

Comenzando por la primera línea del cuadro, que se corresponde con los ingresos y gastos públicos reales, la estabilidad se rechazaría al 11.8 y al 10.2% utilizando los estadísticos L_c y $MeanF$, respectivamente, mientras que el contraste $SupF$, que detectaría cambios bruscos, no permite hablar de inestabilidad en ese sentido. Asimismo, debe puntualizarse que el test L_c también puede utilizarse para contrastar la hipótesis nula de cointegración frente a la alternativa de no cointegración, por lo que, aunque a un nivel algo superior al 10%, también se rechazaría dicha hipótesis.

La relación entre ingresos y gastos reales en relación al PIB sería, por el contrario, estable si se atiende a los bajos niveles alcanzados por los estadísticos comparados con los valores críticos. Ninguno de los tres contrastes permite rechazar la hipótesis nula de estabilidad y, además, si se considera el test L_c en su vertiente de contraste de la nula de cointegración, nos encontraríamos ante una relación estable a largo plazo entre los ingresos y gastos reales en porcentaje sobre el PIB, que sería la más relevante de las tres analizadas desde el punto de vista de los objetivos de convergencia fijados en el Tratado de Maastricht.

Finalmente, los resultados obtenidos para el caso de variables per cápita aparecen en la tercera fila de la tabla, coincidiendo en lo fundamental con lo dicho para la relación entre ingresos y gastos públicos reales. Nos encontraríamos frente a una relación inestable aunque sin que presente claramente un cambio brusco. Del mismo modo, la hipótesis de cointegración, basada en el estadístico L_c , podría ser rechazada al 11.8%.

Estos resultados quedan confirmados en los gráficos 1, 2 y 3, donde puede observarse la presencia de rupturas tanto a finales de los años setenta como a mediados de los ochenta para los casos de las variables en términos reales y las variables per cápita. Ante la aparente indefinición del punto exacto de corte, se ha recurrido a la aplicación de un procedimiento de

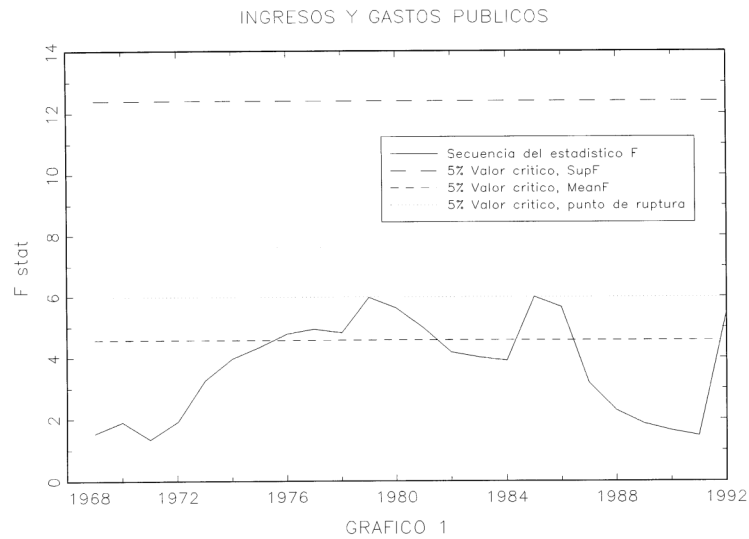


Figura 1:

búsqueda endógena para la determinación del mismo¹⁵, basado en el cálculo secuencial del estadístico G de Phillips y Hansen (1990), que consiste en un test de Wald modificado y que se distribuye como una chi-cuadrado. Se trata de contrastar la hipótesis nula de que el parámetro asociado a un cambio estructural en la relación de cointegración es igual a cero. Eligiendo el estadístico sup de dicha secuencia, los resultados apuntan a que la ruptura se produciría en 1986, tanto para variables meramente en términos reales como para las variables per cápita. Dicho punto de ruptura se correspondería, según González-Páramo y López (1996) con un cambio en la política de gastos e ingresos de las AA.PP., que comenzaría en España durante los años 1986-87 y que pretendería una mayor consolidación presupuestaria, reduciendo el déficit público en 3.8 puntos del PIB, gracias al aumento de los impuestos directos y a la contención de las transferencias¹⁶.

¹⁵Dicho procedimiento ha sido proporcionado amablemente por Carmela Quintos.

¹⁶Para más detalle de la política fiscal española en estos años, véase los trabajos de Gómez y Roldán (1995) y González-Páramo y López (1996).

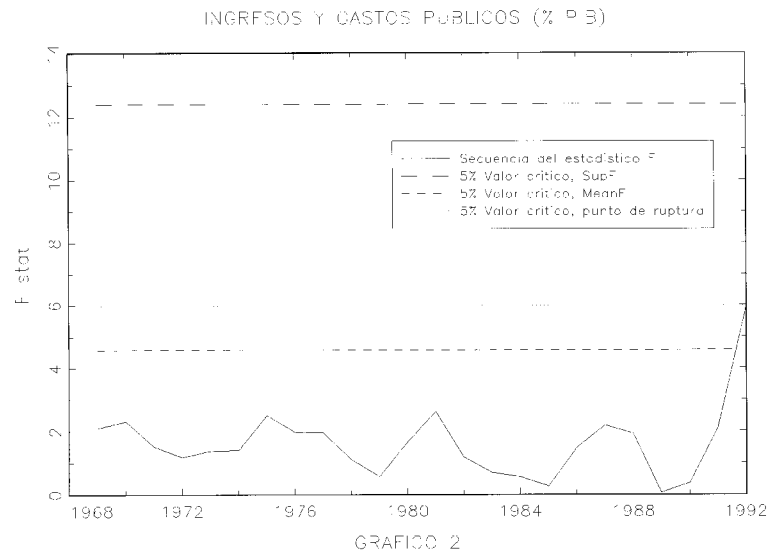


Figura 2:

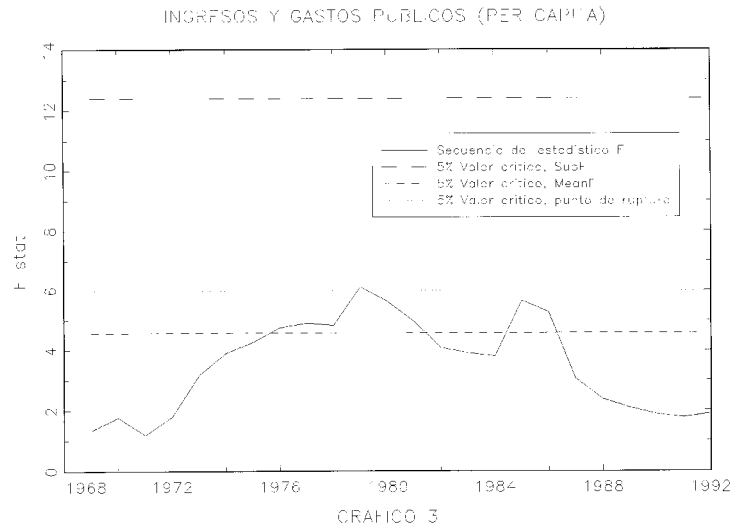


Figura 3:

Por último, y para los dos casos en que se ha detectado inestabilidad en las relaciones entre las variables, se ha vuelto a contrastar la existencia de cointegración entre los ingresos y gastos públicos durante la primera parte de la muestra, que es la única para la que existe un número suficiente de observaciones. El cuadro 8 muestra los resultados, que no difieren en lo fundamental de los presentados en el cuadro 5. Para las variables reales y las variables per cápita, ni el test de Phillips-Ouliaris ni el contraste de Phillips-Hansen permiten rechazar la hipótesis nula de no cointegración, al tiempo que el parámetro que relaciona ingresos y gastos, β , se halla comprendido entre 0.78 y 0.76. Los test de Wald aplicados a dichos parámetros permiten, de nuevo, situar a β entre cero y la unidad. Por lo tanto, volvería a ser posible afirmar, siguiendo el esquema presentado en el cuadro 1, que se verificaría la condición de solvencia en sentido “débil” para estos dos casos.

CUADRO 8
CONTRASTES DE LA HIPOTESIS NULA DE
COINTEGRACION DE PHILLIPS-OULIARIS (P-O) Y
PHILLIPS-HANSEN (P-H)
SUBMUESTRA (1964-1985)

| Relación de cointegración: $\tau_t = \alpha + \beta gt_t + \varepsilon_t$ | | |
|---|------------------|----------------------|
| | $[\tau_t, gt_t]$ | $[\tau^2_t, gt^2_t]$ |
| OLS (P-O) | [1, 0.78] | [1, 0.77] |
| \hat{Z}_α^b | -6.31 | -6.36 |
| \hat{Z}_t^b | -2.13 | -2.15 |
| P-H | [1, 0.78] | [1, 0.76] |
| \hat{Z}_α^b | -6.25 | -6.32 |
| \hat{Z}_t^b | -2.13 | -2.15 |
| Contrastes Wald sobre $\beta, \chi^2(1)^a$ | | |
| $\beta = 0$ | 1632 | 1216 |
| $\beta = 1$ | 126.1 | 109.8 |

a.- Valor crítico $\chi^2(1)$ al 5%: 3.84.

b.- Los signos (*), (**) y (***) representan un nivel de significatividad del 10%, 5% y 1%, respectivamente. Valores críticos de los test P-O de Phillips y Ouliaris (1990), tabla C para regresiones sin constante ni tendencia.

| Valores críticos | | | |
|------------------|--------|--------|--------|
| | 10% | 5% | 1% |
| \hat{Z}_α | -23.19 | -27.08 | -23.19 |
| \hat{Z}_t | -3.51 | -3.80 | -4.36 |

4 Conclusiones.

En los últimos años han proliferado los trabajos teóricos y empíricos 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. Para el caso español, la evidencia empírica que utiliza esta metodología para evaluar la sostenibilidad de la política fiscal, se puede encontrar en los trabajos de Esteve, Fernández y Tamarit (1993) y Camarero, Esteve y Tamarit (1994), incluyendo o no la posibilidad de que el gobierno pueda obtener ingresos provenientes del señoreaje o apelación al banco central, respectivamente. En el primero de los estudios se admite la sostenibilidad, mientras que no ocurre lo mismo en el segundo.

El propósito del estudio ha sido ampliar estos resultados en dos direcciones. Por un lado, desde el punto de vista teórico se ha extendido el análisis de la sostenibilidad de la política fiscal en un sentido "fuerte" o "débil", tal y como ha propuesto recientemente Quintos (1995). Por otro, en el terreno de las técnicas de contrastación utilizadas, se ha ampliado el análisis previo para contrastar la presencia de cambios de régimen de política económica mediante la detección de desplazamientos en los parámetros que caracterizan la relación a largo plazo y/o de cambios estructurales en la propia relación de cointegración, utilizando para tal fin los contrastes propuestos por Hansen (1992) y Gregory y Hansen (1996a, 1996b).

Desde el punto de vista empírico, con datos anuales para el periodo 1964-1996 y con los ingresos y gastos públicos medidos en niveles, en porcentaje del PIB y de la población total, dos resultados merecen la pena destacarse. Por un lado, utilizando los contrastes estándar de cointegración (hipótesis alternativa de cointegración) se ha obtenido para las tres especificaciones evidencia de la no existencia de cointegración, aunque el valor del parámetro de largo plazo estimado implica la aceptación de la sostenibilidad de la política fiscal en "sentido débil". Por otro, utilizando contrastes de cointegración

con cambios estructurales (hipótesis alternativa de cointegración con un cambio estructural), para las dos primeras especificaciones se ha detectado evidencia de cointegración con cambio estructural, aunque el valor del parámetro de largo plazo estimado implica también la aceptación de la sostenibilidad de la política fiscal en "sentido débil".

En este caso, los periodos de inestabilidad en la relación de cointegración entre ingresos y gastos públicos (en niveles y en porcentaje del PIB real) se concentran en la segunda parte de la década de los ochenta, en concreto entre 1986 y 1988. Sin embargo, los resultados obtenidos permiten afirmar que no existe, según la terminología econométrica utilizada, un "cambio de régimen" brusco de la política fiscal española en estos años, sino que más bien lo que se ha producido es un cambio gradual.

Por último, merece la pena destacar que estos resultados econométricos coinciden con dos periodos en los que la política presupuestaria española recoge dos cambios cualitativos significativos. El primero de ellos, que comprende los años 1986 y 1987, es un periodo de consolidación fiscal durante el cual el déficit público se redujo en 3.8 puntos porcentuales del PIB (hasta el 3.1% del PIB), apareciendo un ligero superavit primario, que rompe la tendencia al alza en los desequilibrios presupuestarios iniciada en 1974. Este esfuerzo de consolidación fiscal se produjo principalmente por incrementos de los ingresos más que por la contención de los gastos, circunstancia que condicionó la evolución posterior de la política fiscal. El segundo periodo, que se inicia en 1988, se caracteriza por que la política de reducción de los desequilibrios presupuestarios quedó interrumpida bruscamente, dando lugar a un deterioro posterior de los saldos presupuestarios, básicamente por el aumento del gasto en el capítulo de las pensiones y en la inversión pública

A Fuentes y datos.

El presente estudio utiliza datos anuales de la economía española para el periodo 1964-1996, procedentes de la Contabilidad Nacional y, en concreto, de las Cuentas Financieras de la Economía Española elaboradas por el Banco de España y del Boletín Estadístico del Banco de España en cinta magnética. Las variables nominales se han deflactado utilizando el deflactor del PIB (base 1986). El subíndice 1 indica que la variable ha sido normalizada por el PIB real, mientras que el subíndice 2 indica que la variable ha sido normalizada por la población.

P_t : Deflactor del PIB a coste de los factores, base 1986. Fuente: Banco de España (1997) y Molinas et al. (1991).

Pob_t : Población total española. Fuente: Banco de España (1997) y Molinas et al. (1991).

y_t : Producto Interior Bruto en términos reales. Fuente: Banco de España (1997) y Molinas et al. (1991).

τ_t : Ingresos públicos impositivos en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1997) y elaboración propia.

g_t : Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1997) y elaboración propia.

$r_t b_{t-1}$: Intereses efectivos de la deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1997) y elaboración propia.

b_t : Stock de deuda pública en términos reales. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1997) y elaboración propia.

gt_t : Gastos públicos brutos de intereses de la deuda pública en términos reales, $g_t + r_t b_{t-1}$. Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1997) y elaboración propia.

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

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

$\tau 1_t$: Ingresos públicos impositivos en términos reales, normalizados por el PIB real, τ_t / y_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994) y elaboración propia.

$g 1_t$: Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública en términos reales, normalizados por el PIB real, g_t / y_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1997) y elaboración propia.

$gt 1_t$: Gastos públicos brutos de intereses de la deuda pública en términos reales, normalizados por el PIB real, gt_t / y_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994) y elaboración propia.

$b1_t$: Stock de deuda pública en términos reales, normalizado por el PIB real, b_t/y_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994) y elaboración propia.

$d1_t$: Déficit público de carácter primario (neto de intereses de la deuda pública) en términos reales y normalizado por el PIB real, d_t/y_t .

$def1_t$: Déficit público bruto de intereses de la deuda en términos reales y normalizado por el PIB real, def_t/y_t .

$\tau2_t$: Ingresos públicos impositivos en términos reales, normalizados por la población total, τ_t/pob_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994) y elaboración propia.

$g2_t$: Gastos públicos netos de intereses de la deuda pública en términos reales, normalizados por la población total, g_t/pob_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994), Banco de España (1997) y elaboración propia.

$gt2_t$: Gastos públicos brutos de intereses de la deuda pública en términos reales, normalizados por la población total, gt_t/pob_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994) y elaboración propia.

$b2_t$: Stock de deuda pública en términos reales, normalizado por la población total, b_t/pob_t . Fuente: Esteve, Fernández y Tamarit (1993), Camarero, Esteve y Tamarit (1994) y elaboración propia.

$d2_t$: Déficit público de carácter primario (neto de intereses de la deuda pública) en términos reales y normalizado por la población total, d_t/pob_t .

$def2_t$: Déficit público bruto de intereses de la deuda en términos reales y normalizado por la población total, def_t/pob_t .

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

B Test de raíces unitarias con tendencias determinísticas 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 siguiente expresión:

$$y_t = \sum_0^{p-1} \beta_k t^k + y_{t-1} + \xi_t, \beta_k \in R \quad (11)$$

La expresión (11) representa un proceso integrable con un polinomio respecto al tiempo de orden p $\{1, t, t^2, \dots, t^p\}$ 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 unitaria 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:

$$y_t = \sum_0^p \hat{\beta}_k t^k + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{\xi}_t \quad (12)$$

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 contrastes 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 (12), por mínimos cuadrados ordinarios y un factor de corrección basado en la estructura de los residuos de esta regresión:

$$K_p(\hat{\alpha}) = n(\hat{\alpha} - 1) - \frac{n^2(\hat{\omega}^2 - \hat{\sigma}^2)}{2s_0^2} \quad (13)$$

$$S_p(\hat{\alpha}) = \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\omega}} t(\hat{\alpha}) - \frac{n(\hat{\omega}^2 - \hat{\sigma}^2)}{2\hat{\omega}s_0} \quad (14)$$

donde s_0^2 representa la suma de los cuadrados de los residuos de la regresión de y_{t-1} sobre $1, t, \dots, t^p$, y ω es un estimador consistente de ω^2 obtenido de los residuos estimados en (12), $\hat{\xi}_t$.

C Contrastes de inestabilidad paramétrica en regresiones con variables cointegradas 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 contrastes 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 I(1) representadas por el vector x_t , las cuales están cointegradas y cuya relación de largo plazo viene dada por la siguiente expresión:

$$y_t = \delta x_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

donde:

$$\begin{aligned} t &= 1, \dots, T \\ x_t &= (x'_{1t}, x'_{2t})' \\ x_{1t} &= 1 \\ x_{2t} &= x_{2t-1} + \tau_t \end{aligned} \quad (16)$$

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

$$\delta_t = \begin{bmatrix} \delta_1, i \leq t \\ \delta_2, i > t \end{bmatrix} \quad (17)$$

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

$$F_t = \text{trace} \left\{ \hat{S}'_t V_t^{-1} \hat{S}'_t \hat{\Omega}_{\varepsilon, \tau}^{-1} \right\} \quad (18)$$

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

$$\hat{S}_t = \sum_{i=1}^t \left(x_i \hat{\varepsilon}_i^+ - \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Lambda}_{\tau \varepsilon}^+ \end{bmatrix} \right) \quad (19)$$

$$V_t = \sum_{i=1}^t x_i x_i' - \left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right) \left(\sum_{i=1}^T x_i x_i' \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^t x_i x_i' \right) \quad (20)$$

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 independientemente 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:

$$\text{Sup}F = \sup_{t_s} F_{t_s} \quad (21)$$

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 (1992). 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:

$$\delta_t = \delta_{t-1} + \vartheta_t \quad (22)$$

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:

$$MeanF = 1/T \sum_{t_s} F_{t_s} \quad (23)$$

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 siguiente:

$$L_c = trace \left[\left(\sum_{i=1}^T x_i x_i' \right)^{-1} \sum_{i=1}^T \hat{S}_t \hat{\Omega}_{\varepsilon, \tau}^{-1} \hat{S}_t' \right] \quad (24)$$

el cual es un estadístico LM de Lagrange.

La ventaja de este test respecto al contraste Mean F, 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.

Por último, Hansen mantiene que el estadístico SupF tiene potencia contra cambios estructurales en fecha desconocida, mientras que el estadístico MeanF la tiene frente a cambios continuos o inestabilidad paramétrica de tipo no estacionario.

D Contrastes de cointegración en presencia de cambios estructurales de Gregory y Hansen (1996a, 1996b).

Gregory y Hansen (1996b) proponen un estadístico para contrastar la hipótesis nula de ausencia de cointegración diseñado para tener potencia contra alternativas de cointegración en presencia de un cambio estructural en tres casos particulares. Este estadístico es una extensión del contraste de cointegración estándar de Engle y Granger (1987), que verifica la presencia de raíces unitarias en los

residuos de la regresión de largo plazo. Gregory y Hansen (1996b) parten del modelo general denominado "regime shift" o "cambio de régimen" (modelo C/S):

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_t \varphi_{\tau t} + \epsilon_t \quad (25)$$

con $t = 1, \dots, T$, y donde X_t es un vector de regresores $I(1)$, ϵ_t es $I(0)$, μ_1 representa la constante antes del cambio de régimen y μ_2 el valor de la constante en el momento del desplazamiento, α_1 representa el coeficiente de la pendiente de la relación de cointegración antes del cambio, α_2 es el cambio en el coeficiente de la pendiente y, $\varphi_{\tau t}$ es una variable "dummy" definida como:

$$\varphi_{\tau t} = \begin{cases} 0, & \text{si } t \leq [\tau T] \\ 1, & \text{si } t > [\tau T] \end{cases} \quad (26)$$

con τ representando un parámetro desconocido (punto de cambio estructural) perteneciente al intervalo (0,1). La hipótesis nula a contrastar es que no existe cointegración frente a la alternativa de que existe cointegración en presencia de un cambio estructural. Los otros dos modelos derivados del general son, por una parte, el denominado "level shift" (modelo C):

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \alpha_1 X_t + \epsilon_t \quad (27)$$

y, por otra, el mismo modelo pero introduciendo una tendencia temporal:

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \beta t + \alpha_1 X_t + \epsilon_t \quad (28)$$

denominado "level shift with trend" (modelo C/T).

Posteriormente, Gregory y Hansen (1999a) extienden el análisis a un cuarto modelo, el denominado "regime and trend shift" (modelo C/S/T), en el que se permite no sólo un cambio de régimen sino también simultáneamente un cambio en la tendencia:

$$Y_t = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{\tau t} + \beta_1 t + \beta_2 t \varphi_{\tau t} + \alpha_1 X_t + \alpha_2 X_t \varphi_{\tau t} + \epsilon_t \quad (29)$$

donde β_1 y β_2 son los coeficientes de la tendencia antes y después del cambio de régimen.

Una vez estimado los modelos (25), (27), (28) o (29) por MCO, se aplica un contraste de raíces unitarias sobre $\tilde{\epsilon}_t$, el residuo estimado de la ecuación, por ejemplo, el contraste de Dickey-Fuller aumentado (ADF). Para cada posible punto de corte t , dentro del intervalo $\tau \in [0.15, 0.85]$, se calcula un estadístico $ADF(t)$, que bajo la hipótesis nula tiene la distribución de Dickey-Fuller. Sin embargo, cuando el punto de corte es desconocido, Gregory y Hansen (1996) proponen calcular el estadístico:

$$InfADF^* = \min_{\tau \in [0.15, 0.85]} ADF(t) \quad (30)$$

es decir, el valor más pequeño entre todos los valores ADF calculados. Gregory y Hansen (1996a, 1996b) han tabulado la distribución asintótica del estadístico $InfADF^*$ para las especificaciones alternativas de la regresión de cointegración.

Referencias

- [1] Banco de España (1997): *Cuentas Financieras de la Economía Española (1987-1996)*, Madrid.
- [2] Barro,R.J. (1979): "On the Determination of Public Debt", *Journal of Political Economy* 87, pp. 941-971.
- [3] Buitier,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.
- [4] Camarero,M., Esteve,V. y Tamarit,C.R. (1994): "Ausencia de señoreaje y solvencia del gobierno ante la U.E.M.: ¿'puede España cumplir ambas condiciones?'", *Revista de Análisis Económico*, Vol. 9, núm. 2, noviembre, ILADES/Georgetown University, Chile, pp. 3-24.
- [5] DeJong,D.N., Nankervis,J.C., Savin,N.E. y Whiteman,C.H. (1992): "Integration Versus Trend Stationarity in Time Series", *Econometrica* 60, pp. 423-433.
- [6] Engle,R.F. y Granger,CW.J. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, pp. 251-256.
- [7] Esteve,V., Fernández,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.
- [8] Gómez y Roldán,J.M. (1995): "Análisis de la política fiscal en España con una perspectiva macroeconómica (1988-1994)", *Estudios Económicos*, núm. 53, Servicio de Estudios, Banco de España.
- [9] González-Páramo,J.M. y López,G. (1996): "El gasto público: problemas actuales y perspectivas", *Papeles de Economía Española*, núm. 69, pp. 2-38.
- [10] Gregory,A.W. y Hansen,B.E. (1996a): "Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58, pp. 555-560.

- [11] Gregory,A.W. y Hansen,B.E. (1996b): "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics* 70, pp. 99-126.
- [12] Gregory,A.W., Nason,J.M. y Watt,D. (1996): "Testing for Structural Breaks in Cointegrated Relationships", *Journal of Econometrics* 71, pp. 321-342.
- [13] Hakkio,C.S. y Rush,M. (1991): "Is the budget deficit too large?", *Economic Inquiry* XXIX, pp. 429-445.
- [14] Hamilton,J.D. y Flavin,M.A. (1986): "On the Limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing", *American Economic Review* 76, pp. 808-819.
- [15] Hansen,B.E. (1992): "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 321-335.
- [16] Haug,A.A. (1991): "Cointegration and Government Borrowing Constraints: Evidence for the U.S.", *Journal of Business and Economic Statistics* 9, pp. 97-101.
- [17] Kremers,J.M. (1988): "Long-Run Limits on the U.S. Federal Debt", *Economic Letters* 28, pp. 259-262.
- [18] Kremers,J.M. (1989): "U.S. Federal Indebtedness and the Conduct of Fiscal Policy", *Journal of Monetary Economics* 23, pp. 219-238.
- [19] Kwiatkowski,D., Phillips,P.C.B., Schmidt,P. y Shin,Y. (1992): "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics* 54, pp. 159-178.
- [20] McCallum,B.T. (1984): "Are bond-financed deficits inflationary? A Ricardian analysis", *Journal of Political Economy* 92, pp. 123-135.
- [21] Molinas,C., Sebastián,M. y Zabalza,A. (eds.) (1991): *La economía española: una perspectiva macroeconómica*, Antonio Bosh Editores e Instituto de Estudios Fiscales.
- [22] Ouliaris,S., Park,J.Y. y Phillips,P.C.B. (1989): "Testing for a Unit Root in the Presence of a Maintained Trend", en Raj,B. (ed.), *Advanced in Econometric and Modelling*, Kluwer Academic Publishers, pp. 7-28.

- [23] Perron,P. (1991): "Test Consistency with Varying Sampling Frequency", *Economic Theory* 7, pp. 341-368.
- [24] Perron,P. y Vogelsang,T.J. (1992): "Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp. 301-320.
- [25] Phillips,P.C.B. (1987): "Time Series Regression with Unit Roots", *Econometrica* 55, pp. 277-302.
- [26] 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.
- [27] Phillips,P.C.B. y Ouliaris,S. (1990): "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica* 58, pp. 165-193.
- [28] Phillips,P.C.B. y Perron,P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika* 75, pp. 335-346.
- [29] Quintos,C.E. (1995): "Sustainability of the Deficit Process With Structural Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics* 13, pp. 409-417.
- [30] Smith,G.W. y Zin,S.E. (1991): "Persistent Deficits ant the Market Value of Government Debt", *Journal of Applied Econometrics* 6, pp. 31-44.
- [31] 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.
- [32] 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.
- [33] Wickens,M.R. y Uctum,M. (1993): "The Sustainability of Current Account Deficits: A Test of the US Intertemporal Budget Constraint", *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, pp. 423-441.
- [34] 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.