

RAÍCES UNITARIAS Y CAMBIOS ESTRUCTURALES EN LAS MACROMAGNITUDES ESPAÑOLAS*

JOSEP LLUÍS CARRION-I-SILVESTRE

MANUEL ARTÍS

Universitat de Barcelona

ANDREU SANSÓ

Universitat de les Illes Balears

En este trabajo se analiza la robustez de la hipótesis de raíz unitaria cuando se permite la presencia de cambios estructurales para algunos de los agregados macroeconómicos de la economía española en el periodo 1954-1998. El análisis muestra que las conclusiones que se extraen para alguna de las variables mediante la aplicación de los contrastes de integración estándar se ven modificadas cuando se especifica una tendencia determinista que permite considerar el efecto de cambios estructurales.

Palabras clave: raíces unitarias, cambios estructurales.

Clasificación JEL: C12, C21.

El contraste de la hipótesis de raíz unitaria se ha convertido en una práctica necesaria a la hora de modelizar relaciones macroeconómicas debido a que los estadísticos de contraste tienen asociadas diferentes propiedades según si el proceso generador de datos (PGD) que se supone para las variables sigue un modelo integrado o un modelo estacionario. Dos son las principales razones por las que es importante realizar una correcta discriminación. En primer lugar, y desde una vertiente económica, las repercusiones que tiene la distinción entre procesos integrados y estacionarios para los modelos postulados por la teoría económica son relevantes. En el caso de los procesos integrados, las perturbaciones tienen un efecto permanente que provoca que la trayectoria de la variable a lo largo del tiempo sea errática [ver Dickey y Fuller (1979)]. En segundo lugar, desde un punto de vista econométrico, los instrumentos de inferencia estadística clásica sólo son válidos cuando las variables pueden ser clasificadas como estacionarias, pero no cuando el PGD de la variable es integrado. El uso de las

(*) Agradecemos los comentarios y sugerencias de dos evaluadores anónimos que han permitido mejorar el presente trabajo. Los autores agradecen la financiación recibida del Ministerio de Educación y Ciencia SEC2001-3672 (Josep Lluís Carrion-i-Silvestre y Manuel Artís), y SEC2002-01512 (Andreu Sansó).

distribuciones estándar de los estadísticos de contraste en la etapa de inferencia puede conducir hacia la obtención de conclusiones erróneas al verse éstas afectadas por la presencia de raíces unitarias.

En el fondo, esta distinción entre procesos estocásticos puede ayudar a determinar qué modelos teóricos pueden explicar el comportamiento de las economías. Así, por ejemplo, el hecho de que el producto de una economía sea no estacionario conlleva el que un modelo como el de los ciclos reales sea adecuado para explicar su evolución ya que, según dicho modelo, un incremento de carácter permanente en el nivel de la variable únicamente puede venir ocasionado por un aumento permanente en la productividad de la economía [véase, por ejemplo, Gil-Alaña y Robinson (1997)]. Asimismo, la hipótesis de la paridad del poder adquisitivo (PPA) requiere que las fluctuaciones de los tipos de cambio relativos entre países sean estacionarias, de manera que las perturbaciones que puedan afectar la relación tengan un carácter transitorio [ver, entre otros, Perron y Vogelsang (1992)]. Lo mismo cabe decir de la hipótesis de convergencia –en renta per cápita, inflación y tipo de interés– que requiere que los diferenciales fluctúen de forma estacionaria en torno a cero. Finalmente, el que la tasa de paro sea integrada de primer orden estaría de acuerdo con la hipótesis de histéresis en el desempleo, mientras que la estacionariedad apoyaría la teoría basada en la tasa natural (NAIRU) [ver Phelps (1994)]. Por otro lado, el hecho de que los agregados macroeconómicos presenten raíces unitarias afecta de manera directa las actuaciones de la política monetaria y fiscal. Si las perturbaciones que influyen a una variable son permanentes, las autoridades con poder de actuación en materia de política económica tendrán que poner en marcha mecanismos correctores para paliar los posibles efectos negativos que puedan producirse en la economía. En el caso de que las perturbaciones sean transitorias, las medidas de política económica no serán tan necesarias ya que, en principio, lo que cabrá esperar es que al cabo de unos periodos la economía vuelva a su senda de crecimiento habitual.

La importancia que tiene la correcta realización del análisis de integración en la selección de los instrumentos estadísticos y econométricos a aplicar, por un lado, y en la determinación de un modelo económico que sea capaz de ayudarnos a entender la realidad, por otro lado, hace que sea útil establecer una distinción entre las perturbaciones aleatorias. Esta distinción se lleva a cabo atendiendo a los criterios de recurrencia y de magnitud del efecto. En este sentido, las perturbaciones que son susceptibles de haber provocado una ruptura o cambio estructural se caracterizan por ser poco frecuentes en el tiempo y por representar una gran magnitud en cuanto a la desviación que suponen respecto de la trayectoria de crecimiento a largo plazo. En cambio, el análisis de integración se centra en aquellas perturbaciones que son recurrentes en el tiempo y de baja magnitud. Los avances más recientes en la literatura sobre raíces unitarias han llevado a plantear técnicas para establecer esta separación entre los efectos aleatorios, haciendo factible la aplicación de un conjunto de instrumentos que nos ayuden a determinar si el PGD es estacionario o integrado.

La finalidad perseguida en este trabajo es estudiar hasta qué punto es robusta la evidencia a favor de las raíces unitarias en los principales agregados de la economía española cuando se permite la existencia de rupturas estructurales. La aplicación de instrumentos estadísticos adecuados a las macrovariables españolas es un ejercicio interesante *per se* ya que permitirá caracterizar las propiedades de las perturbaciones que afectan a las variables teniendo en cuenta un mayor volumen de información.

Este artículo se estructura de la siguiente forma. La primera sección presenta el instrumental analítico que se utiliza y esboza la operativa que se ha seguido a la hora de aplicar las diferentes metodologías. En la segunda sección se analiza el orden de integración para las diversas macrovariables de la economía española que han sido consideradas. A continuación, se resumen las principales conclusiones que se extraen del trabajo. Finalmente, varios apéndices recogen notas técnicas. En el apéndice A se sintetizan las aportaciones de la literatura con relación a los contrastes de integración con cambios estructurales. En el apéndice B se deriva un contraste de integración que considera dos cambios estructurales bajo la hipótesis alternativa y la hipótesis nula de raíz unitaria con ausencia de cambios. En el apéndice C se describen las fuentes estadísticas consultadas.

1. MODELOS Y ESTADÍSTICOS DE CONTRASTE

Aunque en la actualidad se dispone de un cierto conjunto de instrumentos analíticos –en función del número de rupturas consideradas (n), del supuesto de exogeneidad o endogeneidad en la selección de los puntos de ruptura, del orden de integración y de la hipótesis nula que se desee contrastar–, la literatura no ha establecido una estrategia que permita distinguir entre los diferentes modelos. A nuestro entender, la situación ideal sería aquella basada en la aplicación de una estrategia fundamentada en el principio general-a-específico, consistente en empezar por contrastar la hipótesis nula de que la variable es $I(2)$ –con o sin la inclusión de cambios estructurales– frente a la hipótesis alternativa genérica de que la variable es $I(1)$ o $I(0)$. En el caso en que se rechazase la hipótesis nula de $I(2)$ se pasaría a contrastar el orden de integración inmediatamente inferior, *i.e.* $I(1)$, –de nuevo con o sin la incorporación de cambios estructurales– frente a la hipótesis alternativa de estacionariedad.

Sin embargo, esta estrategia presenta una serie de problemas. En primer lugar, este procedimiento secuencial de contraste no se puede desarrollar en la práctica dado que los estadísticos de contraste que existen para contrastar la hipótesis nula de $I(2)$ se basan en la determinación *a priori* de la posición de las rupturas estructurales [ver Clemente, Montañés y Reyes (1996)] mientras que para los que especifican la hipótesis nula de $I(1)$ se pueden aplicar métodos endógenos en la selección del punto de ruptura. En segundo lugar, esta estrategia daría lugar a la aparición de problemas de precontraste que invalidarían los valores críticos usuales.

Nuestra propuesta consiste en realizar un análisis de las propiedades estocásticas de un conjunto de agregados macroeconómicos de la economía española analizando la robustez de las conclusiones frente a diferentes especificaciones de los modelos planteados. Para ello se procederá a contrastar las hipótesis de raíz unitaria permitiendo la presencia de cambios estructurales que afecten a la componente determinista del modelo. Como señala Perron (1994), la simple inclusión de un punto de ruptura en el análisis de integración es suficiente para debilitar la evidencia a favor de la presencia de raíces unitarias en muchas series temporales [véanse los análisis de Perron (1989) y Zivot y Andrews (1992)] de los datos utilizados por Nelson y Plosser (1982). Por otro lado, Crafts y Mills (1996) han manifestado la necesidad de diseñar procedimientos de contraste que permitan más de

un cambio estructural ya que a medida que se suceden los periodos de tiempo se dan hechos que determinan de manera decisiva el comportamiento a largo plazo de las variables económicas. A diferencia de otros trabajos empíricos realizados en el entorno de la economía española, los contrastes que se aplican en este trabajo estiman el punto de ruptura a partir de la utilización de métodos endógenos, es decir, se contrasta el orden de integración sin fijar los puntos de ruptura *a priori*, evitando así el peligro de sesgar los resultados en contra de la hipótesis de $I(1)$ ¹.

El cálculo de los contrastes de raíz unitaria se basa en la estimación de la siguiente ecuación general:

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{i=1}^n \theta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^n \gamma_i DT_{i,t} + \sum_{i=1}^n d_i D(T_{bi})_{i,t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad [1]$$

donde $DU_{i,t} = 1$ y $DT_{i,t} = t$ para $t > T_{bi}$, 0 en otro caso; $D(T_{bi})_{i,t} = 1$ para $t = (T_{bi} + 1)$ y 0 para el resto de momentos del tiempo, y donde T_{bi} se define como el momento en el que se produce el i -ésimo ($i = 1, \dots, n$) cambio estructural. La ecuación incluye entre los regresores retardos de la primera diferencia de la variable endógena que servirán para corregir el estadístico en el caso en que se dé la presencia de autocorrelación en el término de la perturbación.

Como se puede observar, [1] es una extensión de la regresión auxiliar del test ADF que tiene en cuenta la posible existencia de cambios en el valor de los parámetros de la componente determinista del modelo. Esta especificación incorpora n posibles puntos de ruptura en la tendencia y, por tanto, anida las especificaciones de Perron (1989) y Zivot y Andrews (1992) en la que únicamente aparece un punto de ruptura ($n = 1$), y la de Lumsdaine y Papell (1997) para dos cambios estructurales ($n = 2$). El cuadro 1 sintetiza las especificaciones deterministas que se han considerado en la literatura de raíces unitarias con cambios estructurales. Igual que en el caso del test ADF estándar, el contraste de la hipótesis de raíz unitaria se lleva a cabo a partir del estadístico pseudo t -ratio asociado a la hipótesis de $\alpha = 1$. Cabe decir que las diferentes vías disponibles para estimar la posición de las rupturas estructurales dan lugar a diversos estadísticos de contraste. En el apéndice A se detallan los métodos propuestos en la literatura para estimar los puntos de corte y realizar el contraste de la hipótesis nula. El procedimiento seguido para determinar el orden del polinomio autorregresivo (k) en [1] se ha basado en la significación individual de los retardos según se describe en Ng y Perron (1995).

(1) A lo largo del trabajo se van a presentar los resultados para los contrastes de integración con cambios estructurales. También se ha calculado el test KPSS con un cambio estructural que proponen Lee y Strazicich (2001). Los resultados que se derivan de este estadístico no difieren cualitativamente de los ofrecidos por los contrastes de integración por lo que, teniendo en cuenta las limitaciones de espacio, han sido omitidos del presente trabajo. Dichos resultados pueden ser solicitados a los autores.

Cuadro 1: MODELOS ANIDADOS EN LA ESPECIFICACIÓN DADA POR LA ECUACIÓN [1]

Restricciones	H_0	H_A
$d_i = 0 (\forall i)$	I(1) sin cambio estructural	I(0) sobre tendencia segmentada
$d_i \neq 0$	I(1) con cambio estructural	I(0) sobre tendencia segmentada
	Denominación original del autor	Denominación en el artículo
$n = 1, \beta = \gamma = 0$	An (Perron)	modelo 0
$n = 1, \gamma = 0$	A (Perron)	modelo 1
$n = 1$	C (Perron)	modelo 2
$n = 1, q = 0$	B (Perron)	modelo 3
$n = 2, \beta = \gamma_i = 0 (\forall i)$	AnAn (derivado aquí: apéndice B)	modelo 4
$n = 2, \gamma_i = 0 (\forall i)$	AA (Lumsdaine y Papell)	modelo 5
$n = 2, \gamma_I = 0$	AC (Lumsdaine y Papell)	modelo 6
$n = 2$	CC (Lumsdaine y Papell)	modelo 7

2. RESULTADOS PARA LOS AGREGADOS MACROECONÓMICOS DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA

Las series consideradas, y utilizadas en trabajos como el de Andrés, Escribano, Molinas y Taguas (1990, 1991), Buisan y Gordo (1997), y Doménech y Taguas (1997), entre otros, abarcan dos periodos. El primero cubre los años que van entre 1954-1998 para las series de PIB a precios de mercado (PIB), PIB per cápita (PIBpc), consumo privado nacional (CPN), formación bruta de capital fijo (FBCF), exportaciones totales (X) e importaciones totales (M). Vinculadas a este primer periodo también se encuentran las series de inflación calculadas a partir del deflactor implícito del PIB (INFPIB) y al índice de precios de consumo (INFIPC). Estas últimas toman como referente temporal el periodo 1955-1998. El segundo periodo va desde 1964 hasta 1998 y considera las exportaciones de bienes no energéticos (XBNE), las importaciones de bienes no energéticos (MBNE), la tasa de paro (U) y el agregado monetario M1. En el apéndice C se exponen los pasos que se han seguido para la obtención de las series. Salvo para la tasa de paro y las series de inflación, las series se transforman tomando logaritmos neperianos. Así, en total, el presente estudio ha considerado doce agregados macroeconómicos.

Esta sección se estructura en varios apartados. Seguidamente se presentarán, a modo de exploración, los resultados de aplicar los contrastes de integración sin permitir la posibilidad de rupturas estructurales. Posteriormente, se procede a analizar la sensibilidad de dichos resultados cuando se permite un cambio estructural (apartado 2.2). A continuación, se considera el caso de dos rupturas estructurales

(apartado 2.3). Finalmente, a partir de los resultados anteriores, se discutirá el grado de persistencia de las variables consideradas (apartado 2.4).

2.1. Integración y estacionariedad sin cambios estructurales

Una exploración preliminar de las series se centra en el análisis de la integración/estacionariedad estándar y trata de determinar si las variables son I(2). Para llevar a cabo dicho análisis se ha aplicado sobre la primera diferencia de las variables los contrastes de Elliot, Rothemberg y Stock (1996) –el test ADF-GLS y el test punto-óptimo (P_T)–; los contrastes de Ng y Perron (2001) –tests Phillips-Perron, Sargan-Bhargava y punto-óptimo modificados, denotados genéricamente como tests M–; así como el test de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (1992) –test KPSS– y el de Leybourne y McCabe (1994) –test LMC–. El uso de todos estos estadísticos permite realizar un análisis tanto desde el punto de vista paramétrico –tests ADF-GLS y LMC– como no paramétrico –tests M y KPSS–². Por motivos de espacio, los resultados de este análisis preliminar no se muestran aquí, aunque pueden ser solicitados a los autores.

De dichos resultados se concluye que la hipótesis de I(2) no resulta ser adecuada a un nivel de significación del 5% para las variables CPN, FBCF, X, PIB, M1, INFPIB y INFIPC, y al 10% para U. No obstante, para M, XBNE y MBNE la hipótesis nula de I(2) únicamente es rechazada cuando se aplica el test de punto-óptimo y de punto-óptimo modificado, pero no en el resto de contrastes. Algo similar sucede con el PIB per cápita, que sólo la rechaza cuando se aplica el test ADF-GLS. En cuanto a los contrastes KPSS y LMC, la hipótesis nula de I(1) frente a la alternativa de I(2) no se rechaza al 5% de significación –el rechazo sólo se produce marginalmente para alguna de las series cuando se trabaja al 10% de significación–. La conclusión general sería, por tanto, que las series analizadas no son I(2).

Los resultados son más concluyentes cuando se aplican los contrastes de integración y estacionariedad sobre las series en niveles. Los contrastes de raíz unitaria apuntan en todos los casos hacia la no estacionariedad en varianza y los contrastes KPSS y LMC, salvo para MBNE y U, rechazan la hipótesis nula de estacionariedad a un nivel de significación de al menos el 10%.

Por tanto, la evidencia empírica señala que diez de las doce variables consideradas son I(1), mientras que el hecho de que se produzcan contradicciones en el caso de las importaciones no energéticas y de la tasa de paro puede estar indicando que la información contenida en la variable no es suficiente para discriminar entre los modelos recogidos bajo las hipótesis nula y alternativa de los diferentes contrastes [ver Cheung y Chinn (1997)]. Esto nos lleva a pensar que los anteriores contrastes podrían estar mal especificados si las series han sufrido rupturas estructurales a lo largo del periodo analizado. En este sentido, es bien sabido que un

(2) En el orden del polinomio autorregresivo del test ADF-GLS y en la estimación de la varianza de largo plazo que utilizan los tests M, se usa el criterio de información AIC modificado (MAIC) de Ng y Perron (2001) con $k_{m\acute{a}x} = 5$, mientras que para obtener los resultados del test KPSS se siguen las recomendaciones de Hobijn, Franses y Ooms (1998), por lo que se utiliza la ventana espectral cuadrática con selección automática de la amplitud de la misma. Por otro lado, el cálculo del test LMC se ofrece para dos órdenes del polinomio autorregresivo: $p = \{1, 2\}$.

error en la especificación de la componente determinista puede derivar en un sesgo de los contrastes de integración estándares hacia la hipótesis nula [véanse Perron (1989), Rappoport y Reichlin (1989), y Montañés y Reyes (1998)]. Esta situación es la que consideran los dos apartados que siguen.

2.2. Integración con un cambio estructural

La escasa evidencia a favor de la presencia de dos raíces unitarias en las series nos obliga a centrarnos en aquellas especificaciones que permiten discriminar entre procesos $I(1)$ y $I(0)$, permitiendo ahora la posibilidad de un cambio estructural sin fijar *a priori* su posición.

Como se comenta en el apéndice A, los instrumentos estadísticos existentes en la literatura permiten contrastar dos tipos de hipótesis nulas: (i) la hipótesis nula conjunta de raíz unitaria y ausencia de cambio estructural (estadísticos $t_{\alpha}^*(i)$, $t_{\alpha,\gamma}^*(i)$, $t_{\alpha,\gamma}^*(i)$ y $t_{\alpha,\theta,\gamma}^*(i)$; $i = 0, 2$) y (ii) la hipótesis nula de raíz unitaria con cambio estructural (estadístico $t_{\alpha}^*(\cdot)^c$). Con el fin de ahorrar espacio, de los estadísticos de contraste de integración sin cambio estructural sólo se muestran los resultados para $t_{\alpha}^*(i)$ excepto cuando muestran resultados dispares con éste. La colección completa de resultados puede ser solicitada a los autores. Hay que notar que el único contraste que se puede utilizar cuando se considera la posible existencia de un cambio estructural bajo la nula es $t_{\alpha}^*(i)^c$, $i = \{0, 1, 2, 3\}$, dado que los otros instrumentos planteados poseen una distribución divergente. Sin embargo, la conclusión que se extraiga de su aplicación para los modelos $i = \{2, 3\}$ ha de ser considerada con una cierta precaución, ya que cuando se estima [1] en una posición del cambio estructural incorrecta, el estadístico $t_{\alpha}^*(i)^c$, $i = \{2, 3\}$, no es invariante respecto al valor de γ , tendiendo hacia menos infinito a medida que la magnitud del cambio aumenta y, por lo tanto, pudiendo conducir hacia una falsa inferencia [ver a este respecto Vogelsang y Perron (1998)]. Tal y como señalan estos autores, debido al hecho de que los procedimientos de contraste implican la estimación en posiciones incorrectas cabe tener presente que existe el peligro de inferir conclusiones erróneas.

La especificación adoptada viene dada por el modelo C de Perron (1989) para todas las variables excepto para la tasa de paro y las tasas de inflación, para las cuales se ha creído más conveniente la especificación del modelo A sin tendencia determinista considerada en Perron (1990)³. De los resultados contenidos en el panel A del cuadro 2 cabe resaltar que de las doce series analizadas, el consumo privado, el PIB y el PIB per cápita ven debilitada la hipótesis de raíz unitaria, dado que algunos de los contrastes de integración con cambio estructural conducen hacia su rechazo. Para estas tres variables la estimación del punto de corte se sitúa en 1971. Consecuentemente, estos resultados entran en contradicción con algunas de las conclusiones halladas en la sección anterior. Por contra, para las cuatro series referentes al sector exterior así como para formación bruta de capital

(3) El rechazo de la hipótesis de raíz unitaria permitirá realizar inferencia sobre los parámetros asociados a las variables ficticias encargados de cuantificar la magnitud de los efectos del cambio estructural. Salvo que se indique lo contrario, a lo largo de la exposición se entenderá que dichos parámetros resultan ser estadísticamente significativos.

fijo, la tasa de paro, el agregado monetario M1 y las de inflación la hipótesis de raíz unitaria no es rechazada.

En cuanto al consumo privado nacional, el análisis indica que la hipótesis nula de raíz unitaria y cambio estructural es rechazada, aunque en este caso el parámetro d no resulta significativo. Cuando no se permite el cambio estructural bajo la hipótesis nula, todos los procedimientos de contraste sitúan la ruptura en 1971. Nótese que todos los estadísticos de contraste arrojan el mismo valor numérico para el estadístico, dado que coinciden en localizar el punto de corte en el mismo periodo. No obstante, los valores críticos varían en función del criterio de fijación de la fecha de cambio estructural (ver cuadro A.2). Así, los estadísticos $t_{\alpha}^*(2)$ y $t_{\alpha,\theta,\gamma}^*(2)$ no rechazan la hipótesis nula mientras que $t_{\alpha,\gamma}^*(2)$ la rechaza al 5% y $t_{\alpha,\lambda}^*(2)$ al 10%. Para estos dos últimos, el cambio supuso un incremento en el nivel y un decremento de la pendiente de la serie. Aunque el rechazo o no de la hipótesis de integración depende crucialmente del estadístico de contraste (y valor crítico) que se aplique, lo más relevante es que la evidencia en favor de la no estacionariedad en varianza se ve debilitada.

Una situación similar se da para las variables PIB y PIB per cápita donde los contrastes efectuados apuntan hacia la estacionariedad situando el cambio estructural en el año 1971. En este año se produjo un ligero incremento en el nivel de la serie así como una cierta ralentización en el ritmo de crecimiento de la misma. Cabe señalar que esta variable también ha sido objeto de análisis en otros trabajos que han considerado cambios estructurales en el análisis de integración. Así, por ejemplo, Cheung y Chinn (1996) cuando analizan el PIBpc para la economía española estiman un cambio en la pendiente de la serie situado en el año 1975 concluyendo que la variable es I(0). Siguiendo a Nelson y Plosser (1982), en este caso el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria podría ser interpretado en favor de los modelos keynesianos, donde las fluctuaciones en el producto vienen ocasionadas por perturbaciones de demanda. Como señala Stock (1994), dicha interpretación no está exenta de controversia, dado que Christiano y Eichenbaum (1990) muestran cómo los modelos de equilibrio estocástico no requieren que el producto sea I(1). Sin lugar a dudas, la conclusión que se extrae de este análisis es que la crisis del petróleo causó un impacto importante en la actividad económica de la economía española y supuso un lastre en los sucesivos periodos.

En cuanto a la formación bruta de capital fijo y al agregado monetario M1, la inclusión de un cambio estructural no modifica el sentido de las conclusiones extraídas del análisis de integración estándar. Así, ninguno de los estadísticos conlleva el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria.

En lo que refiere a las variables del sector exterior, para las exportaciones totales únicamente es posible rechazar la hipótesis de I(1) a partir de un solo estadístico a un nivel de significación del 10% por lo que la hipótesis de raíz unitaria es poco sensible a la introducción de un cambio estructural, conclusión también obtenida para las importaciones totales. En el caso de las exportaciones e importaciones no energéticas, los datos tampoco conducen al rechazo de la hipótesis de raíz unitaria por lo que hay que concluir que no existe evidencia empírica en contra del hecho de que las variables sean I(1). Este resultado validaría los análisis de integración que se han realizado en el entorno del sector exterior de la economía

Cuadro 2: CONTRASTES SECUENCIALES DE INTEGRACIÓN CON RUPTURAS ESTRUCTURALES

PANEL A

	CPN	FBCF	X	M	XBNE	MBNE	PIB	PIBPC	U	M1	INFPB	INFIPC
$t_{\alpha}^*(0)^c$	-4,75**	-3,86	-4,23*	-2,92	-2,94	-4,39**	-5,34**	-5,29***	-4,41	-3,15	-2,16	-2,48
T_b	1970	1973	1966	1986	1974	1993	1970	1970	1990	1975	1985	1976
$t_{\alpha}^*(2)$	-4,84	-3,92	-4,24	-2,98	-2,77	-4,61	-5,46**	-5,45*		-3,16		
T_b	1971	1974	1970	1986	1976	1993	1971	1971		1975		
$t_{\alpha}^*(0)^c$									6,66		3,87	5,18
T_b									1993		1977	1977

PANEL B

$$y_t = \mu + \beta t + \sum_{i=1}^2 \theta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i DT_{i,t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

	CPN	FBCF	X	M	XBNE	MBNE	PIB	PIBPC	U	M1	INFPB	INFIPC
$t_{\alpha}^*(4)^c$									-3,12		-2,91	-3,28
T_{b1}/T_{b2}									77/96		68/87	69/87
$t_{\alpha}^*(4)$									-4,06		-3,98	-4,37
T_{b1}/T_{b2}									74/79		72/86	72/84
$t_{\alpha}^*(5)$	-3,58	-3,90	-5,40	-7,02**	-11,05**	-5,81	-5,48	-5,49	-6,50**	-5,77	-4,48	-4,75
T_{b1}/T_{b2}	61/79	63/77	67/84	74/80	85/93	80/93	67/80	66/80	71/93	73/92	62/72	72/84
$t_{\alpha}^*(6)$	-6,05	-6,09	-5,62	-4,87	-9,22***	-7,23**	-7,06**	-6,85**	-8,47**	-6,51*	-6,28	-6,00
T_{b1}/T_{b2}	71/77	71/95	72/87	68/82	87/91	73/82	71/93	71/82	77/95	75/91	75/76	75/82
$t_{\alpha}^*(7)$	-6,14	-6,92**	-4,47	-4,67	-5,03	-6,63*	-5,96	-6,08	-8,52***	-6,43	-6,44	-5,57
T_{b1}/T_{b2}	71/92	72/82	70/95	69/82	73/85	73/82	63/71	71/92	77/93	77/89	67/76	71/76

Nota: En el apéndice A se realiza una breve descripción de los estadísticos calculados. El índice i del estadístico $t_{\alpha}^*(i)$ hace referencia al modelo considerado. De los estadísticos que no consideran cambio estructural bajo la hipótesis nula sólo se incluyen los que presentan resultados diferentes al test $t_{\alpha}^*(2)$; para U, INF-PIB y INFIPC se calcula $t_{\alpha}^*(0)^c$. Los valores críticos se pueden consultar en el cuadro A.2. * Indica rechazo de la hipótesis nula al 10%, ** al 5% y *** al 1%.

española donde como punto de partida se ha establecido que ambas series de intercambios de productos no energéticos contienen una raíz unitaria [véase, por ejemplo, Buisan y Gordo (1997) y Escribano (1997)].

En el caso de la tasa de paro, únicamente se produce el rechazo de la hipótesis nula con un estadístico de prueba al 5% de significación, indicando, por tanto, que existe poca evidencia en contra de la hipótesis de raíz unitaria. Sin embargo, fue necesario considerar hasta $k = 10$ retardos para poder recoger la autocorrelación, hecho que indica la elevada persistencia que tiene asociada esta variable.

Finalmente, y por lo que respecta a las series de inflación, vemos que en ningún caso es posible el rechazo de la hipótesis nula. Esta conclusión concuerda con el estudio que realizan Bajo y Esteve (1998), quienes analizan la tasa de inflación de la economía española a partir del IPC mensual en el periodo 1962-1996. Aunque el modelo determinista y la frecuencia de los datos difieren respecto del considerado en el presente trabajo, los resultados obtenidos conducen, en términos cualitativos, hacia la misma conclusión.

2.3. Integración con dos cambios estructurales

Los resultados del contraste de la hipótesis de integración a partir de los instrumentos de Lumsdaine y Papell (1997), para variables que presentan tendencia, y los de Clemente, Montañés y Reyes (1998) y los del apéndice B, para las que no, quedan recogidos en el panel B del cuadro 2. Cabe señalar, en primer lugar, que para este tipo de contrastes no está definida claramente una metodología para la elección del modelo más adecuado y, en segundo lugar, que los contrastes pueden sufrir de falta de potencia debido al elevado número de regresores deterministas incluidos en las regresiones auxiliares, además de que el número de observaciones no es excesivamente elevado. Por ello y en la línea del resto del artículo, los resultados deben de interpretarse en términos de sensibilidad de la hipótesis de integración ante variaciones en las alternativas contempladas.

En cuanto a los resultados obtenidos para las diferentes variables analizadas, señalar que para el PIB y PIBpc la hipótesis nula es rechazada a un nivel de significación del 5% con la especificación del modelo AC, situando el primer punto de corte para ambas variables en el año 1971, resultado también obtenido en el análisis de integración que incorpora un cambio estructural. Por lo que respecta al segundo punto de corte, las variables ficticias asociadas al mismo resultan ser no significativas. De esta manera se concluye que las dos series podrían ser representadas a partir de un modelo estacionario que incorporase un cambio estructural en el año 1971. No obstante, cabe tener presente que para las mismas variables los modelos CC y AA permitirían rechazar la hipótesis de integración.

Por contra, para las variables CPN, INFPIB y INFIPC se observa cómo la consideración de dos cambios estructurales no debilita la evidencia a favor de la hipótesis de raíz unitaria. Además, para el caso del CPN, el resultado obtenido concuerda con la evidencia a favor de la hipótesis de raíz unitaria detectada en Andrés, Molinas y Taguas (1991) donde se consideran dos cambios estructurales con puntos de corte seleccionados de manera exógena según la aproximación de Rappoport y Reichlin (1989). Un análisis similar llevado a cabo en Ramajo (1997) para el consumo privado interior de la economía española también concluye en la misma dirección.

Otro resultado de interés es el que se obtiene para la tasa de paro. En la estimación de los tres modelos planteados por Lumsdaine y Papell (1997) siempre se tiende a debilitar la hipótesis de raíz unitaria. En cambio, cuando se estima el modelo sin incluir una tendencia determinista, el modelo AnAn derivado en el presente artículo, no se rechaza la hipótesis nula (ver el panel B del cuadro 2). La discusión se centra, por tanto, en si es idónea la introducción de la tendencia determinista en el modelo. Desde el punto de vista económico, la idea de que la tasa de paro presente un crecimiento sostenido carece de sentido al estar ésta acotada entre 0 y 1. De esta manera, el análisis de integración debería hacerse sin introducir la tendencia determinista concluyendo, por tanto, en favor de la hipótesis de histéresis. No obstante, el comportamiento de la variable en el caso de la economía española es, cuanto menos, singular. Una inspección gráfica de la evolución permite distinguir claramente tres periodos, el segundo mostrando un crecimiento tendencial. Dicha tendencia recogería un comportamiento de lento incremento de la NAIRU [ver Papell, Murray y Ghiblawi (2000)]. Desde este punto de vista podría justificarse la incorporación de tendencias segmentadas. En este caso, el rechazo de la hipótesis nula estaría de acuerdo con la teoría de la tasa natural de desempleo. Dicha teoría postula que en el estado estacionario la tasa de desempleo es independiente de las variables nominales. El análisis de Bianchi y Zoega (1998) para la tasa de paro mensual de la economía española estaría en esta línea, si bien la metodología que adoptan para determinar el grado de persistencia de la variable difiere de la aquí aplicada. Estos autores detectan la existencia de tres regímenes económicos diferenciados que explicarían el comportamiento de la variable.

En el caso de la FBCF, el único modelo que debilita la evidencia a favor de la hipótesis nula es el modelo CC, indicando la presencia de dos cambios estructurales situados en los años 1972 y 1982. El modelo estimado indica que la inversión de la economía española crece a un ritmo elevado hasta 1972 momento a partir del cual se produce una fuerte reducción en el ritmo de crecimiento. Esta etapa de desaceleración dura hasta el año 1982 dando paso al inicio de un periodo de lenta recuperación del ritmo de inversión. Un resultado similar es el que se obtiene para MBNE, ya que la estimación de los modelos CC (10%) y AC conducen al rechazo de la hipótesis de raíz unitaria con puntos de corte estimados en los años 1973 y 1982. El primer cambio se corresponde con la primera crisis del petróleo mientras que el segundo coincide con la entrada del partido socialista en el gobierno de España.

Las exportaciones de bienes no energéticos es otra de las variables en las que la introducción de dos cambios estructurales en la componente determinista de la serie conduce al rechazo de la hipótesis de raíz unitaria. En concreto, esto sucede para los modelos AC y AA. No obstante, la estimación de las ecuaciones resultantes presenta problemas. En primer lugar, la estimación del modelo AC indica que, salvo el cambio en la pendiente asociado al segundo cambio estructural, el resto de regresores no son significativos. En segundo lugar, el modelo AA precisa la especificación de 10 retardos para la corrección autorregresiva, número de retardos que iguala el máximo permitido. Cabe mencionar que no se ha decidido ampliar el número máximo de retardos para la corrección paramétrica debido a la pérdida de observaciones iniciales que comporta. No obstante, las estimaciones de los puntos de corte se corresponden con dos hechos de especial relevancia para el

sector exterior de la economía española. Así, el primer cambio se sitúa en 1985 –anticipación de la incorporación de España a la CEE– y el segundo cambio corresponde al año 1993 –efectos de las sucesivas devaluaciones de la peseta como consecuencia de las tormentas monetarias que vivieron los países integrantes del Sistema Monetario Europeo–.

Finalmente, y por lo que se refiere a las importaciones totales, la estimación del modelo AA permite rechazar la hipótesis nula con puntos de corte en los años 1974 y 1980, momentos en los cuales se produciría un descenso en el nivel de la serie. De nuevo, el significado económico de los cambios estructurales estimados es evidente al corresponderse éstos con las dos crisis del petróleo que afectaron a las economías desarrolladas a lo largo de la década de los setenta.

2.4. Persistencia de las perturbaciones

El conjunto de estadísticos que han sido aplicados a lo largo de esta sección permiten debilitar la hipótesis de la presencia de una tendencia estocástica para alguno de los agregados económicos de la economía española. Este hecho implica que el efecto de las perturbaciones sobre dichas variables tiene un carácter temporal. No obstante, y aunque en el largo plazo el efecto tiende a disiparse, se puede plantear la necesidad de conocer el grado de persistencia que presentan dichas perturbaciones. Entre otras utilidades, disponer de esta información permitirá establecer una ordenación entre las variables analizadas.

La literatura econométrica proporciona diferentes aproximaciones para medir la persistencia. Por un lado, Cochrane (1988) propone calcular la persistencia a partir de una suma ponderada de los coeficientes de autocorrelación. Aunque en el trabajo se aborda el tratamiento de variables con tendencia determinista, Cochrane obvia la posibilidad de que las variables presenten cambios estructurales. Dicha omisión puede llevar a la obtención de una medida de persistencia errónea. En este sentido, Perron (1993) propone una modificación del procedimiento de Cochrane que contempla la existencia de cambios estructurales. El inconveniente que presenta esta aproximación proviene del hecho de tener que seleccionar el número de autocorrelaciones a incluir. Perron (1993) recomienda realizar el cálculo de la medida de persistencia para varios órdenes de autocorrelación y analizar la sensibilidad de los resultados.

Por otro lado, el concepto de persistencia también se ha aproximado mediante el cálculo de la vida mediana de una perturbación, concepto que mide cuántos periodos tienen que pasar hasta que se produce el 50% del efecto. En el caso de un modelo AR(1), la vida mediana de una perturbación viene dada por el cociente $\ln 0,5 / \ln \alpha$, siendo α el coeficiente autorregresivo. Para modelos autorregresivos de mayor orden el cálculo de la vida mediana tiene que ser aproximado mediante la función de respuesta al impulso. En este trabajo se ha optado por seguir esta segunda vía, de manera que se utiliza la vida mediana como una medida de persistencia.

El cuadro 3 ofrece un resumen de las conclusiones que se han ido obteniendo a lo largo del análisis y la estimación de la vida mediana de las perturbaciones. Nótese que para las variables no estacionarias en varianza la vida mediana es infinita, por lo que únicamente tendrá sentido calcular la función de respuesta al impulso para las variables estacionarias en varianza. Para estas últimas, el modelo autorre-

gresivo que se utiliza es aquel que ha permitido rechazar la hipótesis nula, de manera que en el proceso de cálculo se ha tenido en cuenta la presencia de cambios estructurales. Las variables estacionarias que presentan una mayor persistencia son XBNE, FBCF y PIB, hecho que denota una lenta reversión hacia la tendencia.

La persistencia en la tasa de paro está de acuerdo con la evidencia empírica disponible hasta el momento, ya que el caso español constituye un claro ejemplo de persistencia elevada, habiendo experimentado un gran incremento hasta mediados de la década de los ochenta, partiendo de niveles bajos en los sesenta y setenta [ver Blanchard y Jimeno (1995), Dolado y Jimeno (1997), Bianchi y Zoega (1998) y Jimeno y Bentolila (1998)]. Por último, las variables CPN, PIBpc, MBNE y M presentan una persistencia comprendida entre 1 y 2 años, indicando que el efecto de las perturbaciones estaría de acuerdo con las fluctuaciones cíclicas de la economía.

Cuadro 3: RESUMEN DE LA EVIDENCIA

Variable	I(1)-I(0)	I(1) c.e	I(1) 2 c.e (rech. H0)	Conclusión (en favor de I(1))	Vida mediana (Modelo)
CPN	I(1)	I(1)-I(0)		Evidencia débil	1,52 (C)
FBCF	I(1)	I(1)	CC	Evidencia débil	20,05 (CC)
X	I(1)	I(1)		Escasa evidencia en contra	•
M	I(1)	I(1)	AA	Evidencia débil	1,04 (CC)
XBNE	I(1)	I(1)	AA, AC	Evidencia débil	26,76 (AC)
MBNE	I(1)	I(1)	AC	Evidencia débil	1,32 (AC)
PIB	I(1)	I(0)	AC	Evidencia débil	12,23 (C)
PIBpc	I(1)	I(0)	AC	Evidencia débil	1,05 (C)
U	I(1)	I(1)	AA, AC, CC*	Evidencia débil	2,46 (AC)
M1	I(1)	I(1)		Escasa evidencia en contra	•
INFPIB	I(1)	I(1)		Escasa evidencia en contra	•
INFIPC	I(1)	I(1)		Escasa evidencia en contra	•

Nota: Resultados a un nivel de significación del 5%. c.e indica cambio estructural. Las columnas 2 a 3 recogen la conclusión sobre el orden de integración de la variable, mientras que la cuarta recoge los modelos que permitirán rechazar la hipótesis nula de integración con dos cambios estructurales.

* Para la tasa de paro se muestran las especificaciones que permitirán rechazar la nula de integración. Nótese que para ello debe de asumirse que ésta presenta tendencias deterministas (segmentadas).

3. CONCLUSIONES

El objetivo del trabajo ha sido el de comprobar la sensibilidad de la hipótesis de raíz unitaria para un amplio abanico de macrovariables españolas cuando el modelo permite cambios en la función determinista. Para ello se han aplicado contrastes de integración consistentes con la posibilidad de que las variables se hayan podido ver afectadas por rupturas estructurales. La metodología seguida ha permitido llegar a resultados que entran en contradicción con algunos de los estudios realizados para la economía española.

De las doce series analizadas, sólo para cuatro de ellas la evidencia en contra de la hipótesis de integración de primer orden se puede considerar débil: las exportaciones (X), la M1 y las tasas de inflación. Para el resto de variables –consumo privado (CPN), formación bruta de capital fijo (FBCF), importaciones (M), exportaciones e importaciones no energéticas (XBNE y MBNE), PIB y PIB per cápita–, se ha comprobado que hay cierta evidencia en contra de dicha hipótesis si se permite la presencia de rupturas estructurales. Por otro lado, la tasa de paro española muestra un comportamiento claramente no estacionario y la hipótesis de integración sólo se ve debilitada si se permite la presencia de tendencias deterministas (segmentadas). Si se prescinde de la introducción de dichos términos deterministas, los resultados obtenidos estarían de acuerdo con la hipótesis de histéresis.

El análisis de la persistencia ha revelado que las exportaciones de bienes no energéticos, la formación bruta de capital fijo y el PIB son las variables sobre las cuales las perturbaciones dejan notar su efecto durante un mayor número de periodos. Las estimaciones indican que dicho efecto perdura por encima de lo que puede llegar a ser considerado un ciclo económico largo.

Una conclusión global que se puede extraer de todo este ejercicio es que en muchos casos el no rechazo de la hipótesis de raíz unitaria puede deberse a que los modelos planteados bajo la hipótesis alternativa no son lo suficientemente flexibles como para explicar el comportamiento de la variable. Así, cuando se produce un error de especificación el modelo que tiende a ser seleccionado por defecto es el que incluye una raíz unitaria. Los tests de integración estándar están concebidos para distinguir entre dos tipos de modelos muy contrapuestos –un modelo en el que la tendencia varía periodo a periodo y un modelo en el que la tendencia permanece estable en todo el periodo analizado–. Cuando se ajusta un modelo estacionario en diferencias a una variable que se comporta siguiendo un modelo de tendencias segmentadas, parte del cambio que se produce en el valor de los parámetros termina siendo atribuido al término de la perturbación de manera que éste, aunque en un principio pueda ser estacionario, presentará una elevada persistencia provocando que no se pueda rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria.

En este trabajo hemos puesto el énfasis en la sensibilidad de la hipótesis de raíz unitaria frente a un amplio conjunto de modelos alternativos. A partir de los tests de integración que consideran rupturas estructurales se ha comprobado que en algunas ocasiones las variables pueden ser clasificadas como estacionarias. Este hecho pone de manifiesto la posible no linealidad del modelo que genera las variables y hace que futuros esfuerzos hayan de dirigirse hacia la estimación de este tipo de modelos.

Finalmente, otra aportación del trabajo ha sido la de generalizar la propuesta de Lumsdaine y Papell (1997) para el caso de variables que no presentan tendencia determinista. En este sentido, se ha derivado el contraste y se han calculado los percentiles de interés para diferentes tamaños muestrales.

APÉNDICE A. ESTADÍSTICOS DE CONTRASTE

En este apéndice se describen los diferentes estadísticos de contraste que consideran rupturas estructurales tanto bajo la hipótesis nula como bajo la alternativa y que han sido utilizados a lo largo del artículo⁴. Para facilitar la lectura del artículo, el presente apéndice finaliza con el cuadro A.2 donde figuran los valores críticos utilizados a lo largo del trabajo. Estos valores han sido extraídos de los artículos que hacen la propuesta de los respectivos estadísticos de prueba y están referenciados en la nota a pie de cuadro. Los tests de raíces unitarias considerados en el artículo son de tipo secuencial y han sido propuestos por Zivot y Andrews (1992), Montañés y Reyes (1997) y Perron (1997) para el caso de una ruptura, y por Clemente, Montañés y Reyes (1998), y Lumsdaine y Papell (1997) para el caso de dos rupturas estructurales⁵.

El contraste de la hipótesis nula de integración se lleva a cabo a partir de la estimación de [1] para todos los posibles puntos de ruptura. Cuando se introduce la restricción de que $d_i = 0$ ($i = 1, \dots, n$) en [1], la hipótesis nula que se contrasta es la conjunta de raíz unitaria con ausencia de cambios estructurales frente a la hipótesis alternativa de proceso estacionario sobre una tendencia segmentada [véanse, Zivot y Andrews (1992), Perron (1997) y Lumsdaine y Papell (1997)]. Por otro lado, el permitir que $d_i \neq 0$ ($i = 1, \dots, n$) en [1] contemplaría la posible existencia de rupturas estructurales tanto bajo la hipótesis nula como bajo la alternativa [ver Vogelsang y Perron (1998) y Clemente, Montañés y Reyes (1998)]. La inclusión de restricciones sobre los restantes parámetros asociados a la componente determinista de [1] permite obtener las diferentes especificaciones propuestas por Perron (1989), Zivot y Andrews (1992), Lumsdaine y Papell (1997), Clemente, Montañés y Reyes (1998) y la realizada en el Apéndice B del presente artículo. El cuadro 1 sintetiza los diversos modelos considerados.

El contraste de la hipótesis nula se suele realizar a partir del cálculo del estadístico pseudo t -ratio asociado a $\alpha = 1$ en [1]. La característica principal que distingue a los diferentes estadísticos de contraste planteados en la literatura es el procedimiento utilizado en la estimación del momento en que se produce el cambio estructural. Consideremos, en primer lugar, el modelo con un posible cambio estructural, $n = 1$ y $d = 0$. Un primer estadístico de contraste, notado como $t_{\alpha}^*(i)$, $i = \{0, 1, 2, 3\}$, estima el punto de corte a partir de la minimización de la secuencia

(4) Para el cálculo de los mismos han sido programados en GAUSS un conjunto de procedimientos, los cuales serán facilitados por los autores bajo previa solicitud.

(5) Para el caso de una ruptura estructural Banerjee, Lumsdaine y Stock (1992) definen, además de los contrastes secuenciales, tests recursivos y rodantes. No obstante, en el artículo se ha optado por aplicar los primeros ya que estos muestran mejores propiedades en términos de tamaño empírico y potencia [ver Montañés (1996) y Montañés y Reyes (1998)].

de estadísticos $t_\alpha(i)$ que se obtiene al estimar [1] en todos los posibles puntos de corte. En términos formales, el estadístico de contraste viene dado por $t_\alpha^*(i, T_b^*, k)$, donde $T_b^* = \arg \min_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\alpha}}(i, T_b, k)$, $i = \{0, 1, 2, 3\}$.

Un segundo tipo de estadísticos son los basados en seleccionar el punto de corte a partir de la maximización o minimización (según cual sea el signo del efecto del cambio estructural) de la secuencia de estadísticos de significación individual de los parámetros de las variables asociadas a los cambios estructurales. En todos los casos, se estima el punto de ruptura a partir de $T_b^* = \arg \min_{T_b \in (k+1, T)} \tau(T_b, k)$ donde $\tau(T_b, k)$ es un estadístico de significación individual (t -ratio) o conjunta (F) de las variables deterministas asociadas al cambio estructural. Una vez seleccionado el punto de corte, se calcula t_α para contrastar $\alpha = 1$ en [1]. El cuadro A.1 recoge los diferentes estadísticos propuestos para determinar el punto de ruptura así como los modelos a los que hacen referencia.

Cuadro A.1: ESTADÍSTICOS DE CONTRASTE

Estadístico	T_b^*	Modelos
$t_\alpha^*(i)$	$\arg \min_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\alpha}}(i, T_b, k)$	$i = \{0, 1, 2, 3\}$
$t_{\alpha, \theta}^*(i)$	$\arg \min_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\theta}}(T_b, k)$	$i = \{0, 1\}$
$t_{\alpha, \gamma}^*(i)$	$\arg \min_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\gamma}}(T_b, k)$	$i = \{2, 3\}$
$t_{\alpha, \theta }^*(i)$	$\arg \max_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\theta}}(T_b, k) $	$i = \{0, 1\}$
$t_{\alpha, \gamma }^*(i)$	$\arg \max_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\gamma}}(T_b, k) $	$i = \{2, 3\}$
$t_{\alpha, \theta, \gamma}^*(i)$	$\arg \max_{T_b \in (k+1, T)} F_{\hat{\theta}, \hat{\gamma}}(T_b, k)$	$i = 2$
$F_{\alpha, \theta}^*(i)^c$	$\arg \max_{T_b \in (k+1, T)} F_{\hat{\alpha}, \hat{\theta}}(T_b, k)$	$i = 0$

Los estadísticos de contraste para el caso en que $d_i \neq 0$ ($i = 1, \dots, n$) en [1] y $n = 1$ propuestos en la literatura se obtienen siguiendo los mismos pasos descritos anteriormente, por lo que no cabe realizar ningún otro comentario. Para distinguir estos estadísticos de los anteriores se ha incorporado una c como superíndice en la notación. No obstante, cabe señalar que Montañés y Reyes (1997) derivan un estadístico de prueba secuencial de tipo pseudo- F para el modelo 0 que permite contrastar la hipótesis de raíz unitaria a partir de la especificación de restricciones lineales sobre los parámetros del modelo. Las restricciones que se imponen bajo la hipótesis nula son que $\alpha = 1$ y $\theta = 0$ en [1]. Este estadístico es notado como $F_{\alpha, \theta}^*(0)^c$ y ha sido calculado a partir del código GAUSS suministrado por los propios autores.

Para el caso en que se permiten dos rupturas estructurales en la componente determinista ($n = 2$) pero $d_i = 0$ ($i = 1, 2$), Lumsdaine y Papell (1997) derivan la distribución asintótica del estadístico $t_\alpha^*(\cdot)$ para tres modelos: {AA-AA, AC-CA, CC-CC}. Para mantener la coherencia notacional, hemos designado el modelo AA-AA mediante $i = 5$, el modelo AC-CA como $i = 6$ y el modelo CC-CC por $i = 7$. El procedimiento a seguir para calcular el valor de este estadístico mimetiza el

descrito anteriormente. Clemente, Montañés y Reyes (1998) consideran variables sin tendencia determinista, modelo AnAn, permitiendo que $d_i \neq 0$, estadístico que se nota como $t_{\alpha}^*(4)^c$. Por otro lado, en el apéndice B de este artículo se considera el modelo que impone $d_i = 0$ y cuyo estadístico es denotado como $t_{\alpha}^*(4)$.

Cuadro A.2: VALORES CRÍTICOS PARA LOS CONTRASTES CON CAMBIOS ESTRUCTURALES

	Tamaño muestral (T)	1%	2,5%	5%	10%
$t_{\alpha}^*(0)^c$	506	-5,51	-5,07	-4,76	-4,42
$t_{\alpha}^*(2)^c$	Asintótico ($l = 0,6$) ⁽³⁾	-4,88	-4,49	-4,24	-3,95
	42 ($l = 0,6$) ⁽⁴⁾	-5,07	-4,66	-4,33	-3,97
$t_{\alpha}^*(2)$	Asintótico ⁽¹⁾	-5,57	-5,30	-5,08	-4,82
	50 ⁽²⁾	-6,16	-5,85	-5,49	-5,18
$t_{\alpha,\gamma}^*(2)$	Asintótico ⁽²⁾	-5,28	-4,95	-4,62	-4,28
$t_{\alpha, \gamma }^*(2)$	Asintótico ⁽²⁾	-5,57	-5,20	-4,91	-4,59
$t_{\alpha,\theta,\gamma}^*(2)$	50 ⁽²⁾	-6,31	-5,92	-5,62	-5,18
$t_{\alpha}^*(4)^c$	50 ⁽⁷⁾	-6,55	-6,17	-5,88	-5,52
$t_{\alpha}^*(4)$	40 ⁽⁹⁾	-6,34	-5,95	-5,63	-5,29
	50 ⁽⁹⁾	-6,20	-5,86	-5,53	-5,23
	100 ⁽⁹⁾	-6,03	-5,69	-5,46	-5,19
	Asintótico ⁽⁹⁾	-5,86	-5,59	-5,39	-5,15
$t_{\alpha}^*(5)$	Asintótico ⁽⁵⁾	-6,94	-6,53	-6,24	-5,96
$t_{\alpha}^*(6)$	Asintótico ⁽⁵⁾	-7,24	-7,02	-6,65	-6,33
$t_{\alpha}^*(7)$	Asintótico ⁽⁵⁾	-7,34	-7,02	-6,82	-6,94
	Tamaño muestral (T)	90%	95%	97,5%	99%
$F_{\alpha,\theta}^*(0)^c$	50 ⁽⁸⁾	10,34	11,87	13,21	15,30

Fuente: (1) Zivot y Andrews (1992); (2) Vogelsang y Perron (1998); (3) Perron (1989); (4) Carrion, Sansó y Artís (1999); (5) Lumsdaine y Papell (1997); (6) Perron y Vogelsang (1992); (7) Clemente, Montañés y Reyes (1998); (8) Montañés y Reyes (1997); (9) Tabulados en este artículo. El superíndice "c" indica Hipótesis nula con cambio estructural.

APÉNDICE B. CONTRASTE DE INTEGRACIÓN PARA EL MODELO ANAN

Los desarrollos que se presentan tienen como finalidad la derivación del estadístico pseudo t -ratio para contrastar la hipótesis nula conjunta de raíz unitaria sin cambios estructurales frente a la alternativa de estacionariedad con n cambios en

la media. La demostración sigue los desarrollos y resultados recogidos en Perron (1997). La ecuación de regresión que se utiliza para llevar a cabo el contraste es:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^n \theta_i DU_{i,t} + \alpha y_{t-1} + u_t,$$

donde $DU_{i,t} = 1$ para $t > T_{bi}$ y 0 en otro caso, y donde $T_{bi} \neq T_{bj}, \forall i, j; \{i, j\} = \{1, \dots, n\}$. De ahora en adelante, la posición relativa en el periodo temporal de cada uno de los n puntos de corte viene recogida por el vector de fracciones de ruptura $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_n)'$, donde $\lambda_i = T_{bi} / T, i = 1, \dots, n$. El modelo denominado como modelo AnAn o modelo 4, puede ser expresado en términos matriciales como:

$$Y = Z(\lambda) \beta + \alpha Y_{-1} + u,$$

donde $Y = (y_2, \dots, y_T)'$, $Y_{-1} = (y_1, \dots, y_{T-1})'$, $Z(\lambda) = (1', DU_1', \dots, DU_n)'$, $\beta = (\mu, \theta_1, \dots, \theta_n)'$ y $u = (u_2, \dots, u_T)'$. Definiendo $P_{z(\lambda)} = Z(\lambda)(Z(\lambda)'Z(\lambda))^{-1}Z(\lambda)'$ matriz de proyecciones ortogonales en el espacio generado por los regresores contenidos en $Z(\lambda)$, donde $(\cdot)'$ indica la inversa generalizada, el modelo puede ser expresado como:

$$M_{z(\lambda)} Y \alpha(\lambda) M_{z(\lambda)} Y_{-1} M_{z(\lambda)} u, \tag{B.1}$$

donde $M_{z(\lambda)} = I_T - P_{z(\lambda)}$ es la matriz, simétrica e idempotente, de destendencialización. El uso que se hace de (λ) a la hora de denotar la matriz de regresores no estocásticos del modelo, $Z(\lambda)$, pretende reflejar la dependencia de dicha matriz respecto de la posición de los puntos de corte. La estimación de (B.1) por MCO permite definir el estadístico de prueba:

$$t_\alpha(4, \lambda) = \frac{T^{-1} Y_{-1}' M_{z(\lambda)} u}{\hat{\sigma}_u(\lambda) \sqrt{T^{-2} Y_{-1}' M_{z(\lambda)} Y_{-1}}},$$

con $\hat{\sigma}_u^2(\lambda) = T^{-1}(Y - \hat{\alpha}(\lambda) Y_{-1})' M_{z(\lambda)}(Y - \hat{\alpha}(\lambda) Y_{-1})$, siendo $\hat{\alpha}(\lambda)$ la estimación MCO de $\alpha(\lambda)$ en (B.1). Llevando a cabo desarrollos similares a los de Perron (1997), se puede comprobar que:

$$H_1(\lambda) = T^{-2} Y_{-1}' M_{z(\lambda)} Y_{-1} \Rightarrow \sigma^2 \int_0^1 W^*(r, \lambda)^2 dr, \tag{B.2}$$

donde $W^*(r) = W(r) - Z(\lambda, r) \left[\int_0^1 Z(\lambda, s)' Z(\lambda, s) ds \right]^{-1} \int_0^1 Z(\lambda, s)' W(s) ds$ denota un movimiento Browniano al que se le ha extraído la componente determinista (proceso de Wiener destendencializado). Por otro lado,

$$\begin{aligned}
H_2(\lambda) &= T^{-1}Y'_{-1}M_{z(\lambda)}u \\
&\Rightarrow \sigma^2 \int_0^1 W(s) dW(s) - \sigma^2 \int_0^1 Z(\lambda, r) dr \times \\
&\quad \left[\int_0^1 Z(\lambda, s)' Z(\lambda, s) ds \right]^{-1} \int_0^1 Z(\lambda, s)' W(s) dW(s), \\
&= \sigma^2 \int_0^1 W^*(s, \lambda) dW(s).
\end{aligned} \tag{B.3}$$

La obtención de la distribución asintótica del estadístico t_α^* (4) requiere establecer la continuidad de $t_\alpha^*(4, \lambda)$ en $[0, 1]$ ya que así será posible aplicar el teorema central del límite funcional. La demostración de la continuidad de $t_\alpha^*(4, \lambda)$ en $[0, 1]$ va hacer uso del resultado que indica que la composición de funcionales continuos es un funcional continuo. Nótese que el estadístico pseudo t -ratio $t_\alpha^*(4)$ se puede escribir como:

$$t_\alpha^*(4) = \inf_{\lambda \in [0,1]^n} t_\alpha(4, \lambda) = \inf_{\lambda \in [0,1]^n} [H_2(\lambda)]^{-1/2} [H_1(\lambda)] / \hat{\sigma}_u(\lambda),$$

donde $H_1(\lambda)$ y $H_2(\lambda)$ vienen dadas por (B.2) y (B.3), respectivamente. Dicho estadístico puede ser reexpresado en términos de composición de funcionales como:

$$t_\alpha^*(4) = h^*[h[H_1(\lambda), H_2(\lambda), \hat{\sigma}_u(\lambda)]],$$

donde $h^*(m) = \inf_{\lambda \in [0,1]^n} m(\lambda)$ para cualquier función real $m(\lambda)$ en $[0, 1]$, y $h[m_1(\lambda), m_2(\lambda), m_3(\lambda)] = m_1(\lambda)^{-1/2} m_2(\lambda) / m_3(\lambda)$, para cualesquiera funciones reales $m_1(\lambda)$, $m_2(\lambda)$ y $m_3(\lambda)$ en $[0, 1]$. Los funcionales $H_1(l)$ y $H_2(l)$ son continuos en $[0, 1]$ dado que los elementos de que se componen están acotados en $[0, 1]$ con W -probabilidad uno [ver Lema A.2 de Perron (1997)]. Teniendo en cuenta que la continuidad de los funcionales h^* y h es probada en Zivot y Andrews (1992), es posible aplicar el teorema central del límite funcional y obtener el siguiente resultado:

$$t_\alpha^*(4) \Rightarrow \inf_{\lambda \in [0,1]^n} \frac{\int_0^1 W^*(r, \lambda)^2 dr}{\left[\int_0^1 W^*(s, \lambda) dW(s, \lambda) \right]^{1/2}},$$

distribución similar a la recogida en el Teorema 1 de Perron (1997).

El cálculo de los valores críticos para diferentes tamaños muestrales se obtienen por simulación directa. Debido al elevado coste en términos de tiempo computacional, los valores críticos asintóticos han sido calculados a partir de la estimación de una superficie de respuesta con los percentiles obtenidos para $T = \{40, 50, 100, 150, 200, 250, 300\}$, especificando como forma funcional $q(i) = \beta_0 + \beta_1 T^{-1} + u_i$, donde $\{i = 0, 1, 0,25, 0,5, 0,1\}$ indica el percentil de interés. Los valores críticos asintóticos y para valores de $T = \{40, 50, 100\}$ del contraste $t_\alpha^*(4)$ se encuentran recogidos en el cuadro A.2.

APÉNDICE C. OBTENCIÓN DE LAS SERIES TEMPORALES

La elaboración de estas series toma como referencia las series de Contabilidad Nacional del INE, las series utilizadas en el modelo econométrico MOISEES de la economía española y las elaboradas por el Servicio de Estudios del Banco de España. El INE proporciona series anuales de contabilidad nacional enlazada en base 1986 para el periodo 1964-1998. Por otro lado, la estimación del modelo MOISEES contempla un periodo temporal mucho más amplio –en algunos casos el año inicial se remonta hasta 1954– pero escoge como año base para obtener las series en términos reales el año 1980.

El proceso de construcción de las series de producto interior bruto, producto interior bruto per cápita, consumo privado nacional, formación bruta de capital fijo y exportaciones e importaciones totales se ha llevado a cabo de la siguiente forma. En primer lugar, se han calculado las tasas de crecimiento anual en el periodo 1954-1964 de las series económicas con base 1980 (MOISEES). En segundo lugar, la aplicación retrospectiva de las tasas de crecimiento sobre las series del periodo 1964-1998 (INE) con base 1986 ha permitido desplazar el año inicial hasta 1954, y obtener las series para el periodo 1954-1998 con base 1986.

Por lo que respecta a las series de exportaciones e importaciones no energéticas las series utilizadas son las de Buisan y Gordo (1997), series en términos reales –base 1986– que cubren el periodo 1964-1995. La actualización de estas series hasta el año 1998 se ha realizado a partir de las variables de exportaciones e importaciones no energéticas en términos reales base 1995 que ofrece la Dirección General de Planificación y Coyuntura (DGPCXER) extrapolando las tasas de crecimiento del periodo 1996-1998 a las series de Buisan y Gordo (1997).



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrés, J., C. Escribano, C. Molinas y D. Taguas (1990): *La inversión en España. Econometría con restricciones de equilibrio*, Antoni Bosch Editor i Instituto de Estudios Fiscales.
- Andrés, J., C. Molinas y D. Taguas (1991): “Una función de consumo para la economía española: aplicación del análisis de cointegración”, en *La economía española. Una perspectiva macroeconómica*, Antoni Bosch Editor i Instituto de Estudios Fiscales.
- Bajo, O. y V. Esteve (1998): “¿Existe un efecto Fisher en el largo plazo? Evidencia para la economía española, 1962-1996”, *Revista Española de Economía*, 15, 2, págs. 149-166.
- Banerjee, A., R.L. Lumsdaine y J.H. Stock (1992): “Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 13, 3, págs. 271-287.
- Bianchi, M. y G. Zoega (1998): “Unemployment Persistence: Does the Size of the Shock Matter?”, *Journal of Applied Econometrics*, 13, págs. 283-304.
- Blanchard, O. y J.F. Jimeno (1995): “Structural Unemployment: Spain versus Portugal”, *American Economic Review*, 85, 2, págs. 212-218.
- Buisan, A. y E. Gordo (1997): “El sector exterior en España”, *Documento de Trabajo* 60, Estudios Económicos. Banco de España.
- Carrion, J. Ll., A. Sansó y M. Artís (1999): “Response Surface Estimates for the Dickey-Fuller Unit Root Test with Structural Breaks”, *Economics Letters*, 63, págs. 279-283.

- Cheung, Y-W. y M.D. Chinn (1996): “Deterministic, Stochastic and Segmented Trends in Aggregate Output: a Cross-Country Analysis”, *Oxford Economic Papers*, 48, págs. 134-162.
- Cheung, Y-W. y M.D. Chinn (1997): “Further Investigation of the Uncertain Unit Root in GNP”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 15, 1, págs. 68-73.
- Christiano, L.J. y M. Eichenbaum (1990): “Unit Roots in Real GNP: Do We Know, and Do We Care?”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 32, págs. 7-62.
- Clemente, J., A. Montañés y M. Reyes (1996): “Contraste de la Hipótesis I(2) bajo la existencia de rupturas estructurales”, *Documento de Trabajo*, Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.
- Clemente, J., A. Montañés y M. Reyes (1998): “Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean”, *Economics Letters*, 59, págs. 175-182.
- Cochrane, J.H. (1988): “How Big is the Random Walk in GNP?”, *Journal of Political Economy*, 96, 5, págs. 893-920.
- Crafts, N y T.C. Mills (1996): “Europe’s Golden Age: An Econometric Investigation of Changing Trend Rates of Growth”, en *Quantitative Aspects of Post-War European Economic Growth*, Cambridge University Press.
- Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1979): “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, págs. 427-431.
- Dolado, J.J. y J.F. Jimeno (1997): “The Causes of Spanish Unemployment: A Structural VAR Approach”, *European Economic Review*, 41, págs. 1281-1307.
- Doménech, R. y D. Taguas (1997): “Exportaciones e importaciones de bienes y servicios en la Economía Española”, *Documento de Trabajo* D-97004, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Elliot, G., T.J. Rothenberg y J.H. Stock (1996): “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, 64, págs. 813-836.
- Escribano, A. (1997): “Contraste de hipótesis en funciones de exportación e importación”, *Revista de Economía Aplicada*, 14, págs. 121-155.
- Gil-Alaña, L.A. y P.M. Robinson (1997): “Testing of Unit Root and other Nonstationary Hypotheses in Macroeconomic Time Series”, *Journal of Econometrics*, 80, págs. 241-268.
- Hobijn, B., P.H.B. Franses y M. Ooms (1998): “Generalizations of the KPSS-test for Stationarity”, *Documento de Trabajo* 9802, Econometric Institute. Erasmus University Rotterdam.
- Jimeno, J.F. y S. Bentolila (1998): “Regional Unemployment Persistence (Spain, 1976-1994)”, *Labour Economics*, 5, págs. 25-51.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P.J. Schmidt y Y. Shin (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, págs. 159-178.
- Lee, J. y M. Strazicich (2001): “Testing the Null of Stationarity in the Presence of One Structural Break”, *Applied Economics Letters*, 8, págs. 377-382.
- Leybourne, S.J. y B.P.M. McCabe (1994): “A Consistent Test for a Unit Root”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 12, 2, págs. 157-166.
- Lumsdaine, R.L. y D.H. Papell (1997): “Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis”, *Review of Economics and Statistics*, 79, págs. 212-218.
- Montañés, A. (1996): “Efecto de una ruptura estructural sobre los contrastes de Dickey-Fuller”, *Revista Española de Economía*, 13, 2, págs. 221-237.

- Montañés, A. y M. Reyes (1997): "Testing for Unit Roots in Variable with a Change in the Mean: a Pseudo F-ratio Test", *Documento de Trabajo*, Departamento de Análisis Económico. Universidad de Zaragoza.
- Montañés, A. y M. Reyes (1998): "Effect of a Shift in the Trend Function on Dickey-Fuller Unit Root Tests", *Econometric Theory*, 14, págs. 355-363.
- Nelson, C. y C. Plosser (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 10, págs. 139-162.
- Ng, S. y P. Perron (1995): "Unit Root Test in ARMA models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, págs. 268-281.
- Ng, S. y P. Perron (2001): "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69, 6, págs. 1519-1554.
- Papell, D.H., C.J. Murray y H. Ghiblawi (2000): "The Structure of Unemployment", *Review of Economics and Statistics*, 82, págs. 309-315.
- Perron, P. (1989): "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57, 6, págs. 1361-1401.
- Perron, P. (1990): "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business & Economic Statistics*, 8, 2, págs. 153-162.
- Perron, P. (1993): "The HUMP-Shaped Behavior of Macroeconomic Fluctuations", *Empirical Economics*, 18, 4, págs. 707-727.
- Perron, P. (1994): "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series", en *Cointegration for the Applied Economist*, Macmillan.
- Perron, P. (1997): "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80, págs. 355-385.
- Perron, P. y T. Vogelsang (1992): "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 3, págs. 301-320.
- Phelps, E.S. (1994): *Structural Slumps - The Modern Theory of Unemployment, Interest and Assets*. Cambridge, MA. Harvard University Press.
- Ramajo, J. (1997): "El consumo familiar de bienes y servicios en España (1964-1994). Un modelo dinámico de corrección de error", *Revista de Economía Aplicada*, 5, 13, págs. 39-63.
- Rappoport, P. y L. Reichlin (1989): "Segmented Trends and Non-Stationary Time Series", *The Economic Journal*, 99, págs. 168-177.
- Stock, J.H. (1994): "Unit Roots, Structural Breaks and Trends", *Handbook of Econometrics, Volume IV. Edited by R. F. Engle and D. L. McFadden*, págs. 2739-2835.
- Vogelsang, T. y P. Perron (1998): "Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time", *International Economic Review*, 39, 4, págs. 1073-1100.
- Zivot, E. y D.W.K. Andrews (1992): "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 3, págs. 251-270.

Fecha de recepción del original: febrero, 2002

Versión final: julio, 2003

ABSTRACT

This paper investigates the robustness of the unit root hypothesis for some of the most representative macroeconomic time series of the Spanish economy covering the period 1954-1998 when structural breaks are allowed to be present. Our analysis shows that, for some variables classified by standard unit root tests as non-stationary time series, the conclusion is reversed when the deterministic trend is specified in such a way that considers the effect of structural breaks.

Key words: unit roots, structural breaks.

JEL classification: C12, C21.