Estudios de Economía Aplicada
Nº 6, 1996. Págs. 171 - 182.

Fluctuaciones cíclicas y raíces unitarias en la economía española, 1850-1990

JORDI PONS NOVELL
ANDREU SANSÓ ROSSELLÓ
Universidad de Barcelona

Esta nueva versión incluye todas las correcciones sugeridas por el censor, las cuales nos han parecido oportunas y por las que le quedamos muy agradecidos.

RESUMEN

En este artículo se analiza el grado de persistencia de las fluctuaciones cíclicas en la economía española. En concreto se estudia si el PIB y el PIB per cápita de esta economía presentan una raíz unitaria. Con el objetivo de evitar el sesgo a aceptar raíces unitarias cuando se producen cambios en la función de tendencia, como el originado por la Guerra Civil española (1936-1939), se han aplicado diversos contrastes para endogeneizar el punto de ruptura de la función de tendencia.

Los resultados obtenidos muestran que existe una importante evidencia en el sentido de que el logaritmo del PIB presenta una raíz unitaria. La principal implicación de este resultado es que los *shocks* sobre el producto tienen efectos permanentes en el nivel del PIB de la economía española, aunque dicha hipótesis es más difícil de aceptar en el PIB per cápita dada la evidencia contradictoria encontrada en favor de la misma.

Palabras clave: Ciclo económico, Fluctuaciones cíclicas, Raíz unitaria.
Códigos Jel: C22, E32

ABSTRACT

In this article, one analyses the persistence degree of the cyclical fluctuations in the Spanish economy. Briefly, one studies wether the GDP and the GDP per capita of this economy have a unit root. In order to avoid the bias of accepting unit roots whenever some changes in the trend function take place, like the one brought about by the Spanish Civil War (1936-1939), one has applied different tests to endogeneize the break point of the trend function.

The obtaining results show that an important evidence exists in the sense that the log of real GDP has a unit root. The main contradiction of this result is that the shocks over the product have permanent effects on the GDP level of the Spanish economy, although this hypothesis is even more difficult to accept when considering the GDP per capita given the contradictory evidence in favour of this presence.

Artículo recibido en febrero de 1996. Revisado en marzo de 1996.

Key woeds: Business cycle, Economic fluctuations, Unit root
Jel Classification: C22, E32

1. Introducción

La literatura de las fluctuaciones cíclicas ha experimentado una importante controversia en los últimos años. La visión tradicional consideraba al ciclo como desviaciones respecto a la tendencia determinadas por factores exógenos que eran analizados por la teoría del crecimiento. Esta aproximación a las fluctuaciones cíclicas ha sido cuestionada por la contribución de Nelson y Plosser (1982) y por la literatura de los modelos reales del ciclo económico desarrollados en la década de los años ochenta. En este sentido, la explicación monetaria de las fluctuaciones económicas de los años setenta ha dado paso a una explicación desde un punto de vista real, fundamentalmente a partir de *shocks* en la productividad.

El artículo de Nelson y Plosser (1982) destacaba que un conjunto de series macroeconómicas de la economía norteamericana se podían representar como procesos estocásticos estacionarios en diferencias. En otras palabras, estas series poseen una raíz unitaria y, en consecuencia, no se puede rechazar la hipótesis de que al menos una parte de las innovaciones tenga carácter permanente.

La importancia que tiene, para el análisis del sistema económico y para la adopción de decisiones de política económica, el determinar el orden de integración de las macromagnitudes se pone de manifiesto en la diferente respuesta de las variables ante *shocks* no anticipados. En el caso de que una variable económica presente una raíz unitaria los *shocks* pasados y presentes son igualmente importantes, teniendo efectos permanentes en el nivel de la variable. De esta manera, todas las medidas no anticipadas de política económica del pasado (*shocks* aleatorios) afectan a la evolución presente y futura de la variable objeto del estudio. En cambio, en el caso de que la variable no presente una raíz unitaria, la influencia de *shocks* pasados pierde importancia a medida que aumenta el tamaño muestral. Es decir, el presente es más importante que el pasado y las medidas de política económica del pasado tienden a perder efecto.

Este tema ha sido ampliamente analizado para la economía norteamericana y, asimismo, existe evidencia disponible para otros países. La contribución inicial de Nelson y Plosser (1982), en la que se cuestiona la visión tradicional de considerar las fluctuaciones económicas como desviaciones transitorias motivadas por factores

exógenos respecto a una tendencia, ha generado un volumen de literatura importante en distintos países sobre el grado de persistencia de los *shocks* de las series económicas. Esta evidencia empírica ha sido confirmada por Stock y Watson (1986), Perron (1988), Walton (1988) y Evans (1989). A pesar de esto, recientemente estos resultados han sido cuestionados por la escasa potencia de los tests utilizados, sirvan de ejemplo de este hecho los trabajos de Perron (1989), Sims y Uhlig (1991), De Jong *et al.* (1992) y Rudebusch (1993).

El objetivo de este trabajo es estudiar la presencia de raíces unitarias en el PIB y en el PIB per cápita de la economía española aplicando diversos contrastes propuestos recientemente en la literatura. El trabajo se estructura del siguiente modo: en el segundo apartado se describe la relación existente entre las fluctuaciones económicas y las raíces unitarias; en el tercero se muestran los resultados obtenidos y, por último, en el cuarto se presentan las conclusiones que se derivan de la evidencia empírica.

2. Flucturaciones económicas y raíces unitarias

La mayoría de los trabajos que pretenden aportar evidencia empírica de la teoría real de los ciclos económicos se basan en el artículo seminal de Nelson y Plosser (1982) en el cual se plantea que la mayoría de las series macroeconómicas presentan una raíz unitaria, en otras palabras, una tendencia estocástica. Estos autores distinguían entre series estacionarias en tendencia (TS):

$$z_t = \alpha + \beta t + u_t$$

$$\phi(L)\ u_t = \theta(L)\ \epsilon_t \qquad \epsilon_t \sim i.i.d.\ (0,\ \sigma_\epsilon^2)$$

donde z_t es la serie analizada y u_t es un proceso ARMA estacionario e invertible; y series en las que sus primeras diferencias pueden representarse por un proceso ARMA estacionario e invertible (DS):

$$(1 - L)\ z_t = \beta + v_t$$

$$\delta(L)\ v_t = \lambda(L)\ \epsilon_t \qquad \epsilon_t \sim i.i.d.\ (0,\ \sigma_\epsilon^2)$$

donde v_t es un proceso ARMA estacionario e invertible y L es el operador de retardos.

Estos autores reformulan el problema de la discriminación entre un proceso y otro en términos de analizar las raíces unitarias. Básicamente, los dos modelos se diferencian en el hecho de que TS presenta una raíz unitaria en su polinomio de medias móviles cuando se formula en diferencias mientras que el modelo DS presenta una raíz unitaria en su polinomio autorregresivo cuando se formula en niveles. Para diferenciar entre los dos procesos utilizan los tests de Dickey y Fuller (1979). La principal conclusión a la que llegan Nelson y Plosser en su artículo es que las series económicas quedan mejor caracterizadas como procesos no estacionarios con tendencias estocásticas, que como la suma de una tendencia lineal determinista y de un proceso estacionario. En concreto, de su análisis se concluye que de un total de catorce series anuales de la economía norteamericana trece de ellas presentan una raíz unitaria en su polinomio autorregresivo cuando se formulan en niveles, siendo la excepción la tasa de paro.

Los trabajos para diferentes países que analizan si los *shocks* sobre el producto tienen un carácter permanente o transitorio están sometidos a una importante crítica, hecho que puede cuestionar la validez de los resultados obtenidos. Esta crítica se basa en el hecho de que en los contrastes de Dickey y Fuller la hipótesis alternativa viene dada per la regresión que se estima, y la hipótesis nula es que el coeficiente de la variable retardada un periodo en niveles no es significativamente diferente de cero, lo que implica que la variable en cuestión tiene una raíz unitaria. Para que estos contrastes tengan validez, la hipótesis alternativa ha de ser suficientemente general como para incluir el posible proceso generador de los datos. En este sentido, si este proceso viene dado por una tendencia cuadrática en la media, o por una tendencia lineal que varía en determinados momentos del tiempo (tendencia segmentada), o por cualquier otro esquema de comportamiento de la componente determinista de la serie, la aplicación de los tests anteriores no sería correcta, ya que suponen explícitamente un determinado modelo de comportamiento determinista, que puede ser diferente al que realmente genera los datos. En el caso de realizar estos contrastes, al estar la hipótesis alternativa mal especificada, ya que no recoge la correcta modelización determinista del proceso, se pueden cometer importantes errores debido a la mala especificación de los contrastes, con lo que los resultados derivados de la inferencia pueden ser cuestionados. En otras palabras, los resultados obtenidos en estos trabajos se han de considerar con mucha cautela, ya que si la hipótesis alternativa del test planteado no incluye el proceso generador de los datos se pueden cometer errores en la especificación del contraste.

Últimamente han aparecido diversos trabajos en la literatura especializada sobre la presencia de raíces unitarias en el producto de diversos países en los que se tiene

en cuenta este hecho, destacando las aportaciones de Wynne (1992), Cribari-Neto (1994), Georgellis (1994) y Serletis (1994).

3. Evidencia empírica

Desde la publicación del trabajo de Prados (1993) se dispone de una serie anual larga de PIB real para la economía española, que abarca un periodo comprendido entre 1850 y 1990. En la figura 1 se muestra la evolución del logaritmo de esta magnitud económica. En la misma se observa una tendencia creciente, produciéndose una intensificación del crecimiento a partir de la década de los cincuenta. Asimismo, se constata la caída de la producción experimentada durante la Guerra Civil (1936-39). Un comportamiento similar experimenta la serie de PIB per cápita española (figura 2).

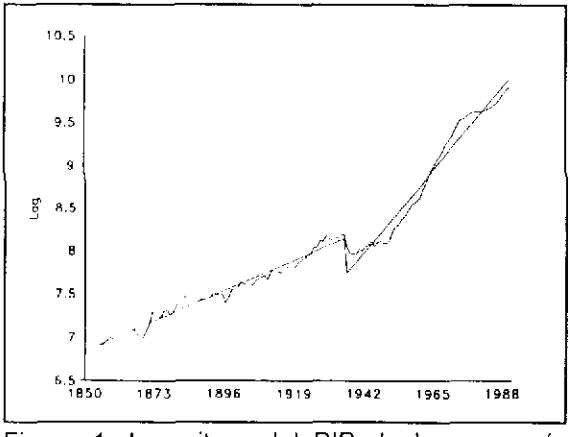

Figura 1. Logaritmo del PIB de la economía española.

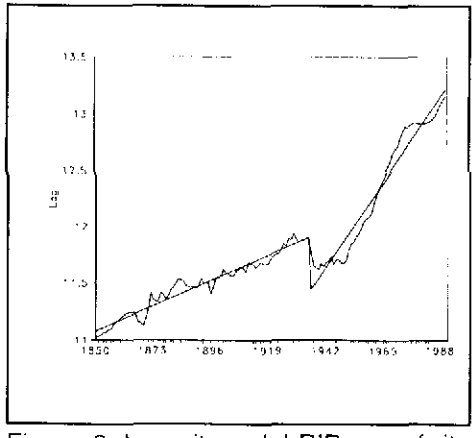

Figura 2. Logaritmo del PIB per cápita de la economía española.

Este comportamiento de las series podría ser explicado tanto por un paseo aleatorio con deriva (modelo DS), como por un modelo estacionario sobre una tendencia determinista (modelo TS). Con objeto de distinguir entre ambos procesos se han realizado los contrastes Dickey-Fuller Aumentado [Dickey y Fuller (1979 y 1981)] -ADF- y Phillips-Perron (1988) -PP-. Los resultados de los mismos, referentes al *t*-estadístico del parámetro autorregresivo en una ecuación de contraste que incorpora tanto una deriva como una tendencia determinista, se sintetizan en la segunda columna de la tabla 1. Por lo que se refiere al primero, se ha optado por incorporar retardos de la variable independiente diferenciada siempre que sus *t*-ratios fueran superiors (en valor absoluto) a 1.6. Para el contraste PP se ha elegido

un número de retardos de la función de autocovarianzas, introducidos en la estimación consistente de σ^2 según la propuesta de Schwert (1989), dado por $l = ent[4\sqrt[4]{T/100}]$, siendo T el número de observaciones. Los valores críticos utilizados para ambos contrastes son los de Mackinnon (1991). En la tabla, un asterisco indica significación al 5% mientras que uno doble lo indica al 10%.

Tabla 1. Tests de raíces unitarias.

	Log PIB		
	1850-1990	**1850-1935**	**1940-1990**
ADF	-0.34	-3.12	-1.33
PP	-0.36	-3.26**	-1.70
	Log PIB per cápita		
	1850-1990	**1850-1935**	**1940-1990**
ADF	-0.43	-3.51*	-1.44
PP	-0.47	-3.65*	-1.78

Tanto para el logaritmo del PIB como para el del PIB per cápita se constata, en todos los casos, y para toda la muestra, que la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria no se rechaza. Sin embargo, como se ha comentado anteriormente, se observa en las figuras 1 y 2 que en los años de la Guerra Civil Española se produce una fuerte caída de la producción y del PIB per cápita y, posteriormente, se produce una aceleración en el ritmo de crecimiento. Este hecho sugiere que se produce un truncamiento de la función de tendencia, lo que puede invalidar la utilización de los contrastes de raíces unitarias anteriores, al estar sesgados hacia la aceptación espúrea de dichas raíces (Perron (1989) y Rappoport y Riechlin (1987 y 1989)). Por ello, se ha procedido, en primer lugar, a contrastar la presencia de raíces unitarias en las submuestras que resultan de eliminar los años de la Guerra Civil.

Los resultados de la aplicación de los anteriores contrastes se muestran en las columnas 3 y 4 de la tabla 1. Se comprueba, para el logaritmo del PIB, como tampoco en estos casos se rechazaría la presencia de una raíz unitaria en ambas submuestras. Únicamente, para la submuestra 1850-1935, a un nivel de significación del 10%, el contraste de Phillips-Perron rechaza la hipótesis de una raiz unitaria. En cambio, para el logaritmo del PIB per cápita la raíz unitaria se rechaza al 5% en la submuestra 1850-1935 con los contrastes ADF y PP.

Por otro lado, para evitar el sesgo antes mencionado sobre la tendencia a aceptar raíces unitarias cuando se producen cambios en la función de tendencia, y a fin de confirmar los resultados anteriores, se ha aplicado el contraste de raíces unitarias propuesto por Perron (1989), que permite tanto un cambio en la pendiente del modelo como un cambio en la constante. En concreto, nos referimos al modelo C de Perron. El ajuste de la función de tendencia se muestra tambien en las figuras 1 y 2. Éste se ha obtenido mediante la regresión:

$$x_t = \mu + \beta\, t + \theta\, DU_t + \gamma\, DT_t + u_t$$

donde DU toma valor nulo hasta el año 1935 y valor 1 a partir de 1936, y DT toma el valor 0 hasta el año 1935 y valor *t* posteriormente a esa fecha. La aplicación del contraste de Perron arroja el siguiente resultado (*t*-ratio entre paréntesis):

$$\Delta \ln PIB_t = \underset{(3.74)}{0.89} - \underset{(-3.63)}{0.38 \cdot DU_t} + \underset{(3.54)}{0.002 \cdot t} - \underset{(3.76)}{0.004 \cdot DT_t} -$$

$$- \underset{(2.77)}{0.11 \cdot D(1935)_t} - \underset{(-3.68)}{0.13 \cdot \ln PIB_{t-1}} + \underset{(1.61)}{0.12 \cdot \Delta \ln PIB_{t-1}} + \hat{\varepsilon}_t$$

$$\Delta \ln PIBPC_t = \underset{(4.29)}{1.02} - \underset{(-4.33)}{0.45 \cdot DU_t} + \underset{(3.96)}{0.002 \cdot t} - \underset{(4.46)}{0.005 \cdot DT_t} -$$

$$- \underset{(1.45)}{0.06 \cdot D(1935)_t} - \underset{(-4.25)}{0.15 \cdot \ln PIBPC_{t-1}} + \underset{(1.61)}{0.13 \cdot \Delta \ln PIBPC_{t-1}} + \hat{\varepsilon}_t$$

donde PIBPC es el PIB per cápita, $D(1935)_t$ toma valor 1 en 1936 y cero el resto de años. El valor de *t*-estadístico asociado a $\ln PIB_{t-1}$ (-3.68) no permite rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria (con función de tendencia truncada) en el logaritmo del PIB español. Los valores críticos de referencia, para un truncamiento en la mitad de la muestra (λ=0.5), son los tabulados por Perron (1989) o por Noriega-Muro (1993). Para el primer autor, los valores críticos son -3.96 para un nivel de significación del 10% y -4.24 al 5%, mientras que los del segundo son -3.92 y -4.22, respectivamente. En ambos casos no se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria. Por tanto, este resultado está en la línea de la evidencia sobre la presencia de una raíz unitaria apuntada anteriormente. Sin embargo, para el logaritmo del PIB per cápita sí se rechaza la hipótesis nula al 5%, aunque el valor del estadístico obtenido está muy próximo a los valores críticos tabulados en los trabajos citados anteriormente.

Con el fin de apoyar la evidencia aportada, se han aplicado también los contrastes propuestos por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992). Estos autores proponen contrastes recursivos, rodantes y secuenciales para permitir endogeneizar el punto de ruptura de la función de la tendencia, a diferencia de los contrastes de Perron (1989) en los que dicho punto de ruptura era introducido exógenamente. Los contrastes recursivos son una secuencia de contrastes en que cada uno se diferencia del anterior en que incorpora una observación más. Los contrastes rodantes son una secuencia de contrastes en que una fracción muestral "rueda" sobre toda la muestra. Por tanto, cada contraste de la secuencia se diferencia del que le antecede en que no incorpora la primera observación de este último pero incorpora la observación immediatamente posterior a la última de éste. En cambio, los contrastes secuenciales son una secuencia de contrastes sobre toda la muestra en que lo que varia es el punto de ruptura de la función de tendencia. Así, cada contraste de la secuencia se diferencia del anterior en que el punto en que se produce la ruptura ocurre un periodo más tarde.

Se han aplicado tres contrastes recursivos, tres rodantes y tres secuenciales a las series analizadas. Los contrastes recursivos y rodantes aplicados son: el valor máximo del estadístico t_{DF} ($t_{DF}^{\max} = \max_{k_o \le k \le T} t_{DF}(k)$, donde k_o es la muestra mínima en la que se inicia la secuencia de contrastes); el valor mínimo del estadístico t_{DF} ($t_{DF}^{\min} = \min_{k_o \le k \le T} t_{DF}(k)$); y la diferencia entre ambos ($t_{DF}^{dif} = t_{DF}^{\max} - t_{DF}^{\min}$). Los contrastes secuenciales aplicados son: $F_T^{\max} = \max_{k_o \le k \le T} F_T(k)$ en el contraste de la H_o:$\mu_1=0$ en el modelo:

$$x_t = \mu_o + \mu_1 \tau_{1t} + \mu_2 t + \alpha x_{t-1} + \sum_{j=1}^{k} c_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

donde τ_{1t} toma valos t-k para $t>k$ cuando se considera un cambio de tendencia y valor nulo cuando $t \le k$; el estadístico $t_{DF}(k^*)$ evaluado en el valor k^* que maximiza $F_T(k)$; y el valor mínimo del t-estadístico DF secuencial ($t_{DF}^{\min} = \min_{k_o \le k \le T} t_{DF}(k)$).

Los resultados de la aplicación de los mismos se recogen en la tabla 2. Los valores críticos son los tabulados por los propios autores[1]. Igual que en la tabla 1, un asterisco indica significación al 5% y uno doble lo indica al 10%.

La mayoría de los contrastes muestran el no rechazo de la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria. Al 5% de significación, únicamente los contrastes t_{DF}^{dif} recursivos y rodantes rechazan la hipótesis nula. No obstante, como señalan los autores que propusieron dichos contrastes, ambos, aunque se muestren potentes, tienen el problema que el tamaño del contraste es sensible al valor de los parámetros *molestos (nuisance)* del modelo. Es decir, presentan más rechazos de la hipótesis nula que el sugerido por el nivel de significación nominal, en función del valor que adopten estos parámetros.

Tabla 2. Contrastes recursivo, rodante y secuencial.

	Log PIB		
	t_{DF}^{max}	t_{DF}^{min}	t_{DF}^{dif}
Recursivo	0.91	-3.73	4.64*
Rodante	0.35	-4.72**	5.07*
	F_T^{max}	t_{DF}^{min}	$t_{DF}(k^*)$
Secuencial	14.72**	-3.65	-3.65
	Log PIB per cápita		
	t_{DF}^{max}	t_{DF}^{min}	t_{DF}^{dif}
Recursivo	0.41	-3.51	3.92*
Rodante	0.28	-4.89**	5.16*
	F_T^{max}	t_{DF}^{min}	$t_{DF}(k^*)$
Secuencial	14.01**	-3.44	-3.44

[1] Los valores criticos de estos contrastes se presentan en el anexo I.

Por tanto, a la luz de los resultados presentados, nos inclinaríamos hacia el no rechazo de la presencia de una raíz unitaria en el PIB de la economía española, si bien en el mismo se presenta también un truncamiento de la función de tendencia. Por el contrario, la presencia de dicha raíz unitaria en el PIB per cápita es más difícil de aceptar, dada la evidencia contradictoria encontrada en favor de la misma.

4. Conclusiones

En este trabajo se analiza si el PIB y el PIB per cápita de la economía española en el período 1850-1990 presenta una raíz unitaria. Los contrastes de Dickey-Fuller Aumentado (Dickey y Fuller (1979 y 1981)) y Phillips-Perron (1988) señalan que no es posible rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en el logaritmo del PIB español para toda la muestra considerada.

En el periodo 1936-1939 -años en que se produce la Guerra Civil- se observa una caída importante de la producción, hecho que podría invalidar la utilización de los contrastes anteriores. No obstante, al aplicar los contrastes a los subperiodos 1850-1935 y 1940-1990, tampoco se puede rechazar la presencia de una raíz unitaria en ambos subperiodos.

Con el objetivo de evitar el sesgo a aceptar raíces unitarias cuando se producen cambios en la función de tendencia, se ha aplicado el contraste de raíces unitarias propuesto por Perron (1989), obteniendo unos resultados que evidencian la presencia de una raíz unitaria como los tests anteriores, aunque en el caso del PIB per cápita el valor del estadístico obtenido es muy próximo a los valores tabulados por Perron (1989) y Noriega-Muro (1993).

Por último, para apoyar la evidencia empírica aportada, se han aplicado los contrastes propuestos por Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992) para endogeneizar el punto de ruptura de la función de tendencia. En este caso tampoco se puede rechazar la hipótesis nula de presencia de una raíz unitaria en el logaritmo del PIB y en el PIB per cápita español.

Estos resultados muestran que existe una importante evidencia en el sentido de que el logaritmo del PIB de la economía española presenta una raíz unitaria. La principal implicación de estos resultados es que los *shocks* sobre el producto tienen efectos permanentes en el nivel del PIB de la economía española. Esta hipótesis es más difícil de acepar en el caso del PIB per cápita dada la evidencia contradictoria en favor de la misma.

Bibliografía

BANERJEE, A., LUMSDAINE, R.L. Y STOCK, J.H. (1992): "Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: Theory and international evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 271-287.

CRIBARI-NETO, F. (1994): "Canadian economic growth: random walk or just walk?", *Applied Economics*, 26, pp. 437-444.

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.

DICKEY, D.A. Y FULLER, W. (1979): "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.

DICKEY, D.A. Y FULLER, W. (1981): 'Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root', *Econometrica*, 49, pp. 1057-72.

EVANS, G.W. (1989): "Output and unemployment dynamics in the United States: 1950-1985", *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 213-237.

GEORGELLIS, Y. (1994): "The oil price shocks and the unit root hypothesis: the UK experience", *Applied Economics*, 26, pp. 827-830.

MACKINNON, J. (1991): "Critical values for cointegration tests", en Engle, R. y Granger, C.W.J. (eds.): *Long-run economic relationships*, Oxford University Press, pp. 267-276.

NELSON, C.R. Y PLOSSER, C.I. (1982): "Trends and random walks in macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.

NORIEGA-MURO, A.E. (1993): *Nonstationarity and structural breaks in economic time series*, Ed. Averbury, Aldershot.

PERRON, P. (1988): "Trends and random walks in macroeconomic time series: further evidence from a new approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 297-332.

PERRON, P. (1989): 'The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis', *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.

PHILLIPS, P.C.B. Y PERRON, P. (1988): 'Testing for a unit root in time series regression", *Biometrica*, 75, pp. 335-346.

PRADOS, L. (1993): "Spain's Gross Domestic Product, 1850-1990: A New Series", Documento de Trabajo D-93002, Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.

RAPPOPORT, P. Y REICHLIN, L. (1987): "Segmented trends and non-stationary time series", EUI Working Papers in Economics 87/319, European University Institute, Florence.

RAPPOPORT, P. Y REICHLIN, L. (1989): "Segmented trends and non-stationary time series", *The Economic Journal*, 99, pp. 168-177.

RUDEBUSCH, G.D. (1993): "The uncertain unit root in real GNP", *The American Economic Review*, 83, pp. 264-272.

SERLETIS, A. (1994): "International evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Applied Economics*, 26, pp. 175-179.

SCHWERT, G.W. (1989): "Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 147-159.

SIMS, C. Y UHLIG, H. (1991): "Understanding unit rooters: A helicopter tour", *Econometrica*, 59, pp. 1591-1599.

STOCK, J.H. Y WATSON, M.W. (1986): "Does GNP have a unit root?", *Economics Letters*, 22, pp. 147-151.

SURIÑACH, J., ARTÍS, M., LÓPEZ, E. Y SANSÓ, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la Teoría de la Cointegración*, Antoni Bosch editor, Barcelona.

WALTON, D.R. (1988): "Does GNP have a unit root?. Evidence for the UK", *Economics Letters*, 26, pp. 219-224.

WYNNE, M. (1992): Does aggregate output have a unit root?, *Economics Letters*, 39, 179-182.

Anexo I

Los valores críticos de referencia para dichos contrastes son para una muestra de 100 observaciones (Banerjee *et al.*, 1992):

Tabla 3. Valores críticos de los contrastes recursivo, rodante y secuencial.

		t_{DF}^{max}	t_{DF}^{min}	t_{DF}^{dif}
Recursivo	5%	-1.99	-4.33	3.65
	10%	-1.73	-4.00	3.23
Rodante	5%	-1.49	-5.01	4.76
	10%	-1.31	-4.71	4.40
		F_T^{max}	t_{DF}^{min}	$t_{DF}(k')$
Secuencial	5%	16.30	-4.48	-4.47
	10%	13.64	-4.20	-4.19