

Análisis de la sostenibilidad del sector exterior en la OCDE con técnicas de multicointegración*

An analysis of external sustainability in OECD countries using multicointegration techniques

Mariam Camarero

Departamento de Economía, Universidad Jaume I e INTECO

Josep Lluís Carrion-i-Silvestre

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Aplicada,
Universidad de Barcelona

Cecilio Tamarit

Departamento de Economía Aplicada II, Universidad de Valencia e INTECO

Resumen

Este artículo analiza la sostenibilidad externa de un grupo de 23 países de la OCDE durante el periodo 1970-2020. La estrategia empírica adoptada muestra la importancia del desequilibrio acumulado como desencadenante del ajuste externo, en línea con la propuesta de Gourinchas y Rey (2007). Para ello, contrastamos la sostenibilidad externa a través de la relación acumulado-flujo entre las variables que representan las relaciones externas de una economía abierta utilizando varios tipos de contrastes de cointegración y multicointegración. Los resultados obtenidos apuntan hacia la sostenibilidad en sentido débil en el análisis de los flujos, mientras que desde el punto de vista del enfoque acumulado-flujo se concluye que cuatro países mostrarían sostenibilidad durante parte del periodo investigado tras realizar ajustes. Entre estos países se encuentran tanto economías tradicionalmente acreedoras, como Nueva Zelanda y Suiza, como deudoras (de la zona euro), en concreto, España y Portugal, que tuvieron acceso más restringido a la financiación en los mercados internacionales durante la última crisis financiera.

Palabras clave: cuenta corriente, saldo de activos exteriores, cambios estructurales, multicointegración.

Clasificación JEL: F32, F36, F37, C22.

Abstract

This paper analyses the external sustainability of a group of 23 OECD countries during the period 1970-2020. The empirical strategy emphasizes the role of accumulated imbalances in external adjustment, as suggested by Gourinchas and Rey (2007). For this purpose, we test external sustainability in a stock-flow setting using several cointegration and multicointegration tests. The results point towards weak sustainability in the external flows, whereas from the stock-flow perspective, four of the countries would show sustainability at least for part of the sample period after adjustment. Among this group are traditional creditor countries such as New Zealand and Switzerland, as well as debtors (eurozone members). In particular, the debtors are Spain and Portugal, that had relatively restricted access to funding in the international markets during the last financial crisis.

Keywords: current account, net foreign assets, structural breaks, multicointegration.

* Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores anónimos y el apoyo económico de la Agencia Española de Investigación (proyectos PID2020-114646RB-C41 y C42/AEI 10.13039/501100011033), así como de la Generalitat Valenciana (proyecto GV-PROMETEO 2018/102). Cecilio Tamarit y Mariam Camarero también agradecen la financiación del proyecto ERASMUS-JMO-2021-CHAIR (101047088) de la Comisión Europea. Dicho apoyo no constituye un respaldo a los contenidos, que reflejan únicamente las opiniones de los autores. Todos los errores restantes son nuestros.

1. Introducción

Desde principios de la década de 1990, los desequilibrios externos por cuenta corriente (CA) se han ampliado considerablemente a nivel mundial. La globalización económica ha aumentado el comercio internacional y la movilidad de capital, facilitando la financiación de desequilibrios por cuenta corriente mayores y más persistentes. Sin embargo, la magnitud de los desequilibrios ha planteado la cuestión clave de su sostenibilidad y la naturaleza del proceso de ajuste. Además, desde las crisis financieras de los años noventa y, especialmente, desde la Gran Recesión, se ha puesto de relieve la relación entre las mismas y los desequilibrios externos¹.

Si bien los déficits temporales por cuenta corriente pueden reflejar, según el modelo neoclásico, una reasignación de capital hacia países donde el mismo es más productivo, su persistencia puede considerarse un problema más grave, ya que estarían evidenciando falta de competitividad o de capacidad de ajuste por parte del país que los experimenta. La consecuencia inmediata de la persistencia en los desequilibrios sería la de provocar un aumento de los tipos de interés internos para atraer capital extranjero. Sin embargo, la acumulación persistente de deuda externa puede implicar el aumento del coste del servicio de la misma, imponiendo una carga excesiva sobre las generaciones futuras.

De esta forma, los desequilibrios macroeconómicos específicos de cada país que antes de las crisis fueron subestimados por los responsables de la formulación de políticas económicas y por los agentes financieros por igual, se convirtieron en factores desestabilizadores tras las mismas. De especial importancia han sido los crecientes desequilibrios externos propiciados por la convergencia de tipos de interés que ocurrieron en la eurozona de 1995 a 1997, poco antes del lanzamiento del euro. La situación de los países periféricos cambió drásticamente en 2008, cuando la crisis financiera de Estados Unidos se extendió a Europa.

Aunque muchos países ricos se han beneficiado del alto grado de globalización financiera internacional y han podido financiar sus crecientes desequilibrios por cuenta corriente a través de entradas de capital extranjero, el deterioro en la posición de su saldo externo (*net foreign assets*, NFA) ha sido severo, requiriendo ajustes dolorosos. Estos ajustes son especialmente duros dentro de una unión monetaria. Por tanto, la crisis económica y financiera de 2008-2009 ha generado serias dudas sobre la sostenibilidad a largo plazo de los desequilibrios externos en la zona del euro (European Commission, 2012). En concreto, la atención se ha ido centrando en la dinámica de las posiciones de inversión internacionales y en la importancia de estrechar la vigilancia de los desequilibrios por cuenta corriente en una unión monetaria, así como los riesgos asociados a la existencia de grandes diferencias entre las posiciones externas de los Estados miembros.

¹ Por ejemplo, véase al respecto el trabajo de Obstfeld y Rogoff (1995).

Como la cuenta corriente representa la tasa a la que un país acumula o reduce sus activos externos, para determinar si un saldo externo de cierto tamaño puede ser un problema, se puede analizar si dicho saldo es consistente con el supuesto de que toda la deuda externa se acabará reembolsando en última instancia.

Hasta hace poco, la literatura empírica rara vez ha abordado el problema de la relación entre la deuda externa y el déficit exterior². El juego No-Ponzi, que se considera sinónimo del cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal del sector exterior (RPIE) a la que se enfrentan todos los países, requiere que la deuda externa de hoy se corresponda con el valor presente de los superávits primarios futuros. Esta condición impone restricciones contrastables sobre las series del saldo de la deuda externa, el déficit por cuenta corriente y/o la relación a largo plazo entre exportaciones e importaciones.

En las últimas tres décadas, la sostenibilidad externa se ha analizado con frecuencia utilizando series temporales no estacionarias. Dos aproximaciones han sido las más frecuentes en la literatura. La primera se ha basado en un enfoque univariante y se ha centrado, bien en el estudio de las propiedades estocásticas de variables flujo, como el déficit por cuenta corriente, incluidos los pagos de intereses³, o bien, en el de una variable acumulada (*stock*), como es el saldo de la deuda externa. El uso de variables acumuladas tiene algunas ventajas desde un punto de vista empírico, ya que son menos volátiles y pueden proporcionar relaciones a largo plazo que son más fáciles de estimar. Varios autores han utilizado recientemente variables acumuladas gracias al desarrollo de una base de datos sobre riqueza externa (Lane y Milesi-Ferretti, 2007, 2018)⁴. Una segunda estrategia empírica se ha basado en un enfoque multivariante, que se centra sobre las propiedades a largo plazo de los flujos de exportaciones e importaciones⁵.

No obstante, la literatura empírica no siempre aborda adecuadamente las complejas relaciones entre el déficit (o las variables implicadas en este desequilibrio) y la evolución del saldo de la deuda externa. Generalmente, el análisis de las respuestas dinámicas de la cuenta corriente a diferentes perturbaciones se centra en el corto plazo, como en Glick y Rogoff (1995) y Milesi-Ferretti y Razin (1996), o se estiman a través de técnicas simples de cointegración que son incapaces de capturar el mecanismo acumulado-flujo (*stock-flow*) compartido por estas variables.

² Con excepciones, como Camarero *et al.* (2013, 2021).

³ Ejemplos de trabajos empíricos basados en la cuenta corriente son Trehan y Walsh (1991), Wickens y Uctum (1993), Ahmed y Rogers (1995), Liu y Tanner (1996), Nason y Rogers (2006) y Engel y Rogers (2009), entre otros.

⁴ Gourinchas y Rey (2007) usan datos mensuales para analizar la restricción presupuestaria intertemporal y medir la situación de sostenibilidad de los desequilibrios externos en los Estados Unidos. De manera similar, IMF (2005) muestra los diferentes roles que desempeñan los efectos de valoración en los países emergentes e industriales. Para el caso español, véase Camarero *et al.* (2013).

⁵ Algunos ejemplos son Husted (1992), Fountas y Wu (1999), Irandoust y Sjoo (2000), Irandoust y Ericsson (2004), Arize (2002), Narayan y Narayan (2005), Herzer y Novak-Lehmann (2006) y Hamori (2009) o del Barrio *et al.* (2015, 2019), entre otros.

La evidencia empírica sobre la relación entre la cuenta corriente y la posición de activos externos netos es limitada. Un trabajo relacionado es el de Durdu *et al.* (2010), que analiza la RPIE para un grupo de países en desarrollo, estimando un modelo de mecanismo de corrección del error mediante la técnica de Pool Mean Estimator de Pesaran *et al.* (1999), con resultados que apuntan al cumplimiento de la restricción de solvencia externa en la mayoría de los casos. En este artículo, nuestro objetivo es encontrar evidencia del mecanismo de equilibrio acumulado-flujo y ampliar evidencia empírica empleando el marco de multicointegración sugerido en Granger y Lee (1989, 1990) y desarrollado por Haldrup (1994) y Engsted *et al.* (1997). La multicointegración implica que en un sistema bivariante de variables no estacionarias integradas de orden uno, $I(1)$, pueda existir más de un vector de cointegración, y, por tanto, las variables están unidas por dos fuerzas equilibradoras. La primera relación de cointegración refleja el equilibrio entre flujos, mientras que la segunda muestra una relación más profunda entre las variables flujo y acumulada. Este enfoque empírico nos ayuda a ampliar la discusión de la RPIE y la sostenibilidad externa a un entorno estocástico. Bohn (1995, 1998) ha demostrado que la sostenibilidad depende críticamente de los cambios en los estados de los precios contingentes que determinan la tasa de descuento de la deuda externa («efectos en la valoración de activos»). La sostenibilidad implica tanto la satisfacción de la RPIE como una condición de transversalidad. La condición de transversalidad requiere que el valor del límite de la deuda, descontada a una tasa que es función de la distribución de probabilidad de la deuda futura, sea cero⁶. En este marco, los contrastes de cointegración tradicionales que se suelen aplicar para comprobar la solvencia externa son demasiado simples.

El presente estudio se basa en buena medida en Camarero *et al.* (2013), si bien actualizándolo y mejorándolo en varios sentidos. La contribución de esta investigación es triple. Primero, al igual que en Camarero *et al.* (2013), basándonos en Taylor (2002) y Gourinchas y Rey (2007), englobamos diferentes enfoques teóricos sobre sostenibilidad externa que destacan la importancia tanto del saldo de la cuenta corriente como de la posición neta de activos externos. Para ello, analizamos la RPIE a través del vínculo entre CA y NFA, una relación clave para la estabilidad a largo plazo de la cuenta corriente. De forma específica, consideramos el sistema acumulado-flujo que configuran las variables del sector exterior. En segundo lugar, desde un punto de vista empírico, la novedad de nuestra investigación radica en que superamos los problemas anteriores presentes en la literatura a través del desarrollo de contrastes de cointegración y multicointegración, que permiten la existencia de múltiples cambios estructurales en las series y modelos estimados. En concreto, aplicamos técnicas de multicointegración siguiendo el enfoque de Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) para contrastar la hipótesis nula de no cointegración en un marco de procesos estocásticos no estacionarios integrados de orden dos, $I(2)$, y, frente a Camarero *et al.*

⁶ La realización correcta de este descuento es especialmente importante, pues tiene implicaciones directas sobre la sostenibilidad, a través de la relación entre el tipo de interés y la tasa de crecimiento de la economía.

(2013), realizamos una extensión para permitir la presencia de hasta tres cambios estructurales. La tercera contribución consiste en el análisis de un grupo de países desarrollados de la OCDE con una atención especial sobre la zona del euro para el periodo 1970-2020, periodo que incluye los efectos de la Gran Recesión y la crisis de la deuda soberana que experimentaron algunos países desarrollados. Nótese que, en Camarero *et al.* (2013), el periodo de análisis cubre hasta 2010 y los contrastes de multicointegración solo consideraban la existencia de dos cambios estructurales, lo que limitaba el estudio de las consecuencias de la Gran Recesión sobre el sector exterior, especialmente en el caso de la zona euro, debido a que la crisis de deuda se materializó en 2010.

El resto del artículo está organizado de la siguiente manera. La sección 2 resume la aritmética de la sostenibilidad externa, así como los principales enfoques empíricos utilizados para contrastarla. La sección 3 presenta el modelo econométrico y los estadísticos aplicados para contrastar la presencia de cointegración en un marco $I(2)$ que permite múltiples cambios estructurales. La sección 4 presenta los resultados de contrastar la sostenibilidad del déficit exterior de los países de la OCDE utilizando el enfoque que se ha propuesto en este documento. Finalmente, la sección 5 desarrolla las conclusiones.

2. Un enfoque unificado de la aritmética de la solvencia externa intertemporal

El propósito de este apartado es delimitar el enfoque de partida de este trabajo, enmarcándolo en la literatura sobre la restricción externa intertemporal. Además, se destaca la importancia de no olvidar que existen mecanismos de ajuste hacia la sostenibilidad que implican tener en cuenta la relación entre variables flujo y acumuladas, esto es, el enfoque acumulado-flujo. A la hora de contrastar la sostenibilidad se utilizarán las condiciones definidas por Bohn (2007) y que son aplicables tanto a la sostenibilidad de las finanzas públicas como a la restricción exterior de una economía.

En su modelo, Gourinchas y Rey (2007) parten de la restricción externa intertemporal de un país y derivan dos implicaciones. La primera es la relación entre la posición del saldo neto de activos exteriores (NFA) –también llamado «riqueza externa»– y la dinámica futura de la cuenta corriente. Si se espera que los rendimientos totales del saldo de NFA sean constantes, el valor neto a fecha de hoy de los pasivos externos debe compensarse con futuros superávits comerciales, lo que se conoce como el «canal comercial» de ajuste. Sin embargo, en presencia de rendimientos de activos estocásticos, las ganancias y pérdidas de capital esperadas sobre las posiciones exteriores brutas constituyen una herramienta de ajuste complementaria llamada «canal de valoración»⁷.

La restricción externa implica que los desequilibrios actuales deben predecir cambios futuros en la balanza comercial (ajuste de flujos), movimientos futuros en los rendimientos de la cartera de NFA (cambios en el *stock* de activos externos), o

⁷ En European Commission (2012) se concluye que los efectos de valoración han sido grandes en la mayoría de los países de la zona euro con posiciones elevadas en NFA. Irlanda y Grecia, pero también España, presentan importantes efectos de valoración, aunque de naturaleza mayoritariamente temporal.

ambos. En el corto y medio plazo, la mayor parte del ajuste pasa por el rendimiento de los activos mientras que, en horizontes lejanos, el ajuste se produce a través de la balanza comercial.

El valor de los activos propiedad de residentes nacionales en el extranjero (A) menos el valor de los pasivos con el resto del mundo (L) constituye el saldo neto de activos extranjeros (NFA) o riqueza externa de una nación. Si la posición es positiva, $NFA > 0$, el país es un acreedor neto frente al resto del mundo. Por el contrario, si el NFA es negativo, $NFA < 0$, entonces el país es un deudor neto, porque sus pasivos con el resto del mundo exceden a sus activos. Todas las naciones están sujetas a una restricción presupuestaria que requiere que el valor del gasto interno bruto (GDE) o absorción, más el cambio en el *stock* de activos extranjeros propiedad de los residentes nacionales ($A_t - A_{t-1}$) sea igual al valor del PIB más el cambio en el *stock* de deuda interna adeudada a extranjeros ($L_t - L_{t-1}$). Combinando esta relación con la definición de la cuenta corriente, se deduce que el cambio en la posición de activos externos es el mismo que el saldo por cuenta corriente.

Por tanto, si la cuenta corriente está en déficit, $CA < 0$, el cambio en la posición de activos externos netos es negativo, lo que indica que el aumento en la deuda externa fue mayor que el incremento de los activos externos durante el año. Un cambio negativo en la posición de activos externos netos constituye una entrada de capital, ya que aumenta el capital que fluye al país a través del incremento en el nivel de la deuda externa. La posición de la balanza por cuenta corriente futura y las posiciones de activos externos netos están relacionadas con el nivel actual de la cuenta corriente y de los activos externos netos a través de los flujos futuros de ingresos externos netos.

Dividiendo por el nivel de PIB e imponiendo la condición de sostenibilidad de la deuda externa, de forma que la relación entre NFA y PIB sea constante en un determinado nivel, nfa^* , la ratio entre exportaciones netas y PIB, nx^* , es:

$$nx_t^* = (g - i)nfa^* \quad [1]$$

Donde g es la tasa de crecimiento del PIB nominal y donde i es el tipo de interés nominal. Siempre que $g > i$, la economía puede seguir importando más de lo que exporta, es decir, incurrir en déficits comerciales, sin que la proporción de deuda se eleve por encima del nivel deseado (nfa^*). En este artículo usamos indistintamente nx y ca . A través de un análisis similar, se puede demostrar que la ratio de la cuenta corriente respecto al PIB, ca^* , es:

$$ca^* = g \cdot nfa^* \quad [2]$$

Para derivar las diferentes hipótesis a contrastar, consideramos la identidad de la acumulación de los activos externos netos entre t y $t - 1$:

$$NFA_t = (1 + i_t)NFA_{t-1} + NX_t \quad [3]$$

Las ecuaciones mostradas hasta ahora son caracterizaciones de la balanza de pagos periodo a periodo. En ella, se equipara el déficit (superávit) por cuenta corriente

a la entrada (salida) de capital o empréstito (préstamo) neto desde (hacia) el exterior. Iterando la Expresión [3] hacia adelante y asumiendo que el valor esperado para el tipo de interés es $E(i_t | \varphi_{t-1}) = r$, siendo φ_{t-1} el conjunto de información disponible en $t - 1$, obtenemos:

$$NFA_t = \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E(NX_{t+j} | \varphi_{t-1}) + \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^T E(NFA_{t+T} | \varphi_{t-1}) \quad [4]$$

La Expresión [4] simplemente establece que los agentes internacionales pueden prestar a una economía si esperan que el valor presente del flujo futuro de exportaciones netas sea igual al volumen actual de deuda. Por tanto, la hipótesis de sostenibilidad o restricción externa de largo plazo implica que:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^T E(NFA_{t+T} | \varphi_{t-1}) = 0 \quad [5]$$

Esta condición de transversalidad significa que el valor presente esperado del volumen de deuda cuando t tiende a infinito debe ser igual a cero, es decir, la condición de que no se verifique un juego de tipo Ponzi. Según Trehan y Walsh (1991), dado que la cuenta corriente es $CA_t = NFA_t - NFA_{t-1}$, una condición suficiente para que [5] se verifique es que la cuenta corriente sea un proceso estacionario $I(0)$. En el caso más realista de una economía con una tasa positiva de crecimiento, tenemos que una primera hipótesis a contrastar sería si $ca_t = CA_t / PIB_t$ es $I(0)$. Esto significa que la sostenibilidad es posible con déficits por cuenta corriente en la medida en que estos no crezcan más rápido que la producción esperada. Por tanto, la condición de transversalidad requiere un límite igual a cero en la deuda externa futura descontada a una tasa⁸.

En un entorno estocástico con datos no estacionarios, estas condiciones se han interpretado empíricamente como el requisito de que exista cointegración entre importaciones y exportaciones con un vector de cointegración $(1 - \beta_{1,0})'$, $\beta_{1,0} \leq 1$. En este entorno es posible distinguir diferentes grados de sostenibilidad: si $\beta_{1,0} = 1$, tenemos sostenibilidad fuerte; mientras que cuando $\beta_{1,0} < 1$, la sostenibilidad es débil⁹.

La dificultad práctica en el enfoque anterior es que, en principio, cualquier nivel de deuda externa es compatible con la solvencia, siempre que se cuente con suficientes superávits comerciales en un futuro indefinido (Milesi-Ferretti y Razin, 1996).

Finalmente, manipulando la Expresión [3], resulta que la relación entre las exportaciones netas y los activos externos netos es un proceso estacionario $I(0)$ con una media incondicional NX/NFA que satisface:

$$\frac{NX}{NFA} = \rho - 1 < 0 \quad [6]$$

Donde $\rho = \dot{y}_t / \tilde{r} < 1$ implica que la tasa de crecimiento real de la riqueza es menor que la tasa de rendimiento del activo externo neto. Así, países con posiciones

⁸ Nótese que dicha tasa puede ser variable en el tiempo.

⁹ Véase Quintos (1995).

acreedoras en el estado estacionario ($NFA > 0$) deberían generar déficit ($NX < 0$), mientras que países con posiciones deudoras en el estado estacionario ($NFA < 0$) deben tener superávits comerciales ($NX > 0$).

Por tanto, en un entorno estocástico, la restricción externa intertemporal implica una relación entre exportaciones (importaciones) y deuda externa a largo plazo como la descrita en [6]. Esto significa que una relación acumulado-flujo a largo plazo estará siempre presente entre el saldo por cuenta corriente (variable de tipo flujo) y la deuda (variable de tipo acumulado).

En nuestro trabajo también tenemos en cuenta la crítica realizada por Bohn (2007) sobre el concepto de sostenibilidad y su aplicación en el contexto de raíces unitarias y cointegración¹⁰. Él sostiene que estos contrastes no son directamente adecuados para la evaluación de la sostenibilidad y deriva tres proposiciones que pueden adaptarse al caso de la sostenibilidad externa¹¹.

En primer lugar, según Bohn, cualquier orden finito de integración de estas variables (nfa_t y nx_t), por separado, conduce al cumplimiento de la restricción presupuestaria intertemporal del sector exterior; por tanto, la estacionariedad de las mismas es una condición suficiente, pero no necesaria. En segundo lugar, muestra que la relación de cointegración entre exportaciones e importaciones tampoco es condición necesaria para evitar que se produzca una situación explosiva (juego de Ponzi), solo suficiente. Por último, en tercer lugar, demuestra que una especificación de mecanismo de corrección del error entre nfa_t y nx_t es suficiente para evitar cualquier resultado explosivo entre las variables que determinan el equilibrio externo en el largo plazo. En este artículo proponemos un enfoque alternativo para probar la sostenibilidad basado en la multicointegración, aproximación que permite ver la relación de equilibrio a largo plazo entre nfa_t y nx_t .

3. Metodología econométrica

En esta sección describimos la estrategia de contraste que usamos para abordar las cuestiones teóricas descritas anteriormente. La aplicación empírica utiliza una base de datos que consta de 23 países desarrollados de la OCDE, tanto europeos como del

¹⁰ Téngase en cuenta que incluso si las afirmaciones de Bohn se refieren originalmente a las finanzas públicas, se pueden aplicar fácilmente a los desequilibrios externos. Camarero *et al.* (2015) analizan, para el caso de las finanzas públicas, la existencia de multicointegración con cambios estructurales.

¹¹ Dichas proposiciones se pueden enumerar de la siguiente manera:

1. Si nfa_t es un proceso estocástico integrado de orden m para cualquier $m \geq 0$ finito, entonces nfa_t satisface la condición de transversalidad, y nfa_t y nx_t satisfacen la restricción externa intertemporal.
2. Si las exportaciones e importaciones son procesos estocásticos integrados de orden m_x y m_m , respectivamente –donde $\Delta nfa_t = x_t - m_t$, con $x_t = X_t/PIB_t$ y $m_t = M_t/PIB_t$ –, entonces nfa_t es un proceso estocástico integrado de orden m siendo $m \leq \max(m_x - m_m) + 1$, por lo que la condición de transversalidad y la restricción intertemporal se cumplen.
3. Si nfa_t y nx_t siguen una especificación de corrección de error de la forma $nx_t + \rho nfa_t - 1 = z_t$ y z_t es un proceso estocástico integrado de orden m para algunos $\rho < 0$ tales que $|\rho| \in (0, 1 + r]$, donde r es un tipo de interés constante, entonces nfa_t satisface la condición de transversalidad y la restricción intertemporal se cumple.

resto del mundo¹². La muestra cubre el periodo 1970-2020 (era post Bretton-Woods), y los datos anuales de importaciones, exportaciones y PIB se han obtenido de la base de datos AMECO proporcionada por la Comisión Europea.

Como se mencionó anteriormente, las políticas sostenibles relativas al sector externo deben satisfacer la RPIE y la condición de transversalidad dada en [5]. En un entorno estocástico con datos no estacionarios, estas condiciones se han probado empíricamente evaluando si existe una relación de cointegración entre las importaciones (m_t) y las exportaciones (x_t) en porcentaje sobre el PIB con un vector de cointegración $(1 - \beta_{1,0})', \beta_{1,0} \leq 1$ –véase Leachmann y Francis (2000)–. Ello requiere establecer, en primer lugar, el orden de integración de m_t y x_t , y segundo, probar la presencia de una relación a largo plazo entre estas variables. No obstante, la inspección visual de estas variables indica que la presencia de algunas perturbaciones no recurrentes de gran magnitud podría haber afectado a su evolución, algo que debe ser tenido en cuenta al evaluar las propiedades estocásticas de las series para poder obtener conclusiones significativas –Perron (1989, 2006).

La presencia de una relación de largo plazo entre importaciones y exportaciones define un primer nivel de sostenibilidad, aunque es también posible que otras fuerzas estuviesen configurando un sistema acumulado-flujo que vincule estas dos variables y defina un nivel más profundo de sostenibilidad, es decir, un segundo nivel de cointegración. En este trabajo nos proponemos analizar si existe una relación entre los activos externos netos y la cuenta corriente. Definiendo $\sum_{j=1}^t m_j$ y $\sum_{j=1}^t x_j$ como las importaciones y exportaciones acumuladas, respectivamente, podemos especificar un modelo como:

$$\sum_{j=1}^t m_j = \beta_0' c_t + \beta_{1,0} \sum_{j=1}^t x_j + \delta_{1,0} x_t + u_t \quad [7]$$

Donde c_t recopila los regresores deterministas. En la Expresión [7] se incluye el nivel de exportaciones entre los regresores estocásticos con el fin de cubrir las dos variables a las que los responsables de la formulación de políticas prestan atención: el volumen de la deuda externa (es decir, los activos externos netos) y la posición de la cuenta corriente (exportaciones). Esta interpretación se puede hacer observando que la configuración $\beta_{1,0} = 1$ en [7] lleva a:

$$\sum_{j=1}^t m_j - \sum_{j=1}^t x_j = \beta_0' c_t + \delta_{1,0} x_t + u_t \quad [8]$$

$$-nfa_t = \beta_0' c_t + \delta_{1,0} x_t + u_t \quad [9]$$

Donde $nfa_t = \sum_{j=1}^t x_j - \sum_{j=1}^t m_j$ es la posición neta de activos extranjeros. Se puede ver que [9] define una relación potencial a largo plazo entre nfa_t y la cuenta corriente

¹² De forma específica, consideramos Australia (AUS), Austria (AUT), Bélgica (BEL), Canadá (CAN), Dinamarca (DEN), Finlandia (FIN), Francia (FRA), Alemania (GER), Grecia (GRE), Islandia (ICE), Irlanda (IRE), Italia (ITA), Japón (JAP), Malta (MAL), Países Bajos (NLD), Nueva Zelanda (NZE), Noruega (NOR), Portugal (POR), España (SPA), Suecia (SWE), Suiza (SWI), Reino Unido (UK) y Estados Unidos (US).

una vez que se impone la restricción $\beta_{1,0} = 1$. Nótese que este enfoque sigue el concepto de contraste de multicointegración propuesto en Granger y Lee (1989), donde el vector de cointegración entre las variables en niveles se supone conocido. La especificación dada por la Expresión [7] implica trabajar dentro de un sistema acumulado-flujo, que nos permite considerar si los Gobiernos están tomando medidas correctivas en los flujos –en nuestro caso, exportaciones e importaciones en proporción del PIB– de tal manera que también controlan, en cierta medida, el volumen de la deuda externa –el agregado acumulado dado por la cuenta corriente.

Bajo este marco de multicointegración y con el fin de contrastar la sostenibilidad externa, tenemos que analizar las condiciones en términos de las expresiones anteriores, y, en particular, del modelo uniecuacional dado por [7]. Esta expresión integra la variable flujo $x_t \sim I(1)$ y las variables acumuladas $\sum_{j=1}^l m_j \sim I(2)$ y $\sum_{j=1}^l x_j \sim I(2)$. Los parámetros $\beta_{1,0}$ y $\delta_{1,0}$ definen el primer y segundo nivel de cointegración, respectivamente. El primer nivel de cointegración se refiere a la relación de cointegración entre las variables flujo, mientras que el segundo nivel de cointegración relaciona las variables flujo y acumuladas. La evaluación del grado de sostenibilidad exterior dependerá de los valores de estos parámetros. Si $\beta_{1,0} > 1$, entonces los déficits, en promedio, son predominantes; mientras que si $\beta_{1,0} < 1$, los superávits superan a los déficits.

Como se señaló anteriormente, la mayoría de los estudios empíricos han destacado la existencia de distintos regímenes de sostenibilidad del sector exterior y algunos de ellos han introducido cambios estructurales en el análisis de la relación entre importaciones y exportaciones. Si tales cambios de régimen están presentes, como concluye la literatura, los contrastes desarrollados por Haldrup (1994) y Engsted *et al.* (1997) no resultarían adecuados. Alternativamente, una de las contribuciones de nuestro trabajo es implementar un contraste desarrollado por Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) para comprobar la existencia de cointegración entre variables $I(2)$ con cambios de régimen. En concreto, definimos el modelo dado por¹³:

$$y_t = \mu + \xi t + \sum_{i=1}^l \theta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DT_{i,t} + \beta_{1,0} x_{2,t} + \sum_{i=1}^l \beta_{1,i} DU_{i,t} x_{2,t} + \delta_{1,0} x_{1,t} + \sum_{i=1}^l \delta_{1,i} DU_{i,t} x_{1,t} + u_t \tag{10}$$

$$\Delta x_{1,t} + \varepsilon_{1t} \tag{11}$$

$$\Delta^2 x_{2,t} + \varepsilon_{2t} \tag{12}$$

Donde $y_t = \sum_{j=1}^l m_j$, $x_{2,t} = \sum_{j=1}^l x_j$ y $x_{1,t} = x_t$, l denota el número de cambios estructurales, $DU_{i,t} = 1$ y $DT_{i,t} = (t - T_i)$ para $t > T_i$, y 0 en caso contrario, donde $T_i = [\lambda_i T]$ denota el i -ésimo punto de ruptura, $i = 1, 2, \dots, l$, $[\cdot]$ es la parte entera, λ_i es la fracción de ruptura, de manera que $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_l) \in \Lambda$ con el conjunto de posibles combinaciones de fracciones de ruptura dado por $\Lambda = \{(\lambda_1, \dots, \lambda_l) \in \epsilon \mid \lambda_1 < \dots < \lambda_l < 1 - \epsilon$

¹³ Véase el Modelo 8 en Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011).

y $|\lambda_i - \lambda_{i+1}| > \epsilon$, donde ϵ denota la distancia relativa entre los puntos de corte y los extremos del periodo muestral –un valor popular utilizado en la literatura para el parámetro de recorte (*trimming*) es de $\epsilon = 0,15$ – con la convención de que $\lambda_{i+1} = 1$.

Existen varias posibilidades de cointegración en el sistema que vienen dadas por [10]. Si u_t es un proceso estocástico $I(2)$, de modo que $\Delta^2 u_t = v_t$ es $I(0)$, entonces no hay cointegración. Si $\Delta u_t = v_t$ es $I(0)$, entonces y_t y $x_{2,t}$ están cointegradas, es decir, $(y_t, x_{2,t})' \sim CI(2, 1)$ –con un cambio en el vector de cointegración–, mientras que si el término de error resultante $z_t = y_t - (\beta_{1,0} + \sum_{i=1}^l \beta_{1,i} DU_{i,t})x_{2,t}$ cointegra con $x_{1,t}$, entonces tenemos un sistema completamente cointegrado tal que $u_t = v_t$ es $I(0)$.

Como señala Haldrup (1994), en muchas situaciones es probable que exista cointegración al menos al nivel de variables $I(1)$, lo que nos lleva a contrastar la hipótesis nula de no cointegración en el primer nivel, es decir, $u_t \sim I(1)$, frente a la hipótesis alternativa de multicointegración con cambios estructurales, $u_t \sim I(0)$. Para evaluar el orden de integración de \hat{u}_t , se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) la ecuación de regresión aumentada de Dickey y Fuller (1979) y Said y Dickey (1984):

$$\Delta \hat{u}_t = \varphi \hat{u}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \eta_t \quad [13]$$

A partir de la cual se calcula el estadístico de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para contrastar la hipótesis nula de que $\varphi = 0$ usando el estadístico pseudo t-ratio, $t_\varphi(\lambda)$. Hasta ahora, se ha considerado que los puntos de ruptura T_i , $i = 1, 2, \dots, l$, son conocidos *a priori*, aunque en la mayoría de los casos este supuesto no tiene por qué darse. De ser así, podemos seguir la literatura existente y calcular el contraste ADF de multicointegración para cada posible valor del vector de cambios estructurales, $\lambda \in \Lambda^l$, lo que define una secuencia de estadísticos. Entonces, se elige el mínimo de la secuencia de estadístico ADF:

$$t_\varphi^* = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_\varphi(\lambda) \quad [14]$$

Considerando todas las posibles combinaciones de l cambios estructurales. Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) consideran el caso de un solo cambio estructural ($l = 1$), proporcionando valores críticos para contrastar la hipótesis nula que $u_t \sim I(1)$. En este artículo ampliamos el análisis permitiendo múltiples cambios estructurales en la especificación del modelo dado por la Expresión [10]. La distribución límite de [14] viene dada en el teorema 1 de Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) con una ligera modificación que, para completitud del trabajo, se reproduce en el siguiente corolario.

Corolario 1. Sea $Y_t = (y_t, x'_{1,t}, x'_{2,t})'$ el vector de variables generado por [10] a [12] con $u_t \sim I(1)$. Entonces, para $T \rightarrow \infty$, $T_i \rightarrow \infty$ de manera que $\lambda_i = T_i/T$, $i = 1, \dots, l$, permanece constante, y con $p = O_p(T^{1/3})$, el estadístico t_φ^* dado por [14] converge hacia

$$t_\varphi^* \Rightarrow \inf_{\lambda \in \Lambda} \left[\left(\int_0^1 W^{*2}(\lambda, r) dr \right)^{-1/2} \left(\int_0^1 W^*(\lambda, r) dW^*(\lambda, r) \right) \right]$$

Donde \Rightarrow denota convergencia débil de medida de probabilidad asociada en el intervalo $[0,1]$, y $W^*(\lambda, r) = W_0(r) - W(\lambda, r)'(\int_0^1 W(\lambda, r)'W(\lambda, r)dr)^{-1}(\int_0^1 W(\lambda, r)'W_0(r)dr)$, con $W_0(r)$ un movimiento browniano estándar y $W(\lambda, r)$ un vector compuesto del límite de los elementos que definen la componente determinista, movimientos brownianos y movimientos brownianos acumulados.

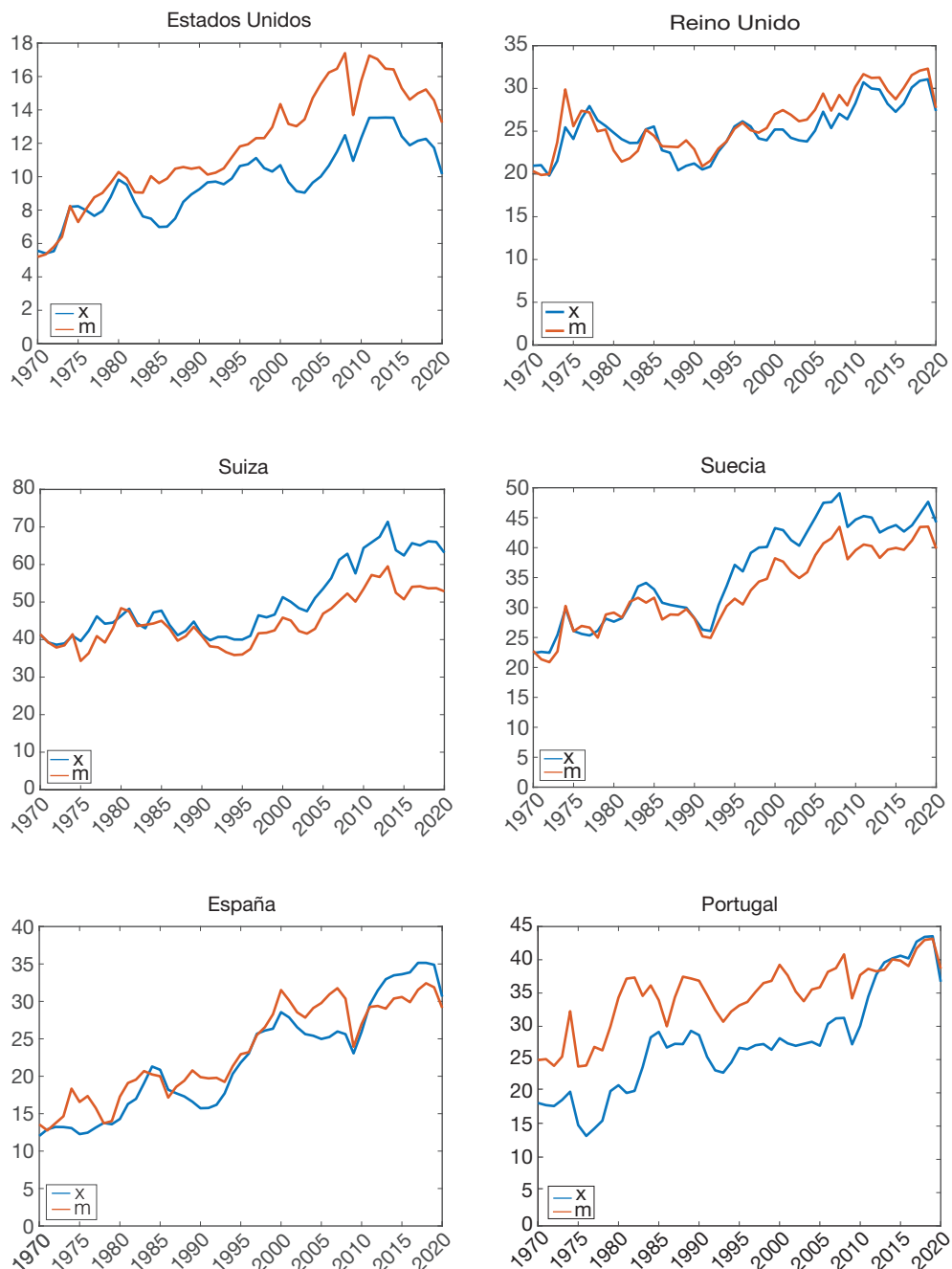
La aproximación de la distribución límite recogida en el Corolario 1 permite la obtención de los valores críticos requeridos para llevar a cabo la inferencia estadística. Para ello, se ha utilizado el diseño del experimento de simulación detallado en Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011), con $T = 50$, $\epsilon = 0,15$ y 10.000 réplicas usando el programa econométrico GAUSS. Los valores críticos se recogen en la nota a pie del Cuadro 6.

4. Resultados empíricos

4.1. Orden de integración

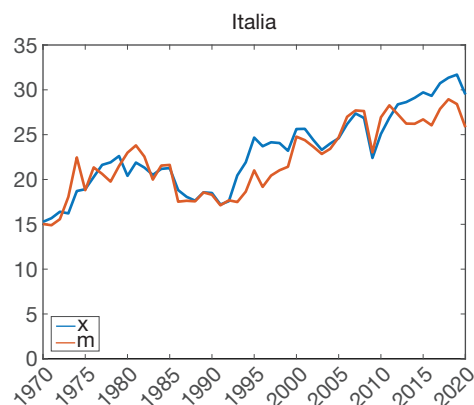
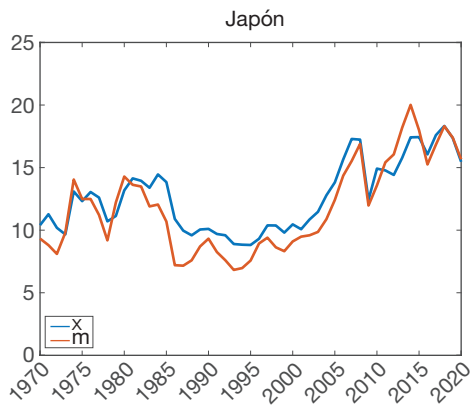
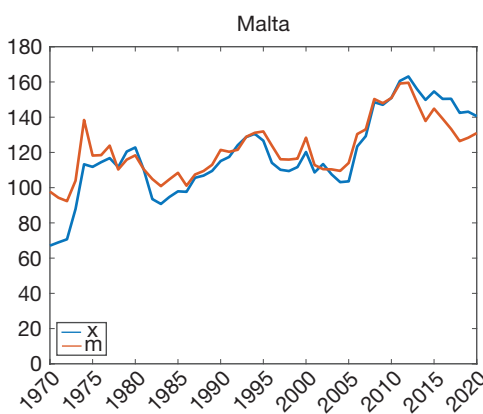
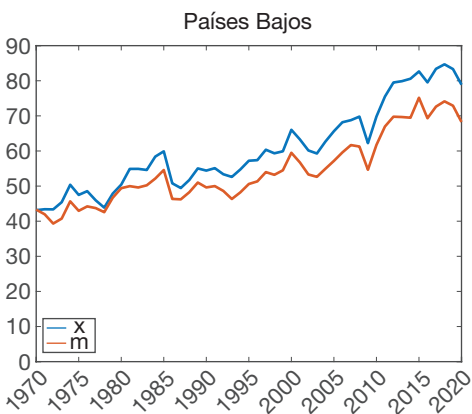
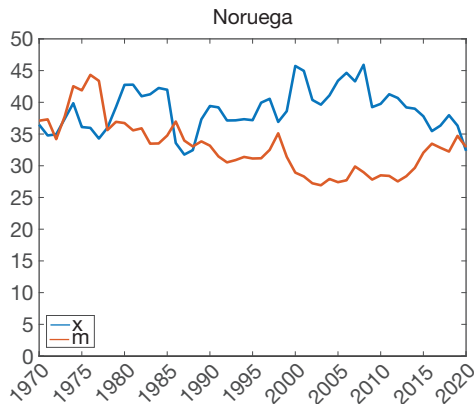
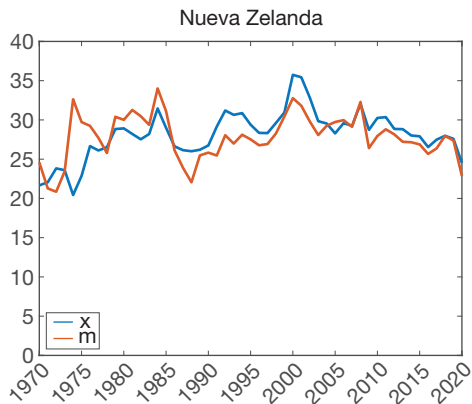
Teniendo en cuenta análisis previos en la literatura empírica y los efectos esperados de las diferentes crisis económicas sobre las variables que estamos tratando, comenzamos el análisis del orden de integración de las series temporales incluidas en nuestro estudio investigando la posible presencia de cambios estructurales. Esto es importante, pues los contrastes de raíz unitaria pueden conducir a conclusiones engañosas si la presencia de dichas discontinuidades en las series no es tenida en cuenta. Por tanto, la primera etapa de nuestro análisis se ha centrado en un paso previo al contraste de raíz unitaria que tiene como objetivo evaluar si las series se ven afectadas por cambios estructurales independientemente de su orden de integración. Esta etapa de prueba previa proporciona una indicación de si se deben aplicar contrastes de raíz unitaria con o sin cambios estructurales. Esta problemática ha sido abordada por Perron y Yabu (2009), quienes definen un contraste estadístico basado en un enfoque de mínimos cuadrados generalizados utilizando una especificación autorregresiva para representar el comportamiento del componente aleatorio, con corrección del sesgo de estimación y con un truncamiento hacia el valor uno cuando la suma de los coeficientes autorregresivos es cercana a la unidad. Para unas fechas del cambio estructural dadas, se construye el contraste de tipo Wald ($Exp - W_{FS}$) para contrastar la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural. Perron y Yabu (2009) especifican tres modelos diferentes dependiendo de si el cambio estructural solo afecta al nivel (Modelo I), a la pendiente de la tendencia (Modelo II) o al nivel y a la pendiente de la tendencia temporal (Modelo III). En nuestro caso, nos centramos en las especificaciones que permiten cambios en la pendiente de la serie, dada la evolución que muestran las series analizadas (véase Figura 1).

FIGURA 1
EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M)
EN PORCENTAJE DE PIB



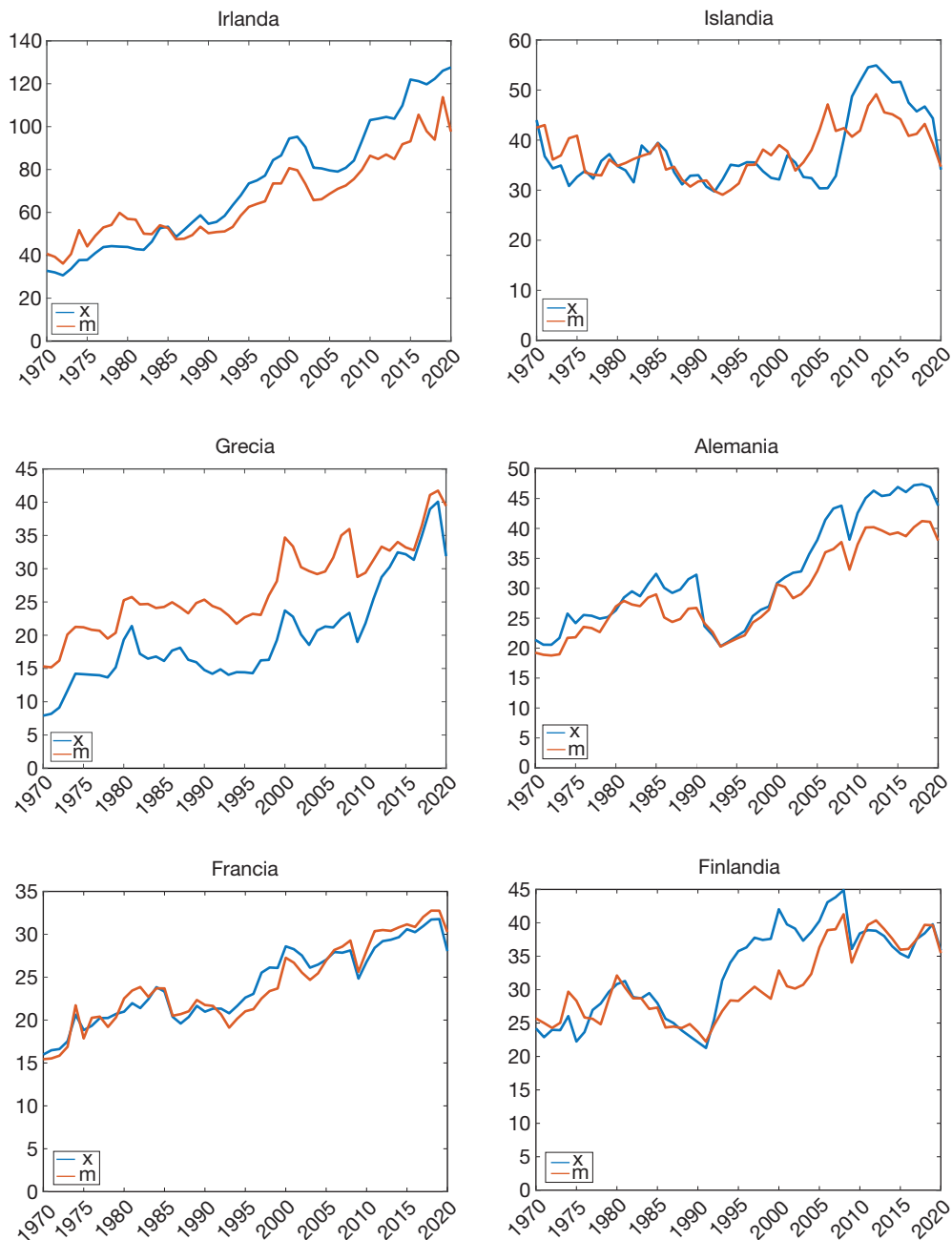
FUENTE: Elaboración propia.

FIGURA 1 (Continuación)
EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M)
EN PORCENTAJE DE PIB



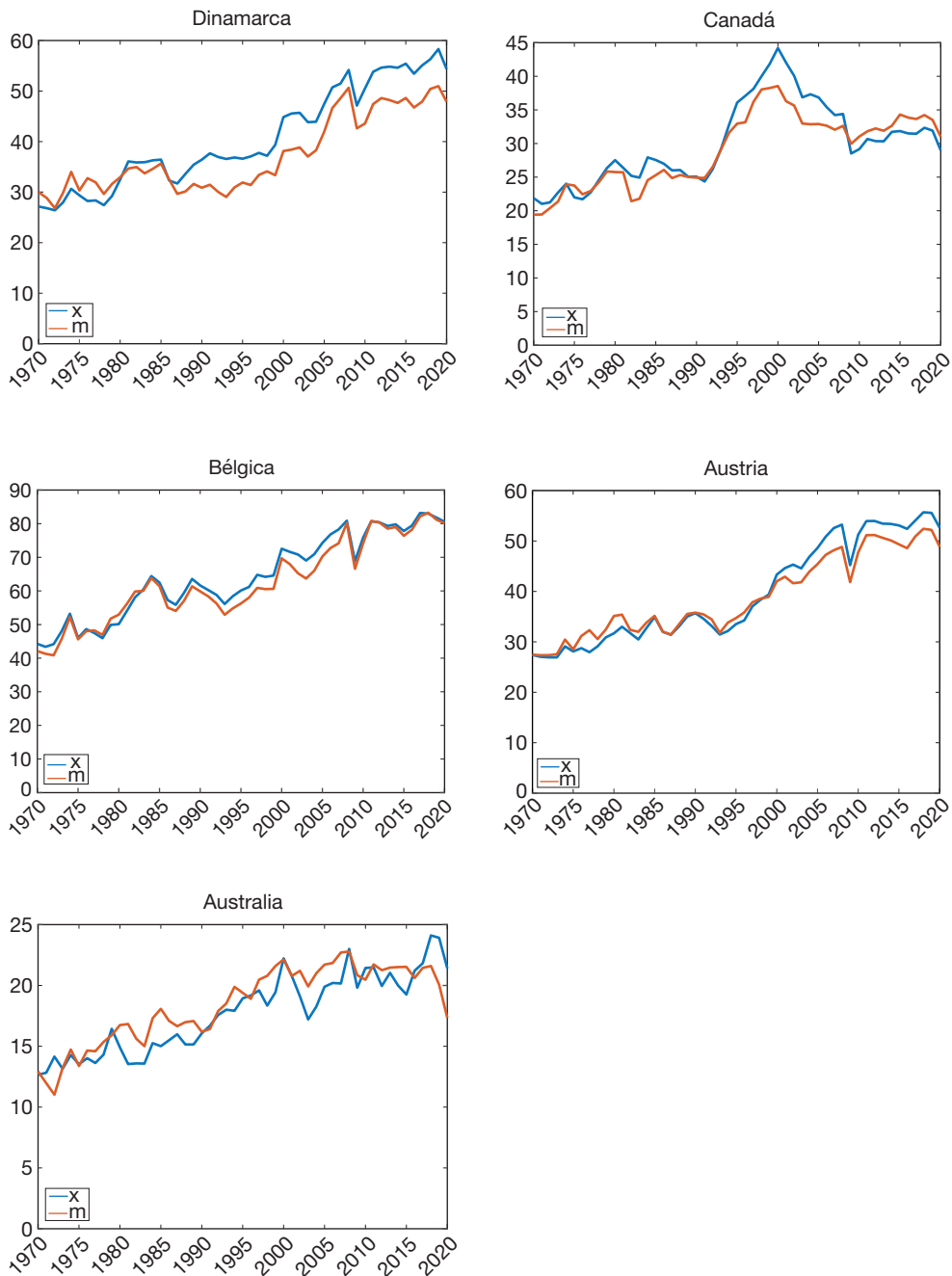
FUENTE: Elaboración propia.

FIGURA 1 (Continuación)
EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M)
EN PORCENTAJE DE PIB



FUENTE: Elaboración propia.

FIGURA 1 (Continuación)
EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M)
EN PORCENTAJE DE PIB



FUENTE: Elaboración propia.

Los resultados que aparecen en el Cuadro 1 muestran que encontramos evidencia marginal en contra de la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural. Para el caso de las importaciones, la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural se rechaza para Canadá, Noruega, Portugal y España en, al menos, una de las especificaciones que se han estimado. Para las exportaciones, la hipótesis nula se rechaza para Canadá, Alemania, Países Bajos, Nueva Zelanda y Noruega. Teniendo en cuenta estos resultados, los Cuadros 2 y 3 presentan los contrastes de raíz unitaria

CUADRO 1
ESTADÍSTICO DE PERRON-YABU PARA CONTRASTAR LA HIPÓTESIS NULA DE AUSENCIA DE CAMBIO ESTRUCTURAL FRENTE A LA HIPÓTESIS ALTERNATIVA DE UN CAMBIO ESTRUCTURAL

Países	Importaciones sobre PIB		Exportaciones sobre PIB	
	Modelo II	Modelo III	Modelo II	Modelo III
AUS	0,323	0,904	-0,576	0,321
AUT	-0,565	0,036	-0,448	-0,026
BEL	-0,557	0,153	-0,552	0,059
CAN	0,373	3,061**	0,677	2,522*
DEN	-0,404	0,154	-0,546	0,411
FIN	-0,507	-0,007	-0,251	0,639
FRA	-0,517	0,287	-0,396	0,738
GER	-0,394	0,625	-0,266	9,171**
GRE	-0,572	0,431	-0,458	0,166
ICE	-0,432	0,266	-0,550	1,109
IRE	-0,513	-0,208	-0,312	1,492
ITA	-0,512	0,353	-0,538	0,127
JAP	-0,439	0,059	-0,447	0,115
MAL	-0,594	0,048	-0,467	0,903
NLD	-0,547	1,318	-0,554	2,339*
NZE	-0,396	0,232	0,191	2,718*
NOR	8,435**	8,601**	-0,285	2,730*
POR	-0,351	14,124**	-0,594	-0,158
SPA	-0,374	3,167**	-0,578	0,052
SWE	-0,530	-0,055	-0,315	0,285
SWI	-0,401	-0,001	-0,333	0,241
UK	-0,598	-0,336	-0,577	-0,016
US	0,028	0,555	-0,441	0,074

NOTAS: Los valores críticos a un nivel de significación del 5% y 10% son, respectivamente, 1,28 y 0,74 (Modelo II) y 2,79 y 2,15 (Modelo III). ** y * denotan el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural a un nivel de significación del 5% y 10%, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

de Dickey-Fuller y los contrastes modificados (contrastos M) de Ng y Perron (2001) y Carrion-i-Silvestre *et al.* (2009). Como se puede observar, para las importaciones y centrándonos en los contrastes de tipo M, ya que muestran mejor rendimiento en una muestra finita que el contraste estadístico ADF, vemos que el rechazo de la hipótesis de raíz unitaria solo aparece para el contraste MSB en el caso de Irlanda. Para las exportaciones, en general, los contrastes calculados no rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria. Las excepciones son Australia y Bélgica, para los cuales todos los estadísticos conducen al rechazo de la hipótesis nula, y Noruega (rechaza la hipótesis nula solo para un contraste). Una vez que permitimos la existencia de múltiples cambios estructurales, el primer resultado sorprendente que encontramos es que, hasta con tres cambios estructurales, la evidencia empírica indica que la evolución de las variables de interés está determinada por tendencias estocásticas. La excepción se da para las exportaciones de Australia y Bélgica, hecho que implicará que dichos países queden excluidos del análisis de cointegración que se realiza a continuación.

En cuanto a la ubicación de las rupturas, solo en unos pocos casos los cambios estructurales han ocurrido en los años setenta o primeros de los ochenta: cinco veces para las importaciones (Canadá, Noruega, Portugal y España) y cuatro veces para las exportaciones (Canadá, Países Bajos, Noruega y Portugal). Dichos cambios están relacionados con la respuesta a la segunda crisis del petróleo en algunos países europeos. El segundo grupo de cambios estructurales ocurrió durante la década de 1990. Finalmente, se estima en 2008 un cambio estructural para las importaciones de Portugal y España, dos cambios estructurales en la década de 2000 para las exportaciones de Canadá (2000 y 2008), y uno en 2008 para las exportaciones de Alemania, Países Bajos y Noruega. Como cabría esperar, el cambio estructural en 2008 se correspondería con la reciente crisis financiera mundial y la recesión que siguió.

4.2. Primer nivel de cointegración. La relación entre importaciones y exportaciones

Para analizar la existencia de una relación de cointegración entre importaciones y exportaciones hemos estimado el modelo:

$$m_t = \mu + \beta_{1,0} x_t + u_t \quad [15]$$

Donde $m_t = M_t/PIB_t$, $x_t = X_t/PIB_t$, con M_t siendo las importaciones nominales, X_t las exportaciones nominales y PIB_t el PIB nominal, y calculamos el estadístico de contraste ADF de Engle y Granger (1987) que especifica la hipótesis nula de relación espuria usando los residuos estimados de esta ecuación¹⁴. Además, también se calcula el contraste de cointegración de Shin (1994) que especifica la hipótesis

¹⁴ Otros contrastes de cointegración disponibles en la literatura, como el propuesto en Johansen (1988, 1991), también podrían usarse. Sin embargo, se esperan los mismos resultados cualitativos, ya que nuestra especificación es un sistema bivalente y el contraste de Johansen es equivalente en este caso al ADF de Engle y Granger (1987) –Johansen (1995), p. 153.

CUADRO 2
CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA DE NG Y PERRON (2001)
Y CARRION-I-SILVESTRE ET AL. (2009). IMPORTACIONES SOBRE PIB

Países	Z_{α}	MZ_{α}	MSB	ADF	P_T	MP_T	MZ_T	\hat{t}_1	\hat{t}_2	\hat{t}_3
AUS	-7,779	-7,008	0,199	-1,548	13,335	13,543	-1,394			
AUT	-9,441	-6,119	0,277	-1,849	14,484	14,850	-1,696			
BEL	-12,452	-7,660	0,254	-2,038	11,559	11,919	-1,947			
CAN	22,902	20,770	-3,053	-15,742	-13,263	0,194	-2,572	1981	1991	1999
DEN	-9,633	-8,565	0,242	-2,327	10,838	10,642	-2,069			
FIN	-11,623	-10,204	0,219	-2,551	8,939	9,022	-2,239			
FRA	-16,094	-13,407	0,192	-3,085**	6,893	6,904	-2,570			
GER	-6,731	-6,273	0,281	-1,894	13,991	14,524	-1,765			
GRE	-15,112	-12,762	0,196	-2,967**	7,183	7,255	-2,505			
ICE	-8,525	-7,411	0,254	-2,166	13,853	12,379	-1,883			
IRE	-11,477	-9,023	0,234	-2,125	9,966	10,133	-2,115**			
ITA	-10,475	-8,380	0,241	-2,105	11,033	10,969	-2,018			
JAP	-7,742	-7,125	0,265	-2,048	12,387	12,794	-1,885			
MAL	-13,442	-11,590	0,205	-2,756	7,847	8,024	-2,377			
NLD	-9,494	-6,978	0,268	-1,807	13,368	13,060	-1,867			
NZE	-7,114	-3,677	0,312	-1,598	22,436	21,766	-1,146			
NOR	16,290	14,715	-3,213	-17,439	-14,348	0,184	-2,644	1977	1997	
POR	15,542	14,050	-3,707	-22,521	-17,366	0,165	-2,858	1974	1981	2008
SPA	17,805	17,266	-3,473	-20,933	-16,545	0,166	-2,745	1985	1999	2008
SWE	-18,411**	-15,011	0,180	-3,307**	6,109	6,326	-2,696			
SWI	-7,042	-5,998	0,288	-1,721	15,670	15,190	-1,729			
UK	-15,573	-13,066	0,191	-2,980**	7,218	7,286	-2,500			
US	-10,750	-9,196	0,194	-2,088	11,872	11,227	-1,786			

NOTAS: ** y * denotan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significación del 5 % y 10 %, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 3
CONTRASTES DE RAÍZ UNITARIA DE NG Y PERRON (2001)
Y CARRION-I-SILVESTRE ET AL. (2009). EXPORTACIONES SOBRE PIB

Países	Z_a	MZ_a	MSB	ADF	P_T	MP_T	MZ_t	\hat{t}_1	\hat{t}_2	\hat{t}_3
AUS	-29,270**	-20,699**	0,154**	-4,500**	4,444**	4,613**	-3,182**			
AUT	-6,033	-4,719	0,320	-1,519	19,926	19,128	-1,509			
BEL	-24,583**	-18,534**	0,163**	-3,996**	4,923**	5,107**	-3,013**			
CAN	19,958	17,803	-3,276	-18,683	-15,192	0,175	-2,664	1987	2000	2008
DEN	-15,585	-13,051	0,195	-3,032**	7,108	7,067	-2,539			
FIN	-7,505	-6,942	0,256	-1,925	12,737	13,221	-1,780			
FRA	-16,545	-13,626	0,181	-3,000**	7,610	7,472	-2,471			
GER	20,563	16,962	-2,684	-13,763	-11,858	0,195	-2,313	1990	2008	
GRE	-8,066	-7,335	0,261	-1,857	12,002	12,428	-1,912			
ICE	-5,941	-5,133	0,301	-1,789	20,054	17,507	-1,546			
IRE	-7,212	-6,450	0,265	-1,913	14,809	14,136	-1,710			
ITA	-11,625	-10,222	0,221	-2,570	8,759	8,920	-2,260			
JAP	-8,653	-7,897	0,252	-2,177	11,126	11,540	-1,987			
MAL	-7,267	-6,398	0,273	-1,985	15,541	14,242	-1,747			
NLD	16,236	14,898	-3,003	-17,051	-14,107	0,176	-2,484	1985	2008	
NZE	14,024	13,340	-3,544	-20,229	-16,127	0,175	-2,825	1983	1999	
NOR	9,857	9,799	-4,570**	-29,870*	-20,849	0,153	-3,190	1985	2008	
POR	-11,520	-10,434	0,218	-2,105	8,729	8,782	-2,274			
SPA	-8,245	-7,534	0,250	-2,060	11,933	12,220	-1,883			
SWE	-9,797	-8,814	0,229	-2,245	10,308	10,626	-2,020			
SWI	-4,219	-3,521	0,377	-1,309	26,633	25,877	-1,327			
UK	-11,133	-9,862	0,224	-2,491	9,050	9,300	-2,207			
US	-8,968	-7,902	0,217	-1,950	12,628	12,212	-1,718			

NOTAS: ** y * denotan el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria a un nivel de significación del 5% y 10%, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

nula de cointegración para poder realizar un análisis confirmatorio –nótese que este contraste intercambia las hipótesis nula y alternativa del procedimiento de Engle y Granger (1987). El uso de este tipo de contrastes está en la línea de la argumentación que hacen Engle y Granger (1987), Phillips y Ouliaris (1990) y Engle y Yoo (1991), quienes indican que, si el objetivo del análisis es la detección de relaciones de largo plazo, la especificación natural debería ser la de la hipótesis nula de cointegración en lugar de la de no cointegración. De esta manera, el modelo económico mantenido solo sería rechazado cuando hay una fuerte evidencia en contra de lo que propone la teoría económica.

Los resultados que aparecen en el Cuadro 4 indican que la hipótesis nula de no cointegración se rechaza, como mínimo al 10 % de nivel de significación, para dos de los veintiún casos cuando se utiliza el estadístico ADF, por lo que la evidencia en contra de la relación espuria es escasa. Por contra, el estadístico de Shin (1994) dibuja un panorama completamente diferente, ya que la hipótesis nula de cointegración solo se rechaza en tres casos. La contradicción de estos resultados se puede deber a la baja potencia que muestra el contraste de cointegración ADF cuando la persistencia en los residuos estimados es elevada. Si además se tiene en cuenta que en este caso el estadístico de Shin (1994) tiende a mostrar distorsiones en el tamaño del contraste, se puede concluir que la evidencia a favor de la cointegración es, en conjunto, elevada. Como prueba de robustez, hemos calculado los estadísticos *MeanF* y *SupF* propuestos por Hansen (1992) para contrastar la hipótesis nula de estabilidad de parámetros, un contraste que es válido bajo el supuesto de cointegración, aunque también puede tener potencia para detectar la presencia de cointegración. Como puede verse, los estadísticos *MeanF* y *SupF* rechazan la hipótesis nula de estabilidad de los parámetros en dos casos, aunque en dichos casos no se ha rechazado la hipótesis nula de relación espuria.

A pesar de la evidencia anterior, el análisis de cointegración podría estar sesgado por la presencia de cambios estructurales que hubiesen sido ignorados. Para considerar la existencia de dichos cambios, hemos procedido a calcular el contraste de Gregory y Hansen (1996), contraste que permite la presencia de un cambio estructural bajo la hipótesis alternativa de cointegración. En este sentido, el Cuadro 4 presenta los resultados del contraste de cointegración propuesto por Gregory y Hansen (1996) para el modelo que supone un cambio estructural que afecta solo al nivel de la relación (Modelo C usando la notación de Gregory y Hansen (1996)):

$$m_t = \mu + \theta DU_t + \beta_{1,0} x_t + u_t \quad [16]$$

Y también los resultados para el modelo que considera un cambio estructural que afecta tanto al nivel como al vector de cointegración (Modelo C/S):

$$m_t = \mu + \theta DU_t + \beta_{1,0} x_t + \beta_{1,1} DU_t x_t + u_t \quad [17]$$

CUADRO 4
ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN ENTRE LAS IMPORTACIONES Y EXPORTACIONES

Países	Engle y Granger (1987)		Shin (1994)		Gregory y Hansen (1996)			Carrion-i-Silvestre y Sansó (2006)						
	Hansen (1992)				Modelo C/S			Modelo An			Modelo D			
	ADF	MeanF	SupF	SC+	ADF	\hat{T}_1	ADF	\hat{T}_1	SC _{Au} ⁺	\hat{T}_1	BIC	SC _D ⁺	\hat{T}_1	BIC
AUT	-2,892	1,844	3,965	0,065	-4,822**	2000	-4,929*	2000	0,046	2009	0,071	0,050	2008	0,129
CAN	-1,855	1,593	4,104	0,361**	-4,025	2007	-4,280	1992	0,123	1997	0,838	0,096	1996	0,588
DEN	-2,305	3,241	5,007	0,134	-4,399*	1986	-5,032**	1986	0,093	1986	1,166	0,047	1987	0,993
FIN	-1,522	0,867	2,812	0,160	-4,678**	2007	-4,578	2007	0,155*	2004	1,225	0,165**	2004	1,319
FR	-2,159	1,565	2,724	0,101	-3,581	2005	-3,621	2005	0,117	2005	0,418	0,110*	2004	0,491
GER	-3,217	1,106	2,635	0,135	-3,959	1993	-3,705	1982	0,061	1990	0,631	0,062	1990	0,726
GRE	-2,230	1,879	3,051	0,194	-3,720	1997	-4,008	1997	0,093	1997	1,065	0,093	1997	1,175
ICE	-3,132	5,299**	11,091*	0,093	-3,580	1998	-3,805	1998	0,113	1994	2,808	0,153**	1997	2,666
IRE	-2,371	5,569**	10,585*	0,166	-5,217**	1985	-5,218**	1985	0,050	1984	2,891	0,079	1982	2,737
ITA	-2,948	0,873	2,389	0,075	-3,727	2000	-3,934	2004	0,087	1982	1,286	0,072	1982	1,269
JAP	-4,336**	1,135	4,118	0,064										
MAL	-3,204	1,313	2,974	0,078	-4,361*	2012	-4,395	2010	0,069	2001	3,660	0,094	2012	3,511
NLD	-3,876*	2,016	3,997	0,105										
NZE	-2,178	0,926	3,052	0,156	-5,994**	1984	-5,897**	1984	0,139	1985	1,716	0,166*	1985	1,293
NOR	-1,724	1,444	3,778	0,408**	-4,766**	1986	-4,773*	1985	0,082	1984	1,834	0,048	1985	1,870
POR	-2,757	2,262	6,631	0,145	-5,649**	1977	-5,681**	1977	0,059	1979	1,772	0,072	1982	2,083
SPA	-3,166	2,118	5,008	0,111	-5,078**	2011	-5,342**	1996	0,107	2009	1,359	0,114*	2008	1,343
SWE	-1,529	1,582	4,593	0,131	-4,134	2008	-4,132	2005	0,119	1983	0,905	0,140*	1985	1,021
SWI	-3,556	0,765	2,164	0,180	-4,529*	1990	-5,445**	1996	0,130	2011	1,630	0,051	1991	1,362
UK	-2,063	0,680	2,305	0,311*	-5,426**	1995	-5,618**	1995	0,045	1998	0,456	0,054	1997	0,530
US	-3,293	0,625	3,134	0,215	-3,339	2012	-3,644	1993	0,107	1997	0,239	0,089	2009	1,089

NOTAS: El orden de la corrección autorregresiva para el contraste ADF se selecciona a partir del criterio de significación individual definido en Ng y Perron (1995) permitiendo un máximo de 5 retardos. Los valores críticos para el contraste ADF de Gregory y Hansen (1996) son de -4,61 y -4,34 (Modelo C), y de -4,95 y -4,68 (Modelo C/S) a un nivel de significación del 5% y 10%, respectivamente -véase la Tabla 1 de Gregory y Hansen (1996)-. ** y * denotan el rechazo de la correspondiente hipótesis nula (ausencia de cambio estructura para el contraste de Hansen, no cointegración para los estadísticos ADF y cointegración para los estadísticos SC) a un nivel de significación del 5% y 10%, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

En este caso, el uso del estadístico ADF indica que la evidencia en contra de la hipótesis nula de no cointegración aumenta al considerar un cambio estructural, lo que lleva a rechazar dicha hipótesis en once casos adicionales, ya sea utilizando la especificación del Modelo C o la del Modelo C/S.

Como análisis confirmatorio, con el fin de dar mayor robustez a los resultados, también hemos calculado el contraste de cointegración propuesto por Carrion-i-Silvestre y Sansó (2006) y Kurozumi y Arai (2007), que se adapta a la presencia de un cambio estructural que afecta a los parámetros del modelo, tanto bajo la hipótesis nula de cointegración como bajo la alternativa de regresión espuria –es decir, este enfoque invierte, hasta cierto punto, las hipótesis nula y alternativa de Gregory y Hansen (1996).

Teniendo en cuenta estas cuestiones, hemos estimado el modelo dado por [17] considerando las dos especificaciones equivalentes utilizadas para los contrastes de Gregory y Hansen (1996), es decir, el Modelo An –que impone $\beta_{1,1} = 0$ en la Expresión [17]– y el Modelo D –que no impone ninguna restricción en la Expresión [17]. En general, la aplicación de los contrastes de Carrion-i-Silvestre y Sansó (2006) apuntan al no rechazo de la hipótesis nula de cointegración en todos los casos una vez que se ha tenido en cuenta la presencia de un cambio en el modelo. La única excepción se da para Finlandia, donde solo existe evidencia débil en contra de la hipótesis nula de cointegración cuando se estima el Modelo An a un nivel de significación del 10%. Tomando de forma conjunta los resultados de Gregory y Hansen (1996) y Carrion-i-Silvestre y Sansó (2006) podemos concluir que existe evidencia de cointegración para el conjunto de países analizados, una vez se ha permitido la presencia de un cambio en la relación a largo plazo entre las importaciones y exportaciones.

Las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (MCOD) para cada país aparecen en el Cuadro 5. Primero, presentamos los resultados de las estimaciones para el modelo que no incluye ningún cambio estructural, que es la especificación del modelo adecuado para dos casos de acuerdo con los estadísticos del contraste de Engle-Granger y Shin. En segundo lugar, ofrecemos la estimación del modelo que incluye una ruptura estructural para una de las dos especificaciones relevantes consideradas –la selección entre los Modelos An y D se realiza de acuerdo con el criterio de información bayesiano (BIC).

Como puede verse, casi todos los parámetros son estadísticamente significativos, al menos, a un nivel de significación del 10% –las excepciones son Francia (la constante), Irlanda (la constante), Italia (todos los parámetros a excepción de la constante), Malta (cambio en el nivel y la pendiente) y Suiza (todos los parámetros a excepción de la pendiente). En estos casos, se podría estimar una especificación híbrida, sin afectar a la consistencia de los demás parámetros estimados.

En resumen, la evidencia encontrada en este apartado conduce a confirmar la presencia de una relación de largo plazo entre las importaciones y las exportaciones, ambas en porcentaje sobre PIB, aunque en algunos casos tal relación ha sufrido el efecto de cambios estructurales.

CUADRO 5
ESTIMACIÓN DE MCOD DE LA RELACIÓN DE COINTEGRACIÓN

Países	Sin cambio estructural		Un cambio estructural						
			Modelo An			Modelo D			
	$\hat{\mu}$	$\hat{\beta}_{1,0}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}_{1,0}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\beta}_{1,0}$	$\hat{\beta}_{1,1}$
AUT	7,81 (9,25)	0,78 (37,98)	10,68 (14,77)	1,88 (4,01)	0,70 (33,32)	10,91 (14,21)	-7,10 (-1,34)	0,69 (29,92)	0,17 (1,73)
CAN	4,77 (1,43)	0,81 (7,46)	11,10 (8,32)	5,48 (8,43)	0,51 (10,09)	10,22 (3,95)	12,26 (3,79)	0,56 (5,60)	-0,23 (-2,09)
DEN	7,60 (2,17)	0,73 (8,70)	4,06 (2,83)	-5,16 (-5,83)	0,90 (21,01)	14,31 (4,13)	-17,77 (-4,62)	0,57 (5,14)	0,38 (3,31)
FIN	8,36 (1,56)	0,69 (4,29)	17,31 (10,83)	7,23 (9,69)	0,35 (6,64)	17,15 (10,87)	10,90 (1,55)	0,35 (6,81)	-0,10 (-0,52)
FRA	-1,25 (-0,51)	1,05 (10,48)	3,11 (1,59)	2,60 (3,26)	0,84 (9,62)	3,86 (1,87)	-3,52 (-0,50)	0,81 (8,72)	0,22 (0,88)
GER	4,19 (4,33)	0,77 (26,62)	4,56 (5,17)	1,26 (2,33)	0,73 (24,48)	3,70 (1,35)	2,22 (0,75)	0,76 (7,60)	-0,03 (-0,33)
GRE	11,62 (5,50)	0,79 (7,89)	16,72 (20,59)	6,03 (10,00)	0,43 (8,53)	16,80 (7,82)	5,95 (2,48)	0,42 (3,10)	0,01 (0,04)
ICE	12,35 (2,89)	0,67 (5,94)	15,05 (3,78)	2,59 (1,91)	0,56 (4,98)	-6,19 (-0,63)	26,29 (2,83)	1,18 (4,11)	-0,67 (-2,49)
IRE	20,32 (6,53)	0,63 (15,51)	19,57 (12,52)	-9,94 (-5,81)	0,73 (25,05)	-7,05 (-1,03)	19,54 (2,77)	1,42 (8,27)	-0,72 (-4,16)
ITA	3,85 (1,58)	0,80 (7,64)	2,71 (1,38)	-2,28 (-2,47)	0,95 (9,95)	19,30 (1,66)	-19,51 (-1,63)	0,15 (0,27)	0,82 (1,44)
JAP	-3,69 (-3,36)	1,22 (14,27)	0,23 (0,15)	2,43 (3,11)	0,85 (6,36)	0,24 (0,15)	2,28 (0,48)	0,85 (6,27)	0,01 (0,03)
MAL	40,64 (6,80)	0,68 (13,81)	21,61 (2,25)	-5,22 (-1,54)	0,85 (9,88)	32,83 (5,78)	-77,73 (-1,45)	0,75 (15,20)	0,47 (1,31)
NLD	6,08 (5,72)	0,80 (46,32)	4,39 (4,01)	-1,29 (-2,56)	0,84 (39,92)	7,01 (2,51)	-4,51 (-1,41)	0,79 (14,32)	0,06 (1,02)
NZE	13,01 (2,70)	0,53 (3,10)	11,24 (2,67)	-4,36 (-4,87)	0,71 (4,43)	26,00 (6,85)	-31,91 (-6,36)	0,18 (1,27)	0,97 (5,53)
NOR	58,32 (3,53)	-0,65 (-1,55)	75,37 (14,85)	-6,93 (-9,50)	-0,96 (-7,31)	86,19 (11,33)	-20,32 (-2,55)	-1,24 (-6,39)	0,35 (1,72)
POR	19,87 (9,54)	0,54 (7,37)	20,36 (14,86)	5,64 (4,58)	0,35 (5,62)	1,09 (0,20)	21,91 (4,00)	1,64 (5,32)	-1,19 (-3,98)
SPA	6,06 (3,20)	0,81 (9,81)	2,16 (1,81)	-4,47 (-4,89)	1,03 (17,57)	1,69 (1,49)	6,02 (1,41)	1,06 (18,84)	-0,34 (-2,40)
SWE	5,71 (3,14)	0,76 (15,44)	6,91 (7,30)	-2,18 (-4,11)	0,78 (25,16)	7,76 (1,63)	-4,99 (-1,00)	0,74 (4,50)	0,09 (0,53)
SWI	13,48 (5,97)	0,63 (14,09)	10,83 (4,94)	-2,82 (-2,08)	0,70 (14,71)	0,71 (0,11)	8,39 (1,23)	0,94 (6,29)	-0,25 (-1,63)
UK	0,60 (0,18)	1,01 (7,89)	6,24 (2,92)	2,39 (4,69)	0,74 (8,30)	9,78 (3,25)	-2,17 (-0,52)	0,60 (4,69)	0,18 (1,13)
US	-1,68 (-0,87)	1,40 (7,21)	3,26 (2,21)	3,06 (4,89)	0,77 (4,47)	-5,43 (-2,45)	-13,99 (-1,06)	1,83 (7,65)	0,98 (0,96)

NOTAS: Estadístico pseudo t-ratio entre paréntesis. El número de avances y retardos que se usa en la estimación MCOD se selecciona a partir del estadístico BIC considerando todas las posibles combinaciones de los modelos que resultan de definir un número máximo de tres avances y retardos. Se muestran en negrita los coeficientes de las relaciones para las que existe evidencia de cointegración.

FUENTE: Elaboración propia.

Además, para la gran mayoría de países analizados se satisfacen la RPIE y la condición de transversalidad que aseguran la sostenibilidad de las políticas relativas al sector externo. No obstante, cabe destacar las estimaciones para Japón –con un valor de la pendiente estadísticamente superior a la unidad– y Noruega –con un valor de la pendiente negativo. Los resultados obtenidos nos llevan a considerar si existe un nivel más profundo en la relación entre las variables, que implicaría un vínculo entre la deuda externa (acumulado) y la cuenta corriente (flujo).

4.3. Segundo nivel de cointegración. Relación acumulado-flujo

En esta sección contrastamos la presencia de una relación de cointegración más profunda, es decir, una relación de multicointegración entre importaciones y exportaciones en porcentaje sobre el PIB. En este caso, seguimos a Engsted *et al.* (1997), quienes proponen el siguiente modelo:

$$\sum_{j=1}^l m_j = \mu + \xi t + \beta_{1,0} \sum_{j=1}^l x_j + \delta_{1,0} x_t + u_t \quad [18]$$

El cual supone que las variables acumuladas (las importaciones y exportaciones acumuladas sobre el PIB) pueden cointegrar con el nivel de exportaciones y/o importaciones sobre el PIB. Esta configuración se ha generalizado en Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) para permitir la presencia de cambios estructurales, por lo que la especificación del modelo viene dada por:

$$y_t = \mu + \xi t + \sum_{i=1}^l \theta_i DU_{i,t} + \sum_{i=1}^l \gamma_i DT_{i,t} + \beta_{1,0} x_{2,t} + \sum_{i=1}^l \beta_{1,i} DU_{i,t} x_{2,t} + \delta_{1,0} x_{1,t} + \sum_{i=1}^l \delta_{1,i} DU_{i,t} x_{1,t} + u_t \quad [19]$$

Donde $y_t = \sum_{j=1}^l m_j$, $x_{2,t} = \sum_{j=1}^l x_j$ y $x_{1,t} = x_t$.

Los parámetros $\beta_{1,i}$ y $\delta_{1,i}$, $i = 0, 1, \dots, l$ que aparecen en las Expresiones [18] y [19] definen el primer y el segundo nivel de cointegración, respectivamente. El primer nivel se refiere a la relación de cointegración entre las variables flujo, mientras que el segundo relaciona las variables flujo y acumuladas. Como se ha comentado anteriormente, la evaluación del grado de sostenibilidad del sector exterior dependerá de los valores de estos parámetros. Para un segmento i -ésimo dado, $i = 0, 1, \dots, l$, si $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} > 1$, los déficits han sido, en promedio, predominantes; mientras que si $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} < 1$, los superávits han superado a los déficits. Podemos combinar esta información con la proporcionada por $\delta_{1,i}$, que relaciona las variables flujo y acumulada. Este parámetro indica cómo reacciona el sector externo a la acumulación de deuda o riqueza. Con respecto a $\delta_{1,i}$, la sostenibilidad dependerá también del valor de $\beta_{1,i}$ –véase Escario *et al.* (2012):

1. Si $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} > 1$, tenemos una mayoría de déficits, de forma que la sostenibilidad externa requerirá que $\sum_{j=0}^i \delta_{1,j} > 0$, es decir, que las exportaciones deberían aumentar para adaptarse a los crecientes niveles de deuda externa.
2. Por el contrario, si $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} < 1$, las exportaciones deben disminuir para compensar el aumento en los niveles de riqueza, lo que implicaría que $\sum_{j=0}^i \delta_{1,j} < 0$.

La anterior discusión, que resume las diferentes aproximaciones en la literatura sobre sostenibilidad externa, nos lleva a distinguir dos conceptos de sostenibilidad. Primero, podemos contrastar si la posición externa es sostenible considerando el valor de $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j}$, donde $\beta_{1,j}$ son los parámetros de las Expresiones [18] y [19], con la interpretación asociada en términos de sostenibilidad débil ($0 < \sum_{j=0}^i \beta_{1,j} < 1$) o fuerte ($\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} = 1$). Podemos pensar en esta aproximación como una forma de contraste para el primer nivel de sostenibilidad externa (débil o fuerte). En este caso, las variables de flujo que representan la posición exterior de la economía son aquellas en las que concentramos el análisis. Segundo, podemos evaluar si la posición externa es sostenible no solo prestando atención a las variables flujo, sino también al volumen de deuda externa. En este caso, el parámetro $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j}$, calculado a partir de las Expresiones [18] y [19] puede tomar valores menores o mayores que 1 siempre que la desigualdad que afecta al parámetro $\sum_{j=0}^i \delta_{1,j}$ siga la misma dirección. Esto significa que, en la práctica, los Gobiernos se ven influidos en su gestión de los flujos comerciales por el volumen de deuda externa. Podemos pensar en esta segunda aproximación como una forma de contrastar un *segundo nivel de sostenibilidad externa*. Cabe destacar que la presencia de una relación de multicointegración permite relajar la restricción habitual ($\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} \leq 1$) que se aplica cuando la sostenibilidad es evaluada solo a través de los flujos, siempre que la especificación del acumulado permita que $\sum_{j=0}^i \beta_{1,j} > 1$ si $\sum_{j=0}^i \delta_{1,j} > 0$.

El Cuadro 6 ofrece los resultados del estadístico ADF para contrastar la hipótesis nula de ausencia de multicointegración. En primer lugar, se observa que no existe evidencia de multicointegración para ningún país cuando no se permite la presencia de cambios estructurales. La consideración de un cambio estructural posibilita hallar evidencia de un segundo nivel de cointegración para Portugal y Suiza. La inclusión de dos cambios estructurales conduce a detectar este segundo nivel de cointegración para Portugal, mientras que la especificación que recoge tres cambios estructurales determina un segundo nivel de cointegración para Nueva Zelanda y España. Cabe destacar que para todos estos países fue necesaria la incorporación de un cambio estructural para encontrar evidencia de un primer nivel de cointegración con el estadístico ADF.

En el Cuadro 7 presentamos los resultados de la estimación MCOD del modelo [19] para los cuatro países para los que se ha detectado la presencia de una relación de multicointegración. Como ya informamos en la sección 2, según Bohn (1998), existe una relación entre la deuda externa de una economía y su equilibrio exterior primario a largo plazo. Por tanto, si un país mejora su superávit primario cuando acumula un volumen creciente de deuda externa sobre el PIB, entonces su deuda externa es sostenible a largo plazo. Sin embargo, la relación entre el saldo primario

CUADRO 6
CONTRASTE ADF DE MULTICOINTEGRACIÓN PERMITIENDO MÚLTIPLES CAMBIOS ESTRUCTURALES

Países	Sin cambio		Un cambio		Dos cambios		Tres cambios						
	ADF	k	ADF	\hat{t}_1	ADF	k	\hat{t}_1	ADF	k	\hat{t}_1	\hat{t}_2	\hat{t}_3	
AUT	-3,661	3	-5,365	4	2011	7	2003	2012	-8,037	1	1978	1988	2007
CAN	-2,607	1	-4,958	5	2008	5	1990	2008	-7,162	0	1982	1994	2006
DEN	-2,281	1	-4,111	1	1989	1	1989	2002	-7,847	1	1982	1993	2005
FIN	-1,647	0	-3,989	2	1997	1	1983	2003	-8,781	1	1983	2004	2012
FRA	-1,333	0	-4,223	6	1991	1	1988	2005	-7,947	1	1981	1992	2005
GER	-4,036	1	-4,968	5	1998	1	1982	1996	-8,368	1	1982	1995	2009
GRE	-2,488	3	-6,325	1	1996	1	1985	2010	-8,034	1	1981	1994	2010
ICE	-2,711	1	-4,737	1	1998	2	1983	1998	-8,449	1	1981	1993	2007
IRE	-3,396	3	-5,716	5	1994	7	1981	1996	-8,989	0	1979	1989	2006
ITA	-2,297	1	-3,905	0	1995	1	1992	2011	-8,107	1	1981	1993	2003
JAP	-3,302	1	-4,919	3	2001	3	1981	2008	-9,734	1	1979	1996	2011
MAL	-2,496	1	-4,875	5	1985	1	1984	2006	-8,064	0	1979	1996	2005
NLD	-2,186	1	-6,198	3	1986	3	1986	2007	-8,332	0	1978	1993	2003
NZE	-3,533	7	-5,926	1	1989	3	1986	2004	-13,154**	3	1986	1996	2009
NOR	-2,479	1	-6,306	1	1983	3	1986	1999	-7,816	3	1986	2000	2010
POR	-3,398	1	-6,845*	1	2000	1	1986	2008	-9,157	1	1986	1996	2007
SPA	-1,560	1	-5,331	1	1995	1	1981	1996	-11,848**	3	1988	2002	2010
SWE	-1,687	0	-3,341	1	2000	0	1984	2005	-7,165	1	1978	1992	2010
SWI	-2,748	5	-7,265**	4	1988	3	1996	2008	-8,725	4	1983	1996	2010
UK	-2,368	1	-5,627	2	2000	1	1982	2000	-8,997	1	1981	1989	1998
US	-3,395	2	-4,659	2	2010	3	1980	1998	-8,520	3	1980	1993	2002

NOTAS: El orden de la corrección autorregresiva para el contraste ADF se selecciona a partir del criterio de significación individual definido en Ng y Perron (1995) permitiendo un máximo de 5 retardos. Los valores críticos a un nivel de significación del 5 % y 10 % son, respectivamente, -4,42 y -4,08 para el caso de ausencia de cambios estructurales –véase la Tabla 1 en Engsted *et al.* (1997)–, -6,97 y -6,65 para el caso de un cambio estructural –véase la Tabla 2 en Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011)–, -8,87 y -8,49 para el caso de dos cambios estructurales (obtenidos mediante simulación), y -10,62 y -10,17 para el caso de tres cambios estructurales (obtenidos mediante simulación). ** y * denotan el rechazo de la hipótesis nula de ausencia de multicointegración a un nivel de significación del 5 % y 10 %, respectivamente.

FUENTE: Elaboración propia.

externo y la deuda externa no necesita mantenerse para garantizar la sostenibilidad de la posición de la deuda externa cuando la ratio deuda externa sobre PIB es baja. Por tanto, la combinación del signo de los parámetros $\sum_{j=0}^i \hat{\beta}_{1,j}$ y $\sum_{j=0}^i \hat{\delta}_{1,j}$ es crítica para el propósito de nuestra investigación. Según los resultados encontrados para el análisis de multicointegración, el coeficiente de la variable de flujo correspondiente a Nueva Zelanda en el primer régimen (1970-1984) es estadísticamente significativo a un nivel de significación del 5% y toma el valor de $\hat{\beta}_{1,0} = 1,36$, magnitud que indicaría la no sostenibilidad del déficit exterior. Si además tenemos en cuenta el comportamiento esperado de las exportaciones cuando se alcanza un nivel umbral de deuda externa, encontramos que las exportaciones están aumentando la deuda externa, ya que $\hat{\delta}_{1,0} = -1,13$, parámetro que resulta ser estadísticamente significativo. Por tanto, el desequilibrio externo no se corrige, haciendo que la posición externa no haya sido sostenible durante el primer régimen. Lo mismo ocurre en el segundo régimen (1985-1997), ya que $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j} = 1,36 - 0,23 = 1,13$ y $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j} = -1,13 - 0,21 = -1,34$. Hay que destacar que, aunque los parámetros $\beta_{1,1}$ y $\delta_{1,1}$ estimados para este régimen no resultan ser estadísticamente significativos de forma individual, el contraste de Wald calculado para contrastar la significación estadística de $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j}$ y $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j}$ rechaza la hipótesis nula de que estos parámetros sean igual a cero. La situación cambia a partir de 1998 dado que $\sum_{j=0}^2 \hat{\beta}_{1,j} = 0,67$ y $\sum_{j=0}^2 \hat{\delta}_{1,j} = -0,75$ –con los parámetros estimados para el tercer régimen siendo estadísticamente significativos de forma individual–, y se mantiene también a partir de 2009 –con $\sum_{j=0}^3 \hat{\beta}_{1,j} = 0,84$ y $\sum_{j=0}^3 \hat{\delta}_{1,j} = -0,66$, aunque en este caso los parámetros estimados en el cuarto régimen no resultan ser estadísticamente significativos de forma individual. El contraste de Wald indica que $\sum_{j=0}^2 \hat{\beta}_{1,j}$ y $\sum_{j=0}^3 \hat{\beta}_{1,j}$ resultan ser estadísticamente significativos, mientras que $\sum_{j=0}^2 \hat{\delta}_{1,j}$ y $\sum_{j=0}^3 \hat{\delta}_{1,j}$ no lo serían. Esta es una situación interesante, donde los resultados estarían indicando que la sostenibilidad (débil) del déficit exterior que se obtiene en el primer nivel de cointegración –valores de $\sum_{j=0}^2 \hat{\beta}_{1,j}$ y $\sum_{j=0}^3 \hat{\beta}_{1,j}$ estadísticamente significativos e inferiores a la unidad– desactivaría la necesidad del segundo nivel de cointegración para garantizar dicha sostenibilidad. En definitiva, y como se puede observar, las estimaciones obtenidas a partir de 1998 indican que se cumplen las condiciones para la sostenibilidad del déficit externo.

El Cuadro 7 ofrece el resultado de la estimación de dos modelos para Portugal, en función de si se considera uno o dos cambios estructurales. Del análisis de la significación individual de los parámetros estimados se desprende que el modelo que incorpora un cambio estructural podría resultar más adecuado. Los valores de $\hat{\beta}_{1,0} = 0,70$ y $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j} = 0,31$ son estadísticamente significativos e inferiores a la unidad, mientras que $\hat{\delta}_{1,0} = 0,99$ (siendo estadísticamente significativo) y $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j} = -0,18$ (el contraste de Wald indica que no es estadísticamente significativo). El análisis conjunto de los parámetros estimados para los dos niveles de cointegración indicaría que el déficit exterior de Portugal no cumple con las condiciones de sostenibilidad en el primer régimen (1970-1994), dado que $\beta_{1,0} < 1$ y $\delta_{1,0} > 0$, aunque sí que se cumplen en el segundo régimen ($\sum_{j=0}^1 \beta_{1,j} < 1$ y $\sum_{j=0}^1 \delta_{1,j}$ no significativo). Esta situación indicaría la sostenibilidad débil del déficit exterior a partir

CUADRO 7
ESTIMACIÓN DE MCOB DE LA RELACIÓN DE MULTICOINTEGRACIÓN

Países	$\hat{\mu}$	$\hat{\xi}$	$\hat{\theta}_1$	$\hat{\gamma}_1$	$\hat{\theta}_2$	$\hat{\gamma}_2$	$\hat{\theta}_3$	$\hat{\gamma}_3$	$\hat{\delta}_{1,0}$	$\hat{\beta}_{1,0}$	$\hat{\delta}_{1,1}$	$\hat{\beta}_{1,1}$	$\hat{\delta}_{1,2}$	$\hat{\beta}_{1,2}$	$\hat{\delta}_{1,3}$	$\hat{\beta}_{1,3}$	\hat{T}_1	\hat{T}_2	\hat{T}_3
NZE	41,85 (6,73)	-7,59 (-2,10)	97,68 (1,40)	1,65 (0,32)	328,85 (6,19)	15,08 (6,50)	-185,41 (-1,26)	-5,82 (-1,43)	-1,13 (-4,03)	1,36 (10,68)	-0,21 (-1,20)	-0,23 (-1,26)	0,59 (4,50)	-0,46 (-6,38)	0,09 (0,39)	0,17 (1,23)	1984	1997	2008
POR	-29,97 (-7,50)	15,96 (18,58)	315,38 (7,54)	12,01 (6,42)					0,99 (4,43)	0,70 (19,84)	-1,17 (-3,01)	-0,39 (-6,65)					1994		
POR	-7,41 (-0,78)	23,65 (4,80)	28,49 (0,63)	12,96 (2,27)	-201,49 (-3,35)	-8,85 (-2,99)			0,21 (0,43)	0,16 (0,55)	0,01 (0,02)	-0,22 (-0,73)	-0,41 (-1,61)	0,38 (3,41)			1978	1993	
SPA	-1,15 (-0,10)	47,75 (5,27)	-385,76 (-4,58)	-36,85 (-3,93)	-134,41 (-3,08)	-8,20 (-2,90)	316,51 (12,49)	10,27 (9,78)	-0,37 (-0,38)	-2,48 (-3,52)	0,08 (0,08)	2,96 (4,15)	-1,18 (-6,67)	0,53 (3,55)	0,56 (3,85)	-0,46 (-13,40)	1979	1988	2006
SWI	37,44 (4,60)	-7,73 (-2,20)	343,69 (5,06)	17,64 (4,98)					-0,80 (-3,92)	1,14 (14,29)	0,88 (3,84)	-0,46 (-5,73)					1992		

NOTAS: El número de avances y retardos que se usa en la estimación MCOB se han seleccionado a partir del estadístico BIC considerando todas las posibles combinaciones de los modelos que resultan de definir un número máximo de tres avances y retardos. Las fechas estimadas para los cambios estructurales se han obtenido a partir de la minimización de la suma del cuadrado de los errores teniendo en cuenta todas las posibles combinaciones de puntos de corte.

FUENTE: Elaboración propia.

de 1995, sin necesidad de activar el segundo nivel de cointegración para garantizar dicha sostenibilidad. Comparados con los resultados obtenidos por Camarero *et al.* (2013) con series que terminaban en 2010, se habría producido durante los diez últimos años una reversión de la falta de sostenibilidad existente a partir de 1995. Todo ello a pesar de los elevados déficits por cuenta corriente que tuvo Portugal desde su entrada en la zona euro. La fijación del tipo de cambio del escudo en posiciones fuertes frente a monedas como el marco alemán, condicionó su saldo exterior y el propio crecimiento durante la primera década del siglo. Sin embargo, tras el rescate, la situación se ha revertido y, como puede comprobarse por los resultados obtenidos, existiría sostenibilidad también en la última parte de la muestra.

Las estimaciones para España indican que, en general, los parámetros estimados resultan ser estadísticamente significativos. Las excepciones corresponden a la constante del modelo y a los parámetros $\delta_{1,0}$ y $\delta_{1,1}$. El valor estimado para el primer nivel de cointegración del primer régimen (1970-1979) resulta ser negativo, resultado que, aunado a la no significación estadística del parámetro $\delta_{1,0}$ que define el segundo nivel de cointegración, comportaría la sostenibilidad del déficit exterior. Durante el segundo régimen (1980-1988) también se produce la sostenibilidad débil del déficit exterior dado que $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j} = 0,48$ (estadísticamente significativo según el contraste de Wald) y $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j} = -0,29$ (no estadísticamente significativo según el contraste de Wald). Tras la incorporación de España a la Unión Europea (UE) y la entrada de la peseta en el Sistema Monetario Europeo en 1989, el país muestra un cambio de régimen de manera que a partir de 1989 los parámetros de las relaciones de cointegración pasan a ser $\sum_{j=0}^2 \hat{\beta}_{1,j} = 1,01$ (estadísticamente significativo según el contraste de Wald) y $\sum_{j=0}^2 \hat{\delta}_{1,j} = -1,47$ (estadísticamente significativo según el contraste de Wald). Asimismo, el contraste de Wald no permite rechazar la hipótesis nula de que $\sum_{j=0}^2 \beta_{1,j} = 1$. Como se puede comprobar, se estaría dando una situación de acumulación de riqueza –sostenibilidad fuerte ($\sum_{j=0}^2 \beta_{1,j} = 1$) y $\sum_{j=0}^2 \delta_{1,j} < 0$. Finalmente, en el último régimen (2007-2020) los valores de $\sum_{j=0}^3 \hat{\beta}_{1,j} = 0,55$ (estadísticamente significativo según el contraste de Wald) y $\sum_{j=0}^3 \hat{\delta}_{1,j} = -0,91$ (estadísticamente significativo según el contraste de Wald) implican el cumplimiento de las condiciones de sostenibilidad del déficit exterior. Este resultado es muy interesante, apuntando en la misma dirección que Portugal al compararlos con lo obtenido con datos hasta 2010 en Camarero *et al.* (2013). En este trabajo, no existiría sostenibilidad exterior entre 2004 y 2008, coincidiendo con la evolución de la cuenta corriente española en los primeros años del euro hasta 2008, con déficits anuales superiores al 5 % del PIB y un máximo del 9 % en 2007 y 2008. Durante y tras la crisis financiera, se produce un fuerte ajuste y la vuelta a la sostenibilidad, tal y como muestran los resultados de multicointegración.

En el caso de Suiza, un primer resultado a destacar es que todos los parámetros estimados son estadísticamente significativos. Asimismo, durante el primer régimen es posible rechazar la hipótesis nula de que $\beta_{1,0} = 1$ a un nivel de significación del 5 % –el estadístico t-ratio para esta hipótesis nula es de 1,755, valor que permite el rechazo de la hipótesis nula a una cola–, hecho que indicaría la no sostenibilidad

del déficit exterior si nos basamos únicamente en el primer nivel de cointegración. Adicionalmente, el valor de $\hat{\delta}_{1,0} = -0,8$ nos indicaría la existencia de una tendencia a acrecentar el déficit exterior a partir de la relación que establece el segundo nivel de cointegración. En el segundo régimen se obtiene que $\sum_{j=0}^1 \hat{\beta}_{1,j} = 0,68$ y $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j} = 0,08$, resultando ambos parámetros estadísticamente significativos según el contraste de Wald. Como se puede apreciar, si nos basamos en el primer nivel de cointegración se estaría cumpliendo con la condición de sostenibilidad débil del déficit exterior, aunque la actividad exportadora está acrecentando la acumulación de riqueza —el valor de $\sum_{j=0}^1 \hat{\delta}_{1,j}$ es positivo, en lugar de negativo, que sería la condición de sostenibilidad que surge de considerar ambos niveles de cointegración.

Los resultados encontrados son consistentes con la idea de que los países más abiertos a los mercados financieros internacionales están menos restringidos a cualquier restricción presupuestaria intertemporal. Por tanto, no podemos encontrar multicointegración para la mayoría de los miembros de la Unión Económica y Monetaria europea antes de la crisis ni para aquellos países de la OCDE con divisas fuertes y acceso abierto a los mercados financieros internacionales como Estados Unidos o Canadá. Cabe mencionar el hecho de que dos de los cuatro países que vigilan la posición acumulada de desequilibrio son acreedores tradicionales, de forma específica, Suiza y Nueva Zelanda. Por tanto, encontrar multicointegración es compatible con las posiciones de economías acreedoras y deudoras, ya que los motivos para vigilar la evolución de los desequilibrios acumulados de la cuenta corriente pueden ser varios: bien un exceso de activos o un exceso de pasivos, o bien, simplemente otros factores relacionados con la política monetaria interna.

En los últimos diez años de la muestra, tras la profunda crisis financiera de 2008-2009 y la posterior crisis de deuda pública en varios países de la zona euro, incluyendo España y Portugal, dichos países ajustan de forma radical su desequilibrio exterior. El cambio estructural en 2008 capta lo que fue, en realidad, un *sudden stop* en ambos países, junto con un masivo desapalancamiento de las posiciones deudoras en los años posteriores. Además, la buena evolución de las exportaciones tras la recesión explica la sostenibilidad lograda para la muestra en su conjunto.

5. Conclusiones

En esta investigación, nuestro objetivo es llenar el vacío en la literatura sobre sostenibilidad en varios aspectos. Primero, mejoramos trabajos empíricos previos utilizando el modelo intertemporal, tratando de conciliar los principios teóricos con enfoques que relacionan variables financieras y macroeconómicas. Formulamos hipótesis que pueden probarse en un marco de análisis de multicointegración. Segundo, estimamos las relaciones de multicointegración a largo plazo entre la posición de activos extranjeros y el saldo por cuenta corriente, con el fin de determinar si existe un mecanismo de ajuste entre variables flujo y variables acumuladas. En tercer lugar, se extiende el análisis de multicointegración para permitir hasta tres cambios

estructurales. Finalmente, proporcionamos evidencia para un grupo de 23 países de la OCDE durante un periodo que abarca desde 1970 hasta 2020.

En general, los resultados apuntan a la existencia de sostenibilidad débil para todos los países de nuestra muestra cuando consideramos el enfoque de flujo tradicional para la restricción presupuestaria externa intertemporal. Sin embargo, estos primeros resultados se enriquecen con el enfoque de multicointegración que nos ayuda a ganar un conocimiento más profundo de las complejas relaciones entre el volumen de activos externos y el saldo primario externo. Según nuestros resultados, para cuatro países –Portugal y España, miembros de la zona euro, así como Nueva Zelanda y Suiza– se estaría produciendo este segundo nivel de cointegración.

Por tanto, el proceso de globalización y la puesta en marcha de la Unión Monetaria parecen haber hecho menos vinculante la restricción presupuestaria externa intertemporal. Sin embargo, cuando los desequilibrios son persistentes y se acumulan, generan procesos de ajuste a partir de un cierto nivel. Nuestro análisis, al permitir distinguir varios periodos de tiempo a través de la incorporación de múltiples cambios estructurales en la modelización, aporta información sobre diferentes grados de sostenibilidad (fuerte o débil) a lo largo del tiempo para los países considerados.

Bibliografía

- Ahmed, S., & Rogers, J. (1995). Government budget deficits and trade deficits: Are present value constraints satisfied in long-term data? *Journal of Monetary Economics*, 36(2), 351-374.
- Arize, A. C. (2002). Imports and exports in 50 countries: Tests of cointegration and structural breaks. *International Review of Economics and Finance*, 11(1), 101-115.
- Berenguer-Rico, V., & Carrion-i-Silvestre, J. L. (2011). Regime shifts in stock-flow I(2)-I(1) systems: The case of US fiscal sustainability. *Journal of Applied Econometrics*, 26, 298-321.
- Billingsley, P. (1968). *Convergence of Probability Measures*. John Wiley & Sons, Inc.
- Bohn, H. (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(1), 257-271.
- Bohn, H. (1998). The behaviour of U. S. public debt and deficits. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 949-963.
- Bohn, H. (2007). Are stationary and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 1837-1847.
- Camarero, M., Carrion-i Silvestre, J. L., & Tamarit, C. (2013). Global imbalances and the intertemporal external budget constraint: A multicointegration approach. *Journal of Banking and Finance*, 37(12), 5357-5372.
- Camarero, M., Carrion-i Silvestre, J. L., & Tamarit, C. (2015). The Relationship between Debt Level and Fiscal Sustainability in Organization for Economic Cooperation and Development Countries. *Economic Inquiry*, 53(1), 129-149.
- Camarero, M., Sapena, J., & Tamarit, C. (2021). A time-varying estimation of an external reaction function for peripheral EMU countries: the role of risk-aversion and financial openness. Mimeo.

- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks both under the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, 25(6), 1754-1792.
- Carrion-i-Silvestre, J. L. & Sansó, A. (2006). Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5), 623-646.
- del Barrio, T., Camarero, M., & Tamarit, C. (2015). An analysis of the trade balance for OECD countries using periodic integration and cointegration. *Empirical Economics*, 49(2), 389-402.
- del Barrio, T., Camarero, M., & Tamarit, C. (2019). Testing for Periodic Integration with a Changing Mean. *Computational Economics*, 54(1), 45-75.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Durdu, C. B., Mendoza, E. G., & Terrones, M. E. (2010). *On the solvency of nations: Are global imbalances consistent with intertemporal budget constraints?* (IMF Working Paper n.º 50). International Monetary Fund.
- Engel, C., & Rogers, J. H. (2009). *Expected consumption growth from cross-country surveys: Implications for assessing international capital markets* (IMF Staff Papers n.º 3). International Monetary Fund.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Engle, R. F., & Yoo, S. (1991). Cointegrated economic time series: An overview with new results. In R. F. Engle, & C. W. J. Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships* (pp. 237-266). Oxford University Press.
- Engsted, T., Gonzalo, J., & Haldrup, N. (1997). Testing for multicointegration. *Economics Letters*, 56, 259-266.
- Escario, R., Gadea, M., & Sabaté, M. (2012). Multicointegration, seigniorage and fiscal sustainability. Spain 1857-2000. *Journal of Policy Modeling*, 34(2), 270-283.
- European Commission. (2012). Focus: The dynamics of intertemporal investment positions. *Quarterly Report on the Euro Area*, 11(3), 7-20.
- Fountas, S., & Wu, J. L. (1999). Are the U. S. current account deficits really sustainable? *International Economic Journal*, 13(3), 51-58.
- Glick, R., & Rogoff, K. (1995). Global versus country-specific productivity shocks and the current account. *Journal of Monetary Economics*, 36(1), 159-192.
- Gourinchas, P. O., & Rey, H. (2007). International financial adjustment. *Journal of Political Economy*, 115(4), 665-703.
- Granger, C. W. J., & Lee, T. H. (1989). Investigation of production, sales and inventory relations using multicointegration and non-symmetric error correction models. *Journal of Applied Econometrics*, 4(S1), S145-S159.
- Granger, C. W. J., & Lee, T. (1990): Multicointegration. In G. F. Rhodes, & T. B. Fomby (Eds.), *Advances in Econometrics*, vol. 8 (pp. 71-84). JAI Press.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Haldrup, N. (1994). The asymptotics of single-equation cointegration regressions with I(1) and I(2) variables. *Journal of Econometrics*, 63(1), 151-181.
- Hamori, S. (2009). The sustainability of trade accounts of the G-7 countries. *Applied Economics Letters*, 16(17), 1691-1694.

- Hansen, B. E. (1992). Testing for parameter instability in regressions with I(1) processes. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 321-355.
- Herzer, D., & Nowak-Lehmann, F. (2006). Is there a long-run relationship between exports and imports in Chile? *Applied Economics Letters*, 13(15), 981-986.
- Husted, S. (1992). The emerging U. S. current account deficit in the 1980's: A cointegration analysis. *The Review of Economics and Statistics*, 74(1), 159-166.
- IMF (2005). *World Economic Outlook. April 2005. Globalization and External Imbalances*. International Monetary Fund.
- Iranidoust, M., & Ericsson, J. (2004). Are imports and exports cointegrated? An international comparison. *Metroeconomica*, 55(1), 49-64.
- Iranidoust, M., & Sjoo, B. (2000). The behavior of the current account in response to unobservable and observable shocks. *International Economic Journal*, 14(4), 41-57.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing on cointegrating vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- Kurozumi, E., & Arai, Y. (2007). Efficient estimation and inference in cointegrating regressions with structural change. *Journal of Time Series Analysis*, 28(4), 545-575.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2007). The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. *Journal of International Economics*, 73(2), 223-250.
- Lane, P. R., & Milesi-Ferretti, G. M. (2018). The External Wealth of Nations Revisited: International Financial Integration in the Aftermath of the Global Financial Crisis. *IMF Economic Review*, 66(1), 189-222.
- Leachman, L. L., & Francis, B. B. (2000). Multicointegration analysis of the sustainability of foreign debt. *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 207-227.
- Liu, P., & Tanner, E. (1996). International intertemporal solvency in industrialized countries: Evidence and implications. *Southern Economic Journal*, 62(3), 739-749.
- Milesi-Ferretti, G. M., & Razin, A. (1996). *Sustainability of persistent current account deficits* (Working Paper n.º 5467). National Bureau of Economic Research.
- Narayan, P. K., & Narayan, S. (2005). Are exports and imports cointegrated? Evidence from 22 least developed countries. *Applied Economics Letters*, 12(6), 375-378.
- Nason, J. M., & Rogers, J. H. (2006). The present value model of the current account has been rejected: Round up the usual suspects. *Journal of International Economics*, 68(1), 159-187.
- Ng, S., & Perron, P. (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(429), 268-281.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1995). Chapter 34 The Intertemporal Approach to the Current Account. *Handbook of International Economics*, 3, 1731-1799.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.

- Perron, P. (2006). Dealing with Structural Breaks. *Palgrave Handbook of Econometrics*, 1(2), 278-352.
- Perron, P., & Yabu, T. (2009). Testing for shifts in trend with an integrated or stationary noise component. *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(3), 369-396.
- Pesaran, H. M., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634.
- Phillips, P. C. B., & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193.
- Quintos, C. E. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), 409-418.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit root in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-608.
- Shin, Y. (1994). A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. *Econometric Theory*, 10(1), 91-115.
- Taylor, A. M. (2002). A century of purchasing-power parity. *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 139-150.
- Trehan, B., & Walsh, C. (1991). Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U. S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(2), 206-223.
- Wickens, M. R., & Uctum, M. (1993). The sustainability of current account deficits: A test of the U. S. intertemporal budget constraint. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 17(3), 423-441.

APÉNDICE

Demostración del corolario 1

Sea $z_t(\lambda) = (c'_t, x'_{1,t}1(t > T_1), \dots, x'_{1,t}1(t > T_1), x'_{2,t}, x'_{2,t}1(t > T_1), \dots, x'_{2,t}1(t > T_1))'$, donde $c_t = (1, t, DU_{1,t}, \dots, DU_{l,t}, DT_{1,t}, \dots, DT_{l,t})'$ recoge los regresores que definen la componente determinista, $x_{1,t}$ es el vector conformado con las m_1 variables $I(1)$ definidas en la Expresión [11], $x_{2,t}$ es el vector conformado con las m_2 variables $I(2)$ definidas en la Expresión [12], $1(\cdot)$ es la función indicador y $T_i, i = 1, 2, \dots, l$, denotan los puntos de ruptura.

La matriz de reescalado para los elementos deterministas viene dada por $D_0 = \text{diag}\{1, T^{-1/2}, I_l, T^{-1/2}I_l\}$ de manera que, en el límite, $D_0 c_{[nr]} \rightarrow f(r, \lambda)$, donde $f(r, \lambda) = (1, r, du_1(\lambda, r), \dots, du_l(\lambda, r), dt_1(\lambda, r), \dots, dt_l(\lambda, r))'$, $r = t/n$, $du_i(\lambda, r) = 1(r > \lambda_i)$, $dt_i(\lambda, r) = (r - \lambda_i)1(r > \lambda_i)$, $i = 1, 2, \dots, l$. En el caso de los regresores estocásticos $I(1)$, el teorema de Donsker establece que $T^{-1/2}x_{1,t} \Rightarrow B_1(r)$, donde $B_1(r)$ denota un vector de m_1 procesos brownianos definidos en $[0, 1]$ y \Rightarrow indica convergencia débil hacia la medida de probabilidad asociada. Para los regresores estocásticos $I(2)$, la aplicación del teorema de correspondencia continua (*continuous mapping theorem*, CMT) permite establecer que $T^{-3/2}x_{2,t} \Rightarrow \int_0^r B_2(s)ds \equiv B_2(r)$ —véase Billingsley (1968)—, donde $B_2(s)$ es un vector de m_2 procesos brownianos definidos en $[0, 1]$. De manera similar, $T^{-1/2}x_{1,t}1(t > T_b) \Rightarrow B_1(r)1(r > \lambda)$ y $T^{-3/2}x_{2,t}1(t > T_b) \Rightarrow B_2(r)1(r > \lambda)$. A partir de estos elementos, se puede establecer que:

$$T^{-1/2}D_n z_t(\lambda) \Rightarrow (f(\lambda, r)', B'_1(r), B'_1(r)1(r > \lambda_1), \dots, B'_1(r)1(r > \lambda_l), \overline{B'_2(r)}, \overline{B'_2(r)}1(r > \lambda_1), \dots, \overline{B'_2(r)}1(r > \lambda_l))' \equiv B(\lambda, r)$$

Con $D_n = \text{diag}\{D_0, D_1, D_2\}$, donde $D_1 = \text{diag}\{T^{-1/2}I_{(1+l)m_1}\}$ y $D_2 = \text{diag}\{T^{-3/2}I_{(1+l)m_2}\}$ son las matrices de reescalado asociadas a los regresores estocásticos $I(1)$ e $I(2)$. A partir de aquí, los resultados contenidos en el lema 1 y teorema 1 de Berenguer-Rico y Carrion-i-Silvestre (2011) son de aplicación, con la particularidad de que ahora se permiten múltiples cambios estructurales.