

EVIDENCIA EMPÍRICA DEL IMPACTO DE LAS RUPTURAS ESTRUCTURALES SOBRE EL ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD

Presno Casquero, María José (mpresno@econo.uniovi.es)

López Menéndez, Ana Jesús (anaj@econo.uniovi.es)

Departamento de Economía Aplicada

Universidad de Oviedo

Palabras clave: estacionariedad, raíz unitaria, cambio estructural, test KPSSM

Resumen

La existencia de cambios estructurales en las series afecta tanto a los contrastes de raíz unitaria como a los tests de estacionariedad, conduciendo a menudo a conclusiones erróneas sobre el carácter de las series investigadas.

En este trabajo proponemos una aplicación conjunta de tests de estacionariedad y de raíz unitaria, incorporando en ambos casos modificaciones para contemplar la presencia de rupturas en las series.

El análisis empírico propuesto incluye distintas series reales. En concreto se analiza la serie de volumen de caudal del río Nilo (variable clásica en los estudios de cambio estructural), así como una batería de catorce variables de la economía norteamericana analizadas por Nelson y Plosser (1982), y las series de importaciones y exportaciones españolas.

1. INTRODUCCIÓN

Las implicaciones tanto económicas como estadísticas de la presencia de raíces unitarias en las series motivaron el desarrollo de contrastes referidos en unos casos a la hipótesis de raíz unitaria y en otros al supuesto de estacionariedad.

Una limitación de los contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad es que parten del supuesto de que la tendencia determinista está correctamente especificada. Así, Perron (1989, 1990) demuestra que si existe una ruptura en la tendencia determinista, los contrastes de raíz unitaria conducirán a la conclusión errónea de que la serie presenta una raíz unitaria. El trabajo de Perron fue el detonador de una corriente de investigación en torno a los efectos de las rupturas sobre los contrastes de raíz unitaria, así como de una importante polémica sobre la validez del supuesto de que el momento de ruptura es conocido a priori. Posteriores trabajos han defendido el tratamiento endógeno del punto de cambio y han extendido la investigación al estudio y tratamiento de las rupturas a otros análisis como la cointegración o la estacionalidad.

Por su parte, los contrastes de estacionariedad también se ven afectados por la presencia de cambios estructurales en las series, tal y como se desprende de los trabajos de Lee y otros (1997) y Presno (2001), donde se demuestra que estos tests tienden a rechazar erróneamente el

supuesto de estacionariedad. En este último estudio se propone una modificación del contraste en la que se incorporan rupturas determinadas exógenamente.

En el presente trabajo se aborda la problemática del análisis de estacionariedad en series afectadas por un cambio, exponiendo los contrastes de raíz unitaria y estacionariedad más habitualmente empleados, así como las dificultades que se derivan de su aplicación a series con rupturas, para pasar posteriormente a exponer distintos tests que incorporan en su formulación cambios determinados exógenamente. El trabajo concluye con la aplicación de estas técnicas a distintas series económicas afectadas por rupturas. En concreto, se analiza una variable ampliamente estudiada en los análisis de cambio estructural (la serie de volumen de caudal del río Nilo), así como las catorce series de la economía norteamericana estudiadas por Nelson y Plosser (1982), y dos variables de nuestra economía: las series de importaciones y exportaciones españolas. El estudio se fundamentará en la aplicación conjunta de tests de estacionariedad y de raíz unitaria como medio de confirmación de los resultados, utilizando tanto contrastes que no incorporan rupturas como aquéllos que sí las introducen.

2. CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA Y DE ESTACIONARIEDAD.

El método más tradicional para estudiar la presencia de raíces unitarias en una serie temporal parte del contraste ADF o test ampliado de Dickey y Fuller (1979), basado en la especificación:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_i c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

sobre la que se contrasta la hipótesis nula ¹ $H_0: \alpha=0$ frente a la alternativa $H_1: \alpha<0$.

Partiendo del coeficiente estimado de y_{t-1} se construye el estadístico $t = \frac{\hat{\alpha} - \alpha}{S_{\hat{\alpha}}}$ que, pese a

su denominación, no sigue una distribución t de Student. Los valores críticos asociados a esta expresión dependen de la especificación del modelo (presencia de constante y/o tendencia) y han sido tabulados, entre otros, por Fuller (1976), MacKinnon (1991) y Cheung y Lai (1995).

La evidencia de que la presencia de componentes media móvil próximos a la unidad puede originar importantes distorsiones en el tamaño de los contrastes de raíz unitaria, unida a la deficiente potencia de los mismos en determinadas situaciones y a la conveniencia de explicitar la hipótesis nula de cointegración, fueron algunas de las razones que motivaron el desarrollo de tests que especifican la hipótesis nula de estacionariedad.

Los contrastes de estacionariedad más habitualmente empleados se derivan como un caso particular del test invariante localmente de máxima potencia (ILMP) que analiza la hipótesis de constancia de los coeficientes de regresión frente a la alternativa de paseo aleatorio en el modelo

¹ La solución no paramétrica de Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988) constituye otra posibilidad para contrastar la hipótesis de raíz unitaria en procesos con autocorrelación.

de espacio de los estados estudiado, entre otros, por Nabeya y Tanaka (1988). Como caso particular de esta formulación surge el modelo estructural *nivel local*:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

O bien el modelo estructural *nivel local con deriva*:

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \beta t + \varepsilon_t \\ \mu_t &= \mu_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (3)$$

donde $\{y_t\}$ representa la observaciones; $\{\varepsilon_t\}$ y $\{u_t\}$ son independientes entre sí, e i.i.d. con $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma_\varepsilon^2 > 0$, $E(u_t) = 0$, $E(u_t^2) = \sigma_u^2 \geq 0$; el valor inicial de $\{\mu_t\}$ es una constante desconocida, μ_0 .

Un test de la hipótesis nula $\sigma_u^2 = 0$, o $q = 0$ (donde q es el cociente señal-ruido, $q = \sigma_u^2 / \sigma_\varepsilon^2$), frente a $\sigma_u^2 > 0$, es un contraste de estacionariedad en torno a un nivel constante (modelo (2)) o en torno a una tendencia (modelo (3)), frente a la alternativa de raíz unitaria.

El estadístico de contraste es:

$$\eta = \frac{1}{T^2 \hat{\sigma}_\varepsilon^2} \sum_{t=1}^T S_t^2 \quad (4)$$

donde $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$ recoge la suma parcial de los residuos obtenidos a partir de la regresión de la serie sobre una constante (para el análisis de estacionariedad en torno a un nivel constante), o sobre constante y tendencia (en el estudio de estacionariedad en torno a una tendencia); y $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ representa la varianza de los residuos de la regresión.

Los valores críticos del contraste aparecen, entre otros, en MacNeill (1978), Nabeya y Tanaka (1988), Kwiatkowski y otros (1992), o Sephton (1995), quien deriva superficies de respuesta que permiten la obtención de valores críticos para cualquier tamaño muestral.

Dado que las series económicas suelen presentar autocorrelación serial, el supuesto de que los errores son i.i.d. no es realista y resulta demasiado restrictivo, por lo que se han propuesto ampliaciones del contraste que parten o bien de la modificación del método de estimación (alternativa paramétrica) o bien del estadístico (alternativa no paramétrica). Entre las primeras podemos citar la propuesta de Leybourne y McCabe (1994), mientras que ejemplo de la segunda alternativa es el contraste de Kwiatkowski y otros (1992), conocido como test KPSS. En concreto, estos autores proponen sustituir el denominador del estadístico por un estimador consistente de la varianza a largo plazo:

$$s_{TV}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{j=1}^l w_l(j) \sum_{t=j+1}^T e_t e_{t-j} \quad (5)$$

donde $w_l(j)$ es el núcleo de Bartlett, esto es², $w_l(j) = 1 - \frac{j}{l+1}$.

El estadístico de contraste es:

$$\hat{\eta} = \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{T^2 s_{TV}^2} \quad (6)$$

Tal y como constatan Amano y van-Norden (1992), este test presenta mejores propiedades que los contrastes ADF y de Phillips y Perron (1988) cuando se analizan procesos media móvil cuyo coeficiente es elevado y positivo. A su vez, Lee y Schmidt (1996) demuestran que el contraste es consistente frente a alternativas fraccionales.

Los métodos expuestos para el análisis de estacionariedad de las series no se pueden considerar excluyentes, y numerosos autores, entre los que podemos citar a Kwiatkowski y otros (1992), Amano y van-Norden (1992), Henricsson y Lundbäck (1995), Schlitzer (1996) o Cheung y Chinn (1996), defienden la aplicación conjunta de contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad como modo de reforzar las conclusiones sobre el orden de integración de las series. Estos últimos autores plantean un esquema que resume los posibles resultados derivados de la aplicación conjunta de los contrastes ADF y KPSS:

	KPSS NO RECHAZA	KPSS RECHAZA
ADF NO RECHAZA	CASO I	CASO II
ADF RECHAZA	CASO III	CASO IV

Figura 1. Resumen de las posibles combinaciones de conclusiones de los tests ADF y KPSS

Cuando el test ADF rechaza y el contraste KPSS no lo hace (caso III), el proceso se clasifica como $I(0)$, mientras que bajo la situación opuesta (caso II), se rechaza la estacionariedad del proceso. Por lo tanto, las combinaciones de resultados recogidos bajo estos casos no resultan problemáticas, al conducir a conclusiones coherentes en ambos contrastes. En cambio, se obtienen resultados contradictorios cuando se produce el no rechazo de las hipótesis nulas de ambos contrastes (caso I), que puede ser atribuido a la baja potencia de los mismos y a que los datos no contienen suficiente información para discriminar entre ambas hipótesis. Por su parte, el rechazo simultáneo de las dos hipótesis (caso IV) se fundamenta en la existencia de un PGD más complejo que el considerado en ambos tests.

La aplicación conjunta de tests de raíz unitaria y de estacionariedad constituye una herramienta útil para discernir la naturaleza de las series, pero debemos ser cautos en nuestras conclusiones. Tal y como apunta Burke (1994) a partir de los resultados de un estudio de Monte

² Pese a que Kwiatkowski y otros (1992) optan por el núcleo de Bartlett y eligen el valor de l siguiendo el procedimiento de Schwert (1989), autores como Lee (1996) o Hobijn y otros (1998) analizan otras posibilidades como las propuestas de Andrews (1991), Andrews y Monahan (1992) o Newey y West (1994) combinadas con diferentes elecciones de núcleos, obteniendo mejores resultados en lo que a tamaño y potencia se refiere.

Carlo, pese a que ambos tipos de contrastes coincidan en sus conclusiones, éstas pueden ser incorrectas. Este análisis recoge además la conveniencia de considerar un nivel de significación del 10% en lugar del 5% habitual, y concluye que de los cuatro casos analizados, el más común es el no rechazo conjunto (caso I), resultando el caso IV relativamente infrecuente.

Pese a que en nuestro estudio adoptaremos este esquema como medio de confirmación mutua de nuestros resultados, hemos de tener presentes los descubrimientos de Charemza y Syczewska (1998), quienes comentan que la aplicación conjunta de tests de estacionariedad y raíces unitarias debe acompañarse de la utilización de los valores críticos adecuados, de forma que la probabilidad de error tipo I del test ADF coincida con la potencia de KPSS y con la probabilidad conjunta de aceptación de la hipótesis de estacionariedad, denominada por ellos *probabilidad de confirmación conjunta*.

3. ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD EN PRESENCIA DE RUPTURAS

La presencia de cambios estructurales en las series afecta tanto a los contrastes de raíz unitaria como de estacionariedad. En el caso del test ADF, Perron (1989, 1990) demuestra que el estimador del parámetro autorregresivo tiende asintóticamente a valores próximos a la unidad cuando el proceso es estacionario, aunque afectado por una ruptura estructural³. Por lo que se refiere a los tests de estacionariedad, Lee y otros (1997) demuestran que el estadístico KPSS diverge cuando la serie presenta cambios, mientras que Presno (2001) llega a esta misma conclusión para el estadístico ILMP. En este último trabajo se analiza también el comportamiento del test en muestras finitas mediante procedimientos de Monte Carlo, concluyendo que en general se producen importantes distorsiones en el tamaño del test que llevan a un rechazo erróneo de la hipótesis de estacionariedad⁴.

Los problemas detectados en ambos tipos de contrastes cuando la serie presenta cambios explican el desarrollo de contrastes modificados que incorporan en su formulación variables ficticias para recoger el efecto de las rupturas. Así, Perron (1989, 1990) extiende el test ADF y contrasta la hipótesis nula de raíz unitaria frente a la alternativa de estacionariedad en torno a un nivel o una tendencia que presenta un cambio determinado exógenamente, considerando cuatro posibilidades:

- Series en nivel afectadas por un cambio en la media (modelo N).

³ Estos resultados fueron ampliados por Montañés y Reyes (1998), quienes concluyen que el estadístico de Dickey-Fuller es capaz de rechazar la hipótesis I(1) en muchas más ocasiones de las que cabría esperar a partir de los resultados de Perron. No obstante, estos autores comentan que estas situaciones son poco realistas desde el punto de vista empírico, por lo que asumen que las conclusiones de Perron siguen resultando válidas.

⁴ Algunos factores que influyen en estas distorsiones son el tamaño de muestra, la posición relativa del cambio en la misma o la magnitud y sentido de la ruptura, apreciándose para este último factor un comportamiento diferenciado según la forma de actuación de la ruptura sobre la serie, esto es, dependiendo de que la ruptura afecte al nivel, a la tasa de crecimiento o que el cambio sea mixto. Este comportamiento diferenciado también está presente en el test de Dickey-Fuller, tal y como constatan Montañés y Reyes (1998).

- Series con tendencia que experimentan un cambio en su nivel, lo que siguiendo la clasificación de Perron (1989) se corresponde con el modelo A o *crash*.
- Series con tendencia y cambio en su tasa de crecimiento, esto es, modelo B o de *crecimiento cambiante*.
- Series con tendencia y cambio simultáneo en el nivel y en la tasa de crecimiento, o modelo C o *mixto*.

En los cuatro casos Perron tiene en cuenta dos formas de actuación de los *shocks* sobre las series, distinguiendo:

- *Modelo outlier aditivo* (OA), cuando la ruptura tiene un efecto instantáneo.
- *Modelo outlier innovacional* (OI), cuando el cambio es gradual.

En el caso *aditivo*, el procedimiento de contraste consta de dos pasos. En el primero se estima y elimina la función de tendencia de la serie original mediante las regresiones:

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + \tilde{y}_t^N \quad (7.a)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \tilde{y}_t^A \quad (7.b)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta DT_t + \tilde{y}_t^B \quad (7.c)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \delta DT_t + \tilde{y}_t^C \quad (7.d)$$

donde N, A, B, C indican los respectivos modelos. Por su parte, $DU_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq T_b \\ 1 & \text{si } t > T_b \end{cases}$,

$DT_t = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq T_b \\ t - T_b & \text{si } t > T_b \end{cases}$, denotando con T_b el punto en el que se produce el cambio. Finalmente,

γ y δ representan la magnitud de cambio en el nivel y en la tasa de crecimiento respectivamente.

En el segundo paso se contrasta la hipótesis nula, $\phi=1$, a partir de las regresiones⁵:

$$\tilde{y}_t^m = \phi \tilde{y}_{t-1}^m + \sum_{j=0}^k \omega_j D(TB)_{t-j} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i}^m + e_t \quad t = k+2, \dots, T; \quad m = A, C, N \quad (8.a)$$

$$\tilde{y}_t^B = \phi \tilde{y}_{t-1}^B + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \tilde{y}_{t-i}^m + e_t \quad (8.b)$$

donde $D(TB)_t = 1$ si $t=T_b+1$, y $D(TB)_t = 0$ en otro caso.

Por su parte, en el caso *innovacional*, se contrasta la hipótesis de raíz unitaria a partir de las siguientes regresiones⁶ estimadas por MCO:

⁵ En este trabajo exponemos la formulación paramétrica, si bien también es posible realizar un tratamiento no paramétrico.

⁶ Para el modelo B incluimos esta formulación alternativa de Perron (1989), que es también la considerada por Zivot y Andrews (1992), Banerjee y otros (1992) o Vogelsang y Perron (1998).

$$y_t = \mu + \gamma DU_t + dD(TB)_t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (9.a)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + dD(TB)_t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (9.b)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \delta DT_t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (9.c)$$

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DU_t + \delta DT_t + dD(TB)_t + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (9.d)$$

Los valores críticos asintóticos para distintas posiciones relativas del cambio en la muestra ($\lambda = T_b/T$) aparecen recogidos en Perron (1989, 1990) y Perron y Vogelsang (1993), mientras que Carrión y otros (1999) construyen superficies de respuesta para este test.

El comportamiento del test se analiza en Sánchez de la Vega (1995) y Presno y López (2001). A su vez, Hecq y Urbain (1993), Montañés (1997) y Montañés y Olloqui (1999) estudian los efectos de una determinación errónea del punto de cambio, comprobando la existencia de un comportamiento deficiente del test bajo esta situación.

Por lo que se refiere a los contrastes de estacionariedad, en Presno (2001) se extiende este tipo de tests a series con rupturas, planteando cuatro posibilidades:

$$(\text{Modelo N}) \quad y_t = \mu_t + DU_t + \varepsilon_t \quad (10.a)$$

$$(\text{Modelo A}) \quad y_t = \mu_t + \beta t + \gamma DU_t + \varepsilon_t \quad (10.b)$$

$$(\text{Modelo B}) \quad y_t = \mu_t + \beta t + \delta DT_t + \varepsilon_t \quad (10.c)$$

$$(\text{Modelo C}) \quad y_t = \mu_t + \beta t + \gamma DU_t + \delta DT_t + \varepsilon_t \quad (10.d)$$

donde

$$\mu_t = \mu_{t-1} + u_t \quad (11)$$

El estadístico de contraste para estudiar la hipótesis de estacionariedad en torno a un nivel o una tendencia con cambio se corresponde con (4), obteniéndose los residuos a partir de la regresión de la serie sobre los componentes adaptados a cada caso de estudio⁷.

Los valores críticos asintóticos aparecen en Presno (2001), donde también se estiman superficies de respuesta que permiten la obtención de los valores críticos para diferentes tamaños de muestra y posiciones relativas del cambio en la muestra.

Al igual que en el caso de series no afectadas por rupturas, es posible realizar extensiones paramétricas o no paramétricas para permitir el tratamiento de procesos más generales. Si optamos por esta última alternativa, el estadístico de contraste coincide con (6), obteniéndose

⁷ Constante y variable escalón (para el estudio de estacionariedad en torno a un nivel con un cambio), constante, tendencia y la variable escalón (caso A), constante, tendencia y la variable ficticia DT_t (caso B), y por último, constante, tendencia y ambas variables ficticias cuando la serie se vea afectada por un cambio de tipo mixto (caso C).

los errores a partir de las regresiones anteriormente comentadas. Al test así derivado lo denominamos $KPSSM_i$, donde $i=\mu, \tau A, \tau B, \tau C$ según el modelo de estudio.

El comportamiento del test de estacionariedad modificado es analizado en profundidad en Presno (2001), considerando las siguientes situaciones:

- Especificación correcta. El tamaño no se ve afectado por la magnitud del cambio ni por la posición relativa del mismo en la muestra, mientras que la potencia se reduce ligeramente como consecuencia de la introducción de elementos deterministas⁸.
- Especificación incorrecta del modelo y determinación errónea del punto de ruptura.
 - ◆ Elección errónea del modelo. Mientras que la elección de un modelo con elementos redundantes sólo provoca ligeras reducciones en la potencia del contraste, la consideración de modelos demasiado restringidos origina importantes distorsiones en el tamaño del test que llevan a rechazar erróneamente el supuesto de estacionariedad.
 - ◆ La determinación errónea del momento de cambio provoca la divergencia del estadístico, mientras que en muestras finitas se observan en general distorsiones en el tamaño del test que dependen de factores como la magnitud y posición relativa del cambio en la muestra, el error en la determinación del mismo, o el modelo considerado⁹.

Para finalizar la exposición de estos contrastes modificados hemos de añadir que pese a que algunos autores, entre los que podemos citar a Christiano (1992) o Zivot y Andrews (1992), han criticado los procedimientos que parten de un conocimiento a priori del punto de ruptura debido a la correlación existente con las observaciones, Perron (1994, 1997) argumenta que se puede considerar que no existe tal correlación si el punto es seleccionado a priori y no modificado a posteriori, y está relacionado con hechos exógenos para los cuales la teoría económica sugiere los efectos que realmente tuvieron¹⁰. Ejemplos de estas situaciones son las guerras, crisis (como la Gran Depresión de 1929 o la crisis originada por el incremento de los precios del petróleo en 1973), cambios institucionales que afectan a una economía (como la creación del Sistema Monetario Europeo), o la integración de un país en una supraeconomía (como la Unión Europea).

⁸ En Presno y López (2001) se extiende el análisis a procesos con autocorrelación serial, comparando su funcionamiento con la propuesta de Perron (1990). Como resultado de este estudio se puede comprobar que el test de estacionariedad muestra un mejor comportamiento si la serie presenta componentes media móvil con coeficientes próximos a la unidad.

⁹ Así, en el modelo C, y a diferencia del resto de casos, se aprecia una dependencia del sentido del cambio, y para determinadas combinaciones de γ , δ y λ las distorsiones desaparecen o se reducen al aumentar el error en la determinación del punto de cambio.

¹⁰ Pese a que Perron (1994, 1997) continúa diciendo que se puede argumentar que sólo tras observar los datos es posible asegurar que esos hechos tuvieron los efectos que la teoría predice, por lo que en este sentido se podría considerar la existencia de una cierta correlación, ésta es difícil de medir, y en todo caso no es perfecta si no se realizan pruebas con distintos puntos ni se aplican contrastes para examinar cuál es el punto de cambio más probable. Este enfoque también es defendido por autores como Montañés (1997) o en Maddala y Kim (1998).

4. EVIDENCIA EMPÍRICA

En el epígrafe anterior expusimos los contrastes de raíz unitaria y de estacionariedad que permiten el estudio de series afectadas por rupturas, describiendo el funcionamiento de los mismos bajo distintas situaciones. Con el objetivo de completar este análisis con aplicaciones empíricas, en el presente apartado estudiamos el comportamiento de las técnicas propuestas sobre distintas series, comparando los resultados con los obtenidos mediante los contrastes que ignoran la presencia de cambios.

Nuestro estudio cubre una batería de series que incluye una variable clásica en los estudios de rupturas estructurales, como es la serie de volumen de caudal del río Nilo, las catorce series de la economía norteamericana analizadas por Nelson y Plosser (1982), y las series de importaciones y exportaciones españolas, afectadas por los cambios que supuso la integración en la Unión Europea.

Antes de pasar a comentar los resultados obtenidos, realizaremos algunas consideraciones sobre el procedimiento seguido para la aplicación de estos contrastes. Por lo que se refiere al test KPSS y a sus variantes modificadas, hemos de comentar que a lo largo de este trabajo hemos considerado valores de la amplitud de ventana espectral hasta $l=12$ con el objetivo de analizar su sensibilidad ante este factor. En este sentido, Kwiatkowski y otros (1992) recomiendan $l=8$ como compromiso entre las distorsiones en tamaño que serían de esperar con $l=4$ y la escasa potencia de $l=12$. A lo largo de este trabajo nos referiremos al contraste KPSS para el análisis de la hipótesis de estacionariedad en torno a un nivel y una tendencia constante como tests $KPSS_{\mu}$ y $KPSS_{\tau}$ respectivamente.

En el test de Perron consideramos el número de retardos k aconsejado por el criterio de significatividad de los coeficientes, que a su vez fue reforzado por el estudio del correlograma de los residuos. Salvo en aquellas situaciones en las que la naturaleza de las series y sus cambios no revelaba duda alguna sobre el carácter gradual o instantáneo de éstos, se analizaron tanto las versiones *innovacionales* como las *aditivas* de los contrastes.

Finalmente hemos de añadir que, en lo que se refiere a la elección de la especificación más adecuada del modelo, se siguió la recomendación de Perron (1994) de comprobar la robustez de los resultados amparándonos en diferentes selecciones paramétricas.

4.1. Volumen del Caudal del Río Nilo

La serie de *Volumen del Caudal del Río Nilo* es una de las variables clásicas que analizan Koopman y otros (1995) como ejemplo de variable afectada por cambios estructurales. Esta serie, que denominaremos *Nilo*, recoge las observaciones anuales del volumen del caudal del río Nilo (metros cúbicos $\times 10^8$) en el período que abarca desde 1871 hasta 1970. El interés que suscita esta variable, inicialmente estudiada por Cobb (1978) y Balke (1993), radica en que se

vio afectada por una ruptura estructural motivada por la construcción de la primera presa de Asuán en 1899.

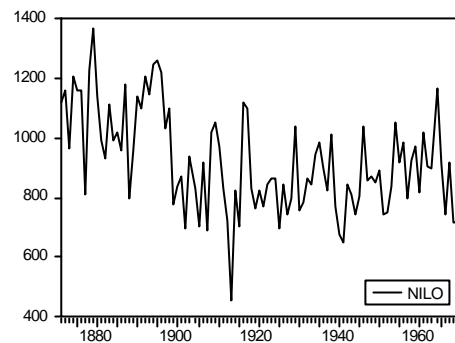


Figura 2. Volumen del caudal del río Nilo (10^8 m^3)

Como hemos indicado anteriormente, comenzamos el estudio de esta serie sin considerar la ruptura existente en la misma, para lo que optamos por aplicar el test de estacionariedad $KPSS_{\mu}$ junto con el contraste ADF.

Los resultados relativos al test $KPSS_{\mu}$ aparecen en la tabla 1 del Anexo, y permiten rechazar la hipótesis de estacionariedad al 5% para los distintos valores de l . Conclusiones diametralmente distintas se derivan del test ADF, para el que, considerando constante y un único retardo en su formulación, obtenemos un resultado de -4.05 que lleva al rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria al nivel del 1%. A la vista de estos resultados contradictorios, y teniendo presente la clasificación establecida en la figura 1, podríamos concluir que el PGD asociado a esta serie es más complejo que el subyacente en los contrastes aplicados.

Dada esta circunstancia se procedió a la aplicación de los contrastes modificados (tablas 1 y 2 del Anexo) considerando una ruptura exógena en 1899, año en el que tuvo lugar la construcción de la primera presa de Asuán. Así, el test $KPSSM_{\mu}$ permite no rechazar la hipótesis de estacionariedad al 10%. Por otro lado, y dado que se supone que la construcción de la presa provocó un cambio brusco e instantáneo en la serie anual de volumen del caudal del río Nilo, se propone el modelo *outlier aditivo* (OA) del test de Perron (1990) en su aproximación paramétrica, que conduce al rechazo de la hipótesis de raíz unitaria al 1%.

Se comprueba por lo tanto que las conclusiones derivadas de los tests de estacionariedad y raíz unitaria coinciden cuando se incluye la ruptura, y permiten deducir que las fluctuaciones de esta serie son estacionarias en torno a un nivel que cambia como consecuencia de la ruptura que supone la construcción de la presa de Asuán, acontecimiento que constituye un cambio permanente en la serie.

4.2. Series de Nelson y Plosser

Nelson y Plosser (1982) analizan catorce series históricas de la economía norteamericana que incluyen variables relacionadas con producción, gasto, precios, tipo de interés y magnitudes

monetarias. Estas series se analizan en logaritmos, excepto en el caso del tipo de interés, que se estudia en niveles. Los datos son anuales y el recorrido muestral¹¹ varía entre las distintas series, comenzando entre 1860 y 1909, y finalizando en todos los casos en 1970. La figura 3 recoge la representación de los datos transformados, mientras que la descripción de las distintas series aparece en la tabla 1.

Nelson y Plosser (1982), aplicando el test ADF, concluyen que todas las variables, excepto la tasa de paro, son estacionarias tras diferenciación. Desde este trabajo las series de Nelson y Plosser han constituido un banco de pruebas para distintos contrastes de raíces unitarias.

Así, Perron (1988) aplica el test semiparamétrico de Phillips y Perron (1988), obteniendo resultados que confirman básicamente las conclusiones de Nelson y Plosser; posteriormente DeJong y otros (1992) sugieren que el no rechazo de la hipótesis de raíz unitaria en estos contrastes puede ser debido a la baja potencia de los mismos para las representaciones de los datos de Nelson y Plosser. Por otro lado, Kwiatkowski y otros (1992), aplicando el test de estacionariedad, no rechazan esta hipótesis en muchas de las series¹².

Partiendo de un escenario que incorpora rupturas de modo exógeno en 1929, año de la Gran Depresión norteamericana, Perron (1989) concluye que la hipótesis de estacionariedad se ve favorecida frente a una representación con raíz unitaria¹³. La consideración endógena de la ruptura por parte de Christiano (1992) y Zivot y Andrews (1992) ofrece resultados distintos a Perron (1989), detectando un menor apoyo a la hipótesis alternativa de estacionariedad¹⁴.

Otros trabajos que analizan estas series se deben a Lumsdaine y Papell (1997), quienes incorporan dos rupturas endógenas, obteniendo unas conclusiones sobre la presencia de raíces unitarias que podemos calificar de intermedias entre las derivadas de Zivot y Andrews (1992) y Perron (1989). Por su parte Simkins (1994) introduce múltiples rupturas bajo la hipótesis alternativa motivadas por los ciclos económicos, concluyendo que existe una mayor probabilidad de rechazo de la hipótesis de raíz unitaria en las variables expresadas en términos reales que en las nominales.

¹¹ Si bien Schotman y van Dijk (1991) proceden a la extensión de las series hasta 1988, con el objetivo de facilitar la comparación de los resultados con los ofrecidos por Perron (1989), en este trabajo no se considerarán las series extendidas.

¹² Estas variables también fueron objeto de estudio desde una perspectiva de raíces fraccionales, como en el trabajo de Gil-Alana y Robinson (1997), mediante técnicas bayesianas (DeJong y Whiteman (1991), Phillips (1991), Zivot y Phillips (1994) y Phillips y Ploberger (1994)), o mediante el estudio de raíces aleatorias (Leybourne y otros (1996)).

¹³ Perron (1989) no analiza la tasa de paro puesto que en general se considera que es estacionaria. Como contrapartida añade a su estudio la serie cuatrimestral del PNB real norteamericano en los años posteriores a la II Guerra Mundial, introduciendo como ruptura la crisis del petróleo de 1973.

¹⁴ Más recientemente Perron (1997) analiza nuevamente estas series desde una perspectiva endógena confirmando la mayor parte de los rechazos de Perron (1989). Este autor observa la existencia de un intercambio entre potencia y cantidad de información a priori sobre la elección del punto de cambio, atestiguando que la ausencia de dicha información conlleva una reducción de potencia.

En virtud del interés que han desatado estas series en las aplicaciones empíricas, y puesto que la gran proliferación de estudios sobre las mismas facilita la comparación de resultados, optamos por aplicar los contrastes de estacionariedad modificados a estas variables. En nuestro estudio hemos considerado la formulación propuesta por Perron (1989), esto es, una especificación con tendencia y cambio sólo en nivel (modelo A) para todas las variables excepto para el precio de las acciones ordinarias y el salario real, que incluyen también cambio en su tasa de crecimiento (modelo C). Los resultados se recogen en la tabla 1 del Anexo.

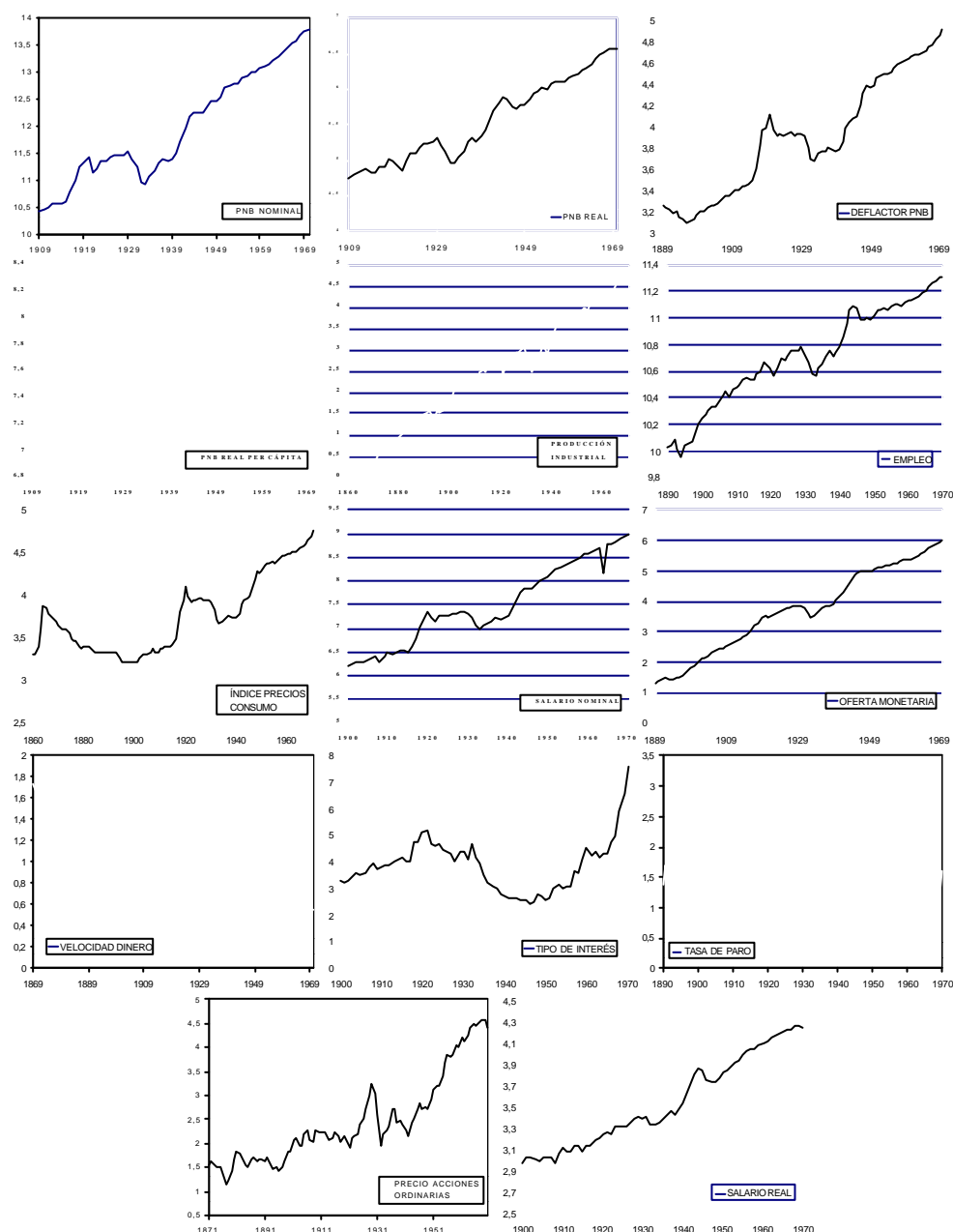


Figura 3. Series de Nelson y Plosser

Al igual que Kwiatkowski y otros (1992) constatamos que los resultados son sensibles a la elección de la amplitud de la ventana espectral, disminuyendo en general el valor del

estadístico al aumentar l debido al incremento que sufre s_{Tl}^2 como reflejo de las elevadas y persistentes autocorrelaciones positivas existentes en las series. No obstante, el estadístico se estabiliza para valores de l en torno a 8, recomendado por Kwiatkowski y otros (1992) como valor intermedio para evitar distorsiones y pérdidas de potencia.

Los resultados permiten no rechazar la hipótesis de estacionariedad al 10% para todas las series excepto para el índice de precios de consumo, velocidad del dinero, tipo de interés y salario real. Dentro de éstas, los resultados más contundentes se observan para las variables índice de precios de consumo y velocidad, en las que el rechazo de la hipótesis de estacionariedad se produce al 1%, mientras que en las dos series restantes se rechaza sólo al 10%.

La comparación de los resultados obtenidos en nuestro análisis con los derivados de sus “congéneres” más próximos, esto es, el test KPSS y el de Perron (1989), nos permite apreciar diferencias en sus comportamientos. Así, si la comparación se realiza con el contraste KPSS observamos que al incluir la ruptura en la especificación se produce un más claro no rechazo de la hipótesis de estacionariedad¹⁵. En este sentido hemos de recordar que el efecto sobre el contraste KPSS de ignorar el cambio en nivel presente en las series es una gran elevación del porcentaje de rechazos sea o no cierta la hipótesis nula. Por lo que se refiere a aquellas variables afectadas por un cambio simultáneo en la tasa de crecimiento y en el nivel, en Presno (2001) se comprobó que resulta posible el rechazo de la hipótesis de estacionariedad si la ruptura se aproxima a los extremos, circunstancia ésta que no se da en ninguna de las series analizadas bajo el modelo C, por lo que es de esperar la existencia de importantes distorsiones en el tamaño del test KPSS. Si bien esto explicaría el mayor porcentaje de rechazos presente en el trabajo de Kwiatkowski y otros (1992), también conviene recordar que la aplicación del test modificado a series sin cambio conlleva una ligera reducción de potencia, y por lo tanto que dicho test favorece en cierta medida el no rechazo de la estacionariedad de la serie.

Si la comparación se traslada al contraste de Perron¹⁶ (1989), podemos afirmar que las conclusiones derivadas de este test y del modificado coinciden plenamente en la no estacionariedad de las variables velocidad del dinero e índice de precios de consumo. Los resultados que pueden infundir más dudas son los referentes a las variables salario real y tipo de

¹⁵ Kwiatkowski y otros (1992) rechazan la hipótesis de estacionariedad al 5% para las series de producción industrial, índice de precios de consumo, salario real, velocidad del dinero y precio de las acciones; y al 10% para PNB real y nominal y tipo de interés.

¹⁶ Este test no rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 10% para el índice de precios de consumo, tipo de interés y velocidad del dinero, rechazando este supuesto para el resto de las 8 series examinadas bajo el modelo A. Por lo que se refiere a las variables estudiadas bajo el modelo C, las conclusiones de Perron llevan al rechazo al 2.5% en la serie de precios de las acciones y al 5% en los salarios reales.

interés, mientras que en el resto de las series ambos contrastes parecen coincidir al asumir su estacionariedad¹⁷.

El análisis más exhaustivo de las series que pueden resultar problemáticas nos permite observar que la variable salario real no ofrece resultados concluyentes puesto que el test de Perron (1989) conduce a rechazar¹⁸ el supuesto de raíz unitaria al 5% mientras que el test $KPSSM_{\tau_C}$ rechaza la hipótesis de estacionariedad al 10% cuando $l=8$, e incluso a niveles inferiores para valores mayores de l . Por lo tanto, si consideramos el habitual nivel del 5% y $l=8$, la serie se podría calificar de estacionaria. Sin embargo, si atendemos a la recomendación de Burke (1994) de analizar el nivel del 10%, nos situaríamos en el caso IV de la clasificación establecida por Cheung y Chinn (1996), que estos autores atribuyen a la existencia de un PGD más complejo que el considerado.

Un nuevo vuelco en las conclusiones se produce al considerar distintos niveles de significación en la serie de tipo de interés, para la cual el test de Perron (1989) no rechaza la hipótesis de raíz unitaria al 10%, mientras que el contraste de estacionariedad modificado rechaza este supuesto al mismo nivel cuando $l=8$, con lo que se concluiría que la serie no es estacionaria. No obstante, si nuevamente consideramos el nivel del 5% y $l=8$, ambos tests no rechazan sus respectivas hipótesis, hecho que puede ser debido a la baja potencia de los contrastes como consecuencia de una información insuficiente para discriminar entre ambas hipótesis. En este sentido, cabe comentar que en Presno (2001) se concluye que el test $KPSSM_{\tau_A}$ presenta menor potencia para rupturas próximas al centro del periodo muestral, como sucede en este caso, y tampoco podemos olvidar que el contraste de estacionariedad no rechazará esta hipótesis a menos que exista una fuerte evidencia en contra.

La conclusión final que se puede extraer de este análisis es que los resultados derivados del test de Perron (1989) y del test de estacionariedad modificado guardan una clara similitud, si bien cada uno de ellos tiende a favorecer el supuesto establecido bajo su hipótesis nula, y las conclusiones en algunas series dependen del nivel de significación considerado.

4.3. Exportaciones e importaciones españolas

La consecución del objetivo del mercado único de la Comunidad Europea tiene su principal fundamento en el Tratado de Roma, recibiendo el impulso más importante con la entrada en vigor en julio de 1987 del Acta Única Europea, que establece el 31 de diciembre de 1992 como fecha límite para adoptar las acciones conducentes a alcanzar esta meta. Para que los

¹⁷ En la serie de precios de las acciones habría que tomar como referencia niveles superiores al 2.5%. Pese al acuerdo en la no estacionariedad de la variable índice de precios al consumo, conclusión que es compartida por otros estudios, como los llevados a cabo por DeJong y Whiteman (1991), Zivot y Andrews (1992) o Simkins (1994), Lumsdaine y Papell (1997) rechazan la hipótesis de raíz unitaria en esta serie al incluir dos rupturas, y Bierens (1997), estudiando la serie extendida por Schotman y van Dijk (1991), concluye que se asemeja más a una variable estacionaria en torno a una tendencia no lineal que a un proceso $I(1)$ con deriva.

¹⁸ Conviene tener presente la tendencia antes mencionada a rechazar la hipótesis de raíz unitaria en las

efectos positivos de la liberalización de intercambios operasen sin limitaciones no sólo fue necesario formar una unión aduanera, sino que también se hizo preciso suprimir los obstáculos de naturaleza no arancelaria, como las fronteras físicas, técnicas y fiscales.

Desde la adhesión de nuestro país a la Comunidad Europea el 1 de enero de 1986, se vio sumido en el doble compromiso de cumplir los requisitos fijados en el acta de adhesión y se comprometía con el resto de países miembros en la consecución del mercado único para los países miembros con el horizonte temporal del 1 de enero de 1993.

Pese a que la tarea de desarme arancelario y el desmantelamiento de las distintas barreras existentes se llevó en buena medida a término en enero de 1993, esta fecha fue el inicio más que el fin del proceso. Así, por ejemplo, entre el 1 de enero de 1993 y el 31 de diciembre de 1996 se abre una nueva etapa en la que se inicia el régimen transitorio del IVA. En el plano del comercio exterior de la Unión Europea, los países comunitarios habían mantenido individualmente, hasta el 1 de enero de 1993, ciertas restricciones de carácter no arancelario frente a determinadas importaciones procedentes de terceros países, pero en ese año se derogaron o reemplazaron por restricciones comunitarias con el establecimiento del Mercado Único, reforzándose con éste el carácter común de la política comercial.

Los argumentos anteriormente expuestos nos animan a estudiar las series mensuales de exportaciones e importaciones españolas (en millones de pesetas) en el periodo que se inicia en enero de 1987 y finaliza en diciembre de 1999. A partir de la información elaborada por la Dirección General de Aduanas (Ministerio de Hacienda) analizamos ambas magnitudes a pesetas constantes de 1995 utilizando como deflatores los respectivos índices de precios de exportaciones e importaciones.

La serie se estudia en logaritmos, optándose por no realizar ajustes de estacionalidad dadas las distorsiones que los filtros habituales pueden provocar sobre los contrastes¹⁹.

series en términos reales, a diferencia de las variables nominales.

¹⁹ Los efectos de los ajustes de estacionalidad sobre los contrastes de raíz unitaria fueron analizados por Jaeger y Kunst (1990), Ghysels (1990), Franses (1991) y Ghysels y Perron (1993), concluyendo que el prefiltrado mediante procesos media móvil disminuye la potencia de estos contrastes. Este resultado se puede extender a los tests de raíz unitaria que incorporan la posibilidad de rupturas (Ghysels y Perron (1996)) y a aquéllos que incluyen variables ficticias (Olekals (1994)). Por otro lado, Olekals (1996) constata la existencia de distorsiones en el tamaño empírico del test KPSS cuando se aplican filtros estacionales, si bien la potencia se muestra más insensible.

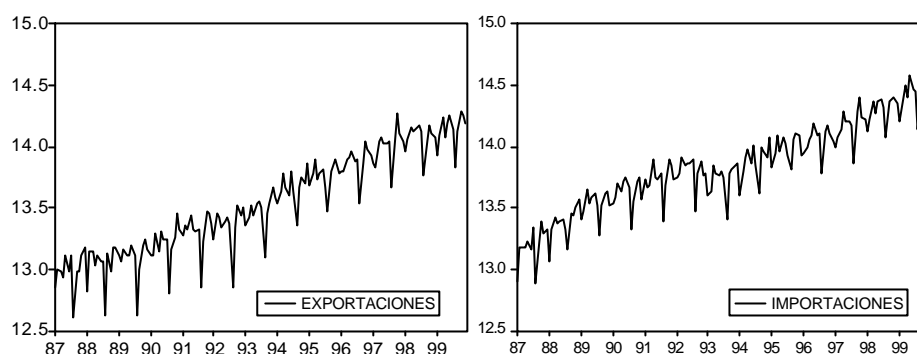


Figura 4. Exportaciones e importaciones españolas (millones de pts.; serie en logaritmos)

Por lo que se refiere a la variable exportaciones, el test $KPSS_{\tau}$ rechaza la hipótesis de estacionariedad al nivel del 5% para todos los valores de l , pero no así al 1%. Por su parte, el test ADF, con un valor del estadístico de -2.768 (considerando 14 retardos) conduce al no rechazo de la hipótesis de raíz unitaria, con lo cual, la conjunción de ambos contrastes aporta argumentos para rechazar la estacionariedad de la serie. Conclusiones similares en este sentido se pueden extraer de la serie de importaciones, en la cual el contraste $KPSS_{\tau}$ rechaza al 5% la hipótesis de estacionariedad en torno a una tendencia fija, mientras que el test ADF no rechaza el supuesto de raíz unitaria con un valor del estadístico de -2.353 . Como veremos seguidamente, estas conclusiones se ven respaldadas para la serie de exportaciones al incorporar en el análisis un cambio exógeno en enero de 1993, año en el que se inicia el Mercado Único y tienen lugar los acontecimientos previamente señalados.

En el caso de las exportaciones, la serie se podría ajustar al modelo B con un cambio tan sólo en la tasa de crecimiento. No obstante, para comprobar la robustez de los resultados se incorporó también un cambio en nivel, ya que la consideración del modelo más general sólo comporta una reducción de potencia y evita las graves distorsiones en tamaño que serían de esperar de elegir un modelo demasiado restringido. Ambos contrastes, pese a ofrecer unos valores de los estadísticos inferiores a los observados para el test que no incorpora la ruptura, conducen en general al rechazo de la hipótesis de estacionariedad al 5%, aunque no al 1% (tabla 1). Por su parte, el test de Perron (1989) confirma el no rechazo del supuesto de raíz unitaria al 10% (tabla 2), con lo que todos los argumentos parecen coincidir en la no estacionariedad de la serie.

Pese a la fuerte evidencia a favor de la presencia de una raíz unitaria en esta serie, podemos hacernos algunas reflexiones en torno a estos resultados. Una de ellas se puede referir a la posibilidad de que el cambio que hemos supuesto en 1993 no se produjese realmente, en cuyo caso no sería preciso el análisis de los contrastes modificados. No obstante, esta circunstancia provocaría tan sólo un menoscabo de la potencia del test de estacionariedad, favoreciendo por lo tanto la hipótesis de estacionariedad -que aquí se rechaza-, y por otro lado evitaría las distorsiones en tamaño que surgirían de estar presente la ruptura.

Un último riesgo se deriva de la posibilidad de que los acontecimientos acaecidos en los últimos años hayan provocado otras rupturas en la serie, cuya omisión favorecería el supuesto de no estacionariedad. En este sentido, podríamos reflexionar sobre la posibilidad de que las sucesivas devaluaciones de la peseta en los años 1992, 1993 y 1994 hayan afectado a la serie.

Resultados menos concluyentes se obtienen al incorporar la ruptura en el estudio de la variable importaciones. Pese a que las características de la serie parecen indicar la conveniencia de considerar un modelo que incorpore un cambio en su nivel, pero no en su tasa de crecimiento, se realiza también el estudio para cambios de tipo mixto.

Por lo que se refiere a los tests de estacionariedad, el contraste $KPSSM_{\tau_A}$ lleva a no rechazar este supuesto al 10%, mientras que la inclusión en la especificación de un cambio en la tasa de crecimiento conduce a rechazar esta hipótesis al 5% (tabla 1).

Teniendo en cuenta que la primera de las propuestas parece más adecuada para esta serie, se podría defender su estacionariedad a tenor del contraste modificado. Por su parte, el test de Perron (1989) sólo permite el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria cuando el cambio es gradual y afecta al nivel de la serie, aspectos ambos plausibles dadas sus características. Así pues, podemos concluir que el supuesto inicial de no estacionariedad se ve seriamente debilitado al incluir la ruptura, especialmente si tenemos presente la posibilidad de que la serie se viera afectada por más rupturas.

5. CONCLUSIONES

La existencia de importantes distorsiones en el tamaño de los contrastes de estacionariedad cuando la serie analizada presenta una ruptura nos permite concluir que es precisa su incorporación en este tipo de contrastes, al igual que en los tests de raíz unitaria para evitar pérdidas de potencia. Esta circunstancia se comprobó en investigaciones realizadas anteriormente tanto mediante estudios asintóticos como a través de procedimientos de Monte Carlo.

En este trabajo se aborda este problema desde el análisis de diecisiete series reales, aplicando tanto contrastes de estacionariedad como de raíz unitaria como medio de confirmación de los resultados. A partir de este estudio conjunto se comprueba que la mayor parte de las variables (en concreto diez) se clasificarían como integradas si se obvia la existencia de cambios en las mismas, mientras que sólo una presentaría fluctuaciones estacionarias, ofreciendo seis de ellas resultados contradictorios atribuibles a la deficiente potencia de los contrastes o la existencia de PGD más complejos que los considerados. Esta visión se ve claramente alterada cuando se aplican los tests que incorporan rupturas, pudiendo comprobar que, la mayor parte de las series (doce de ellas) presentan fluctuaciones estacionarias en torno a un nivel o tendencia con un cambio, mientras que en sólo cuatro de las variables se rechaza la estacionariedad del proceso, ofreciendo resultados contradictorios en un único caso.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amano, R.A. y van Norden, S. (1992): "Unit-Root Tests and the Burden of Proof", International Department, *Bank of Canada*.
- Andrews, D.W.K. (1991): "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation", *Econometrica*, 59, pp. 817-858.
- Andrews, D.W.K. y Monahan, J.C. (1992): "An Improved Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation", *Econometrica*, 60, pp. 953-966.
- Balke, N.S. (1993): "Detecting Level Shifts in Time Series", *Journal of Business and Economics Statistics*, 11 (1), pp. 81-92.
- 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 (3), pp. 271-287.
- Bierens, H.J. (1997): "Testing the Unit Root with Drift Hypothesis Against Nonlinear Trend Stationarity, with an Application to the US Price Level and Interest Rate", *Journal of Econometrics*, 81, pp. 29-64.
- Burke, S.P. (1994): "Confirmatory Data Analysis: The Joint Application of Stationarity and Unit Root Tests", *Discussion Paper n° 20*, University of Reading, UK.
- Carrión, J.L., Sansó, A. y Artís, M. (1999): "Response Surfaces Estimates for the Dickey-Fuller Unit Root Test With Structural Breaks", *Economics Letters*, 63, pp. 279-283.
- Charemza, W.W. y Syczewska, E.M. (1998): "Joint Application of the Dickey-Fuller and KPSS Tests", *Economics Letters*, 61, pp. 17-21.
- Cheung, Y.W. y Chinn, M.D. (1996): "Deterministic, Stochastic, and Segmented Trends in Aggregate Output: a Cross-Country Analysis", *Oxford Economic Papers*, 48, pp. 134-162.
- Cheung Y-W. y Lai, K.S. (1995): "Lag Order and Critical values of the Augmented Dickey-Fuller Test", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13 (3), pp. 277-280.
- Christiano, J.L. (1992): "Searching for a Break in GNP". *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 (3), pp. 237-250.
- Cobb, G.W. (1978): "The Problem of the Nile: Conditional Solution to a Change-Point Problem", *Biometrika*, 65, pp. 243-251.
- DeJong, D.N. y Whiteman, C.H. (1991): "Reconsidering Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 28, pp. 221-254.
- DeJong, D.N., Nankervis, J.C., Savin, N.E. y Whiteman, C.H. (1992): "The Power Problems of Unit Root Tests for Time Series with Autoregressive Errors", *Journal of Econometrics*, 53, pp. 323-343.
- Franses, P.H. (1991): "Moving Average Filters and Unit Roots", *Economics Letters*, 37, pp. 399-403.
- Fuller, W.A. (1976): *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York.
- Ghysels, E y Perron, P. (1993): "The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 55, pp. 57-98.
- Ghysels, E. (1990): "Unit Root Tests and the Statistical Pitfalls of Seasonal Adjustment: the Case of US Postwar Gross National Product", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, pp. 145-152.
- Ghysels, E. y Perron, P. (1996): "The Effect of Linear Filters on Dynamic Time Series with Structural Change", *Journal of Econometrics*, 70, pp. 69-97.
- Gil-Alana, L.A. y Robinson, P.M. (1997): "Testing of Unit Root and Other Non-stationary Hypotheses in Macroeconomic Time Series", *Journal of Econometrics*, 80, pp. 241-268.
- Hecq, A. y Urbain, J.P. (1993): "Misspecification Tests, Unit Roots and Level Shifts", *Economics Letters*, 43, pp. 129-135.
- Henricsson, R. y Lundbäck, E. (1995): "Testing the Presence and the Absence of PPP: Results for Fixed and Flexible Regimes", *Applied Economics*, 27, pp. 635-641.
- Hobijn, B., Franses, P.H. y Ooms, M. (1998): "Generalizations of the KPSS-test for Stationarity", *Econometric Institute Report n° 9802/A*, Erasmus University Rotterdam.
- Jaeger, A. y Kunst, R. M. (1990): "Seasonal Adjustment and Measuring Persistence in Output", *Journal of Applied Econometrics*, 5, pp. 47-58.
- Koopman, S.J., Harvey, A.C. , Doornik, J.A. y Shepard, N. (1995): *Stamp 5.0. Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor, Tutorial Guide*. Chapman and Hall, London.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., y Shin, Y. (1992): "Testing the Null Hypothesis of Stationarity 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.
- Lee, D. y Schmidt, P. (1996): "On the Power of The KPSS test of Stationarity Against Fractionally-integrated Alternatives", *Journal of Econometrics*, 73, pp. 285-302.
- Lee, J. (1996): "On the Power of Stationarity Tests Using Optimal Bandwidth Estimates", *Economics Letters*, 51, pp. 131-137.

- Lee, J., Huang, C.J. y Shin, Y. (1997): "On Stationarity Tests in the Presence of Structural Breaks", *Economics Letters*, 55, pp. 165-172.
- Leybourne, S.J. y McCabe, B.P.M. (1994): "A Consistent Test for a Unit Root", *Journal of Business and Economics Statistics*, 12, pp. 157-166.
- Leybourne, S.J., McCabe, B.P.M. y Tremayne, A.R. (1996): "Can Time Series be Differenced to Stationarity?", *Journal of Business and Economics Statistics*, 14, pp. 435-446.
- Lumsdaine, R.L. y Papell, D.H. (1997): "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79, pp. 212-218.
- MacKinnon, J. G. (1991): "Critical Values for Cointegration Tests", en *Long-Run Economic Relationships*, R.F. Engle y C.W.J. Granger (eds.), pp. 267-276, Oxford University Press, Oxford.
- MacNeill I.B. (1978): "Properties of Sequences of Partial Sums of Polynomial Regression Residuals With Applications to Test for Change of Regression at Unknown Times", *The Annals of Statistics*, 6 (2), pp. 422-433.
- Maddala, G.S. y Kim, I. (1998): *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Montañés, A. (1997): "Level Shifts, Unit Roots and Misspecification of the Breaking Data", *Economics Letters*, 54, pp. 7-13.
- Montañés, A. y Olloqui, I. (1999): "Misspecification of the Breaking Date in Segmented Trend Variables: Effect on the Unit Root Tests", *Economics Letters*, 65, pp. 301-307.
- Montañés, A. y Reyes, M. (1998): "Effect of a Shift in the Trend Function on Dickey-Fuller Unit Root Tests", *Econometric Theory*, 14, pp. 355-363.
- Nabeya, S. y Tanaka, K. (1988): "Asymptotic Theory of a Test for the Constancy of Regression Coefficients against the Random Walk Alternative", *The Annals of Statistics*, 16 (1), pp. 218-235.
- Nelson, R. y Plosser, I. (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 10, pp. 139-162.
- Newey, W.K. y West, K.D. (1994): "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *Review of Economic Studies*, 61, pp. 631-653.
- Olekalns, N. (1994): "Testing for Unit Roots in Seasonally Adjusted Data", *Economics Letters*, 45, pp. 273-279.
- Olekalns, N. (1996): "Does Seasonal Adjustment Distort Tests of Stationarity? Some Small-sample Evidence", *Applied Financial Economics*, 6, pp. 531-534.
- Perron, P. (1988): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 297-332.
- Perron, P. (1989): "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.
- Perron, P. (1990): "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8 (2), pp. 153-162.
- Perron, P. (1994): "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series", en *Cointegration for the Applied Economist*, B. Bhaskara Rao (ed.), pp. 113-146, The MacMillan Press Ltd, Great Britain.
- Perron, P. (1997): "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80, pp. 355-385.
- Perron, P. y Vogelsang, T.J. (1993): "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis: Erratum", *Econometrica*, 61, pp. 248-249.
- Phillips, P.C.B. (1987): "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica*, 55 (2), pp. 277-301.
- Phillips, P.C.B. (1991): "To Criticize the Critics: An Objective Bayesian Analysis of Stochastic Trends", *Journal of Applied Econometrics*, 6, pp. 333-364.
- Phillips, P.C.B. y Perron, P. (1988): "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Phillips, P.C.B. y Ploberger, W. (1994): "Posterior Odds Testing for a Unit Root with Data-Based Model Selection", *Econometric Theory*, 10, pp. 774-808.
- Presno, M.J. (2001): *Análisis de Estacionariedad y Ruptura Estructural. Un Estudio Asintótico y de Simulación*. Tesis Doctoral. Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Oviedo.
- Presno, M.J. y López, A.J. (2001): "Estacionariedad en torno a un Nivel con Ruptura. Un estudio de simulación", *Estudios de Economía Aplicada*, próxima publicación.
- Sánchez de la Vega, M.M. (1995): "Potencia de los Contrastes de Raíz Unitaria en Series AR(1) con Cambio Estructural", *Revista de Economía Aplicada*, III, 7, pp. 63-95.
- Schlitzer, G. (1996): "Testing the Null of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: an Application to the Italian Post-War Economy", *Applied Economics*, 28, pp. 327-331.

- Schotman, P.C. y van Dijk, H.K. (1991): "On Bayesian Routes to Unit Roots", *Journal of Applied Econometrics*, 6, pp. 387-401.
- Schwert, G. W. (1989): "Tests for Unit Roots: a Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 147-159.
- Sephton, P.S. (1995): "Response Surface Estimates of the KPSS Stationarity Test". *Economics Letters*, 47, pp. 255-261.
- Simkins, S.C. (1994): "Business Cycles, Trends, and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Southern Economic Journal*, 60(4), pp. 977-988.
- Vogelsang, T.J. y Perron, P. (1998): "Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time", *International Economic Review*, 39, pp. 1073-1100.
- Zivot, E. y Andrews, D.W. (1992): "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp. 251-270.
- Zivot, E. y Phillips, P.C.B. (1994): "A Bayesian Analysis of Trend Determination in Economic Time Series", *Econometric Reviews*, 13, pp. 291-336.

ANEXO

SERIE	TEST	PERIODO	T	λ	Amplitudes de ventana espectral													Valores críticos		
					$l=0$	$l=1$	$l=2$	$l=3$	$l=4$	$l=5$	$l=6$	$l=7$	$l=8$	$l=9$	$l=10$	$l=11$	$l=12$	1%	5%	10%
Nilo	KPSS _{μ}	1871-1970	100	--	2.526	1.686	1.315	1.100	0.965	0.869	0.795	0.735	0.681	0.640	0.606	0.581	0.552	0.734	0.466	0.349
Nilo	KPSSM _{μ}	1871-1970	100	0.290	0.089	0.076	0.074	0.074	0.078	0.084	0.090	0.097	0.099	0.103	0.111	0.124	0.126	0.381	0.246	0.193
PNB nominal	KPSSM _{τ_A}	1909-1970	62	0.33	0.243	0.145	0.115	0.102	0.094	0.088	0.083	0.080	0.077	0.077	0.077	0.077	0.077	0.148	0.108	0.091
PNB real	KPSSM _{τ_A}	1909-1970	62	0.33	0.322	0.182	0.138	0.118	0.107	0.101	0.096	0.093	0.091	0.091	0.092	0.094	0.095	0.148	0.108	0.091
Deflactor PNB	KPSSM _{τ_A}	1889-1970	82	0.49	0.443	0.243	0.176	0.143	0.124	0.113	0.105	0.100	0.097	0.096	0.095	0.094	0.095	0.204	0.136	0.108
PNB real per capita	KPSSM _{τ_A}	1909-1970	62	0.33	0.363	0.200	0.149	0.124	0.110	0.101	0.095	0.091	0.088	0.087	0.087	0.087	0.088	0.148	0.108	0.091
Producción industrial	KPSSM _{τ_A}	1860-1970	111	0.63	0.288	0.168	0.128	0.108	0.096	0.089	0.084	0.079	0.076	0.074	0.073	0.071	0.070	0.164	0.116	0.095
Empleo	KPSSM _{τ_A}	1890-1970	81	0.49	0.497	0.273	0.200	0.164	0.143	0.129	0.120	0.113	0.108	0.106	0.104	0.104	0.104	0.204	0.136	0.108
Indice Precios Consumo	KPSSM _{τ_A}	1860-1970	111	0.63	1.352	0.690	0.471	0.363	0.299	0.257	0.227	0.206	0.189	0.177	0.167	0.159	0.153	0.164	0.116	0.095
Salario nominal	KPSSM _{τ_A}	1900-1970	71	0.41	0.194	0.121	0.094	0.080	0.073	0.068	0.066	0.064	0.064	0.065	0.067	0.069	0.072	0.182	0.125	0.101
Oferta monetaria	KPSSM _{τ_A}	1889-1970	82	0.49	0.436	0.233	0.166	0.134	0.115	0.103	0.095	0.090	0.087	0.086	0.086	0.087	0.089	0.204	0.136	0.108
Velocidad del dinero	KPSSM _{τ_A}	1869-1970	102	0.59	1.608	0.845	0.588	0.460	0.383	0.331	0.293	0.265	0.243	0.226	0.212	0.201	0.191	0.205	0.125	0.101
Tipo de interés	KPSSM _{τ_A}	1900-1970	71	0.41	0.455	0.257	0.188	0.156	0.137	0.125	0.116	0.110	0.106	0.102	0.099	0.096	0.094	0.182	0.125	0.101
Tasa de paro	KPSSM _{τ_A}	1890-1970	81	0.49	0.178	0.107	0.085	0.075	0.069	0.066	0.064	0.063	0.063	0.064	0.065	0.067	0.069	0.204	0.136	0.108
Precio acciones ordinarias	KPSSM _{τ_C}	1871-1970	100	0.59	0.191	0.106	0.079	0.066	0.058	0.054	0.051	0.048	0.047	0.046	0.046	0.046	0.047	0.092	0.068	0.057
Salario real	KPSSM _{τ_C}	1900-1970	71	0.41	0.140	0.080	0.062	0.054	0.052	0.051	0.053	0.056	0.061	0.067	0.074	0.083	0.092	0.092	0.068	0.058
Exportaciones	KPSS _{τ}	1987:01-1999:12	156	--	0.174	0.152	0.158	0.170	0.178	0.179	0.177	0.172	0.169	0.171	0.178	0.180	0.162	0.216	0.148	0.120
Exportaciones	KPSSM _{τ_B}	1987:01-1999:12	156	0.468	0.080	0.072	0.077	0.086	0.093	0.097	0.099	0.099	0.100	0.106	0.116	0.122	0.108	0.118	0.084	0.070
Exportaciones	KPSSM _{τ_C}	1987:01-1999:12	156	0.468	0.039	0.035	0.038	0.044	0.050	0.053	0.055	0.056	0.058	0.063	0.073	0.081	0.070	0.084	0.063	0.054
Importaciones	KPSS _{τ}	1987:01-1999:12	156	--	0.326	0.269	0.258	0.250	0.242	0.222	0.198	0.178	0.163	0.154	0.149	0.144	0.138	0.216	0.148	0.120
Importaciones	KPSSM _{τ_A}	1987:01-1999:12	156	0.468	0.079	0.073	0.081	0.091	0.104	0.108	0.103	0.096	0.092	0.093	0.099	0.103	0.093	0.204	0.135	0.106
Importaciones	KPSSM _{τ_C}	1987:01-1999:12	156	0.468	0.061	0.057	0.063	0.071	0.082	0.085	0.081	0.076	0.073	0.074	0.080	0.083	0.075	0.204	0.135	0.054

Nota: Los valores críticos se obtuvieron a partir de la superficie de respuesta de Sephton (1995) para el test KPSS, de las superficies de respuesta derivadas en Presno (2001) para los contrastes KPSSM _{μ} , KPSSM _{τ_A} , KPSSM _{τ_B} y KPSSM _{τ_C} respectivamente.

Tabla 1. Contrastes de estacionariedad

SERIE	MODELO	T	λ	k	$\tilde{\mu}$	$t_{\tilde{\mu}}$	$\tilde{\gamma}$	$t_{\tilde{\gamma}}$	$\tilde{\beta}$	$t_{\tilde{\beta}}$	$\tilde{\delta}$	$t_{\tilde{\delta}}$	\tilde{d}	$t_{\tilde{d}}$	$\tilde{\phi}$	$t_{\tilde{\phi}}$	Valores críticos		
																	1%	5%	10%
Nilo	N (OA)	100	0.290	1	1097.750	45.497	-247.778	-8.714	--	--	--	--	--	--	0.129	-6.467	-4.05	-3.33	-3.02
Exportaciones	B (OA)	156	0.468	14	12.906	402.7	--	--	0.007	11.59	0.002	2.154	--	--	0.511	-2.382	-4.525	-3.941	-3.645
Exportaciones	C (OA)	156	0.468	14	12.924	377.24	0.069	1.499	0.007	8.117	0.002	2.328	--	--	0.295	-2.640	-4.801	-4.219	-3.920
Exportaciones	B (OI)	156	0.468	14	6.842	2.326	--	--	0.005	2.720	4E-4	0.462	--	--	0.468	-2.324	-4.56	-3.96	-3.68
Exportaciones	C (OI)	156	0.468	14	7.071	2.402	0.044	1.524	0.004	2.398	0.001	0.701	-0.023	-0.266	0.452	-2.393	-4.801	-4.219	-3.920
Importaciones	A (OA)	156	0.468	14	13.193	621.416	-0.205	-5.301	0.009	22.25	--	--	--	--	0.517	-2.012	-4.352	-3.755	-3.426
Importaciones	C (OA)	156	0.468	14	13.177	454.105	-0.209	-5.350	0.010	14.43	-0.001	-0.782	--	--	0.542	-1.801	-4.801	-4.219	-3.920
Importaciones	A (OI)	156	0.468	14	11.190	3.759	-0.142	-2.999	0.007	3.688	--	--	-0.066	-0.803	0.154	-3.750	-4.352	-3.755	-3.426
Importaciones	C (OI)	156	0.468	14	10.384	3.427	-0.126	-2.595	0.006	2.738	0.001	1.319	-0.069	-0.844	0.218	-3.397	-4.801	-4.219	-3.920

Nota: Los valores críticos para series sin tendencia aparecen en Perron (1990). Los valores críticos para los modelos A, B y C se obtuvieron a partir de Perron (1989a) y de las superficies de respuesta de Carrión y otros (1999).

Tabla 2. Contraste de Perron