



Universitat
de les Illes Balears

TIPO DE CAMBIO REAL Y SALDO COMERCIAL: ¿EXISTE UNA CURVA J EN EUROPA?

Pablo Mesa Fernández

Trabajo de Fin de Grado

Facultad de Economía y Empresa

Universidad de las Illes Balears

Año Académico 2020-21

Palabras clave del trabajo:

Curva J, devaluación, apreciación, tipo de cambio real, saldo comercial, Europa, ARDL, NARDL, efectos asimétricos, CLU,

Nombre Tutor/Tutora del Trabajo José Antonio Pérez Montiel

Se autoriza la Universidad a incluir este trabajo en el Repositorio Institucional para su consulta en acceso abierto y difusión en línea, con fines exclusivamente académicos y de investigación

Autor		Tutor	
Sí	No	Sí	No
<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Resumen

Este trabajo trata de examinar el fenómeno de la curva J para diversos países de la Unión Europea como son España, Grecia, Portugal, Irlanda, Austria, Finlandia, Holanda, Bélgica y Luxemburgo. La curva J refleja el deterioro a corto plazo combinado con la mejora a largo plazo de la balanza comercial debido a los recortes de los costes laborales unitarios (CLU), los salarios, los precios que se llevaron a cabo en la política de devaluación interna impulsada por los gobiernos de los países periféricos de la eurozona para superar la Gran Recesión de 2008. Asimismo analizamos el efecto que los cambios en el tipo de cambio real efectivo tienen sobre la cuenta corriente, y proporcionamos una visión de los efectos a corto y largo plazo de la devaluación sobre la balanza comercial.

Para este propósito, empleamos el modelo de Corrección de Errores Vectoriales derivado del ARDL de Pesaran et al. (2001) y el NARDL de Shin et al. (2014) para investigar la presencia de una relación simétrica o asimétrica entre la balanza comercial y el tipo de cambio en los nueve países europeos.

En los resultados con el modelo NARDL solo se cumple la idea de que una devaluación real mejora la balanza de pagos, cumpliéndose de este modo la curva J, para los casos de España, Portugal e Irlanda. En cambio, el modelo lineal (ARDL) indica la existencia de la curva J en Austria. Por tanto, los resultados ponen en duda la efectividad de las políticas de devaluación competitiva y además se debe tener en cuenta las asimetrías entre la balanza comercial y el tipo de cambio real. Finalmente, para la gran mayoría de los países estudiados, el nivel de actividad económica juega un papel importante en la gestión de su balanza comercial.

ÍNDICE

1.	INTRODUCCIÓN	4
2.	REVISIÓN DE LITERATURA	7
3.	DATOS Y METODOLOGÍA	9
3.1.	DATOS	9
3.2.	METODOLOGÍA: RELACIÓN ASIMÉTRICA ENTRE EL TIPO DE CAMBIO REAL Y LA BALANZA COMERCIAL	10
4.	RESULTADOS	13
5.	CONCLUSIONES	16
6.	REFERENCIAS	18
7.	ANEXO	20

1. INTRODUCCIÓN

Desde el lanzamiento del euro en 1999, los miembros de la Unión Monetaria Europea no tienen el poder de devaluar su moneda con el fin de mejorar su competitividad externa; convirtiéndose así en popular el término “devaluación interna”. La devaluación interna puede definirse como un conjunto de medidas de política económica destinadas a reducir los salarios y los costes laborales unitarios (CLU), con el fin de lograr una inflación inferior a la de los competidores internacionales (Álvarez et al., 2018: 3). Además, la devaluación interna podría afectar a las exportaciones netas a través de un segundo canal: podría tener un efecto negativo en la demanda interna porque reduce el poder adquisitivo de los salarios y, por lo tanto, las importaciones, lo que mejora el saldo de la cuenta corriente. No obstante, si se logra realmente una mayor competitividad de los precios mediante una reducción de los CLU, el efecto final sobre la cuenta corriente dependerá de la elasticidad precio de las exportaciones y las importaciones.

La Gran Recesión de 2008 supuso la implantación de la devaluación interna en los países periféricos de Europa. Esta devaluación interna se planteó, según la Unión Europea (UE), para corregir los desequilibrios externos, restaurar la competitividad externa vía precios, y restablecer el crecimiento económico de los países del sur. ¿En qué medida las reducciones de los CLU, los salarios y los precios han llevado a una mejora de la competitividad externa? Este es el objeto de estudio del presente trabajo. Estudiamos el efecto que los cambios en el tipo de cambio real efectivo (obtenido utilizando los costes unitarios de mano de obra, REER-ULC), tienen sobre la cuenta corriente.

De este modo, ofrecemos una visión de los efectos a corto y largo plazo de la devaluación sobre la balanza comercial. Se argumenta que, debido a los retrasos de los efectos de los cambios en los tipos de cambio sobre los precios de importación y exportación, una devaluación de la moneda empeora la balanza comercial a corto plazo, pero esto se invierte a largo plazo (Nusair, 2016: 1).

Por lo tanto, el efecto del tipo de cambio sobre el saldo comercial tiene una forma de curva en J, un concepto introducido por Magee (1973) y probado empíricamente por primera vez por Bahmani-Oskooee (1985).

El efecto de una devaluación sobre la competitividad externa de un país ha sido ampliamente estudiado. Como explican Bahmani-Oskooee y Zhang (2013), tradicionalmente se han estimado las elasticidades de las demandas de importación y exportación para poder deducir la conocida condición de Marshall-Lerner. La condición de Marshall-Lerner afirma que, si la suma de ambas elasticidades excede a uno en valor absoluto, la devaluación mejorará la balanza comercial a largo plazo. Sin embargo, los efectos no son instantáneos, como podremos observar seguidamente. Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015) sostienen que el fenómeno de la curva J representa mejor el efecto de la devaluación sobre la balanza comercial. *“Si la balanza comercial se estaba deteriorando en el momento de la devaluación, seguirá deteriorándose incluso después de la devaluación hasta que se materialicen los retardos. Entonces la balanza comercial podría mejorar, de ahí el patrón de curva-J”* (Bahmani-Oskooee y Fariditavana, 2015: 1).

Bahmani-Oskooee y Arize (2019) argumentan que la devaluación no tiene ningún efecto sobre la balanza comercial a corto plazo; el efecto incluso puede ser negativo debido a los retardos en las transferencias de los efectos de las variaciones del tipo de cambio a los precios de importación y exportación. Sin embargo, el efecto de la devaluación sobre el saldo comercial puede ser positivo a largo plazo. Auboin y Ruta (2012) explican las posibles fuentes de la relación entre el tipo de cambio y el comercio internacional. Primero, los tipos de cambio son variables endógenas; incluso para los comerciantes individuales los movimientos de divisas son exógenos. En segundo lugar, las variaciones en el tipo de cambio a menudo suponen costes asimétricos para la economía real. Dichas asimetrías pueden afectar a la competitividad internacional y tener efectos negativos sobre la asignación eficiente de recursos entre diferentes actividades. *“Tras la reciente crisis financiera, los tipos de cambio son una correa de transmisión de las perturbaciones financieras a la economía real y un vector de “dumping monetario”* (Auboin y Ruta 2012: 2), por lo que revisar los efectos

de los tipos de cambios es útil para los responsables de la formulación de políticas económicas.

Según, Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015), el enfoque Autoregresivo de Retardos Distribuidos (ARDL) no lineal (introducido por Shin et al., 2014) ayuda a explicar si los efectos a corto y largo plazo de la devaluación de la moneda en la balanza comercial son simétricos o asimétricos. De esta manera, estos autores fueron los primeros en aportar conclusiones respecto a la posibilidad de efectos asimétricos. Bahmani-Oskooee y Arize (2019) observan que los anteriores estudios asumen efectos simétricos sobre la balanza comercial ante variaciones del tipo de cambio, utilizando modelos de corrección de errores y métodos de cointegración. Tal y como explican Bahmani-Oskooee y Nourira (2020), los estudios que utilizaron flujos comerciales agregados de cualquier país con el resto del mundo adolecen de un sesgo de agregación y por tanto son objeto de crítica por parte de Rose y Yellen (1989). En la literatura revisada por Bahmani-Oskooee y Nourira (2020), para el caso de Italia, se obtienen resultados contradictorios que pueden deberse a otro sesgo de agregación ya que la reacción a variaciones en el tipo de cambio, entre Italia en este caso y un socio importante como Estados Unidos, pueden ser diferentes (Bahmani-Oskooee y Nourira 2020).

Nusair (2016) sostiene que hay razones obvias para considerar que existe no linealidad y asimetrías entre las fluctuaciones del tipo de cambio y la balanza comercial, ya que existen rigideces de precios, restricciones de cantidad y costes de ajuste. Las rigideces se dan porque los precios son reacios a bajar y “suben más rápido de lo que caen”, mientras que las cantidades son rígidas al alza. Por ejemplo, la devaluación de la moneda hace que las exportaciones sean menos costosas y más competitivas en términos de moneda extranjera. Así, los exportadores salen beneficiados de un aumento de las cantidades exportadas, sin que cambien los precios nacionales. Sin embargo, si no pudieran aumentar las cantidades o los costes de ajustes fueran muy elevados, pueden optar por elevar los precios (Nusair, 2016). Inspirados por Nusair (2016) y Bahmani-Oskooee y Arize (2020), estudiamos si el fenómeno de la curva J existe en Europa, teniendo en cuenta la no linealidad en la relación entre el tipo de cambio y la balanza comercial.

La estructura de nuestra investigación es la siguiente. Tras esta introducción, en el segundo apartado hacemos una revisión de la literatura sobre los efectos de la curva J. En la sección 3, explicamos la metodología y datos usados para nuestro análisis. En el cuarto apartado, presentamos los resultados obtenidos y en la sección cinco concluimos.

2. REVISIÓN DE LITERATURA

A partir del trabajo de Magee (1973) se han elaborado una gran variedad de estudios sobre la curva J para diferentes países. Los métodos comunes para evaluar el impacto de las variaciones del tipo de cambio en la balanza comercial son los enfoques de cointegración y de modelos de corrección de errores. Estos métodos requieren un modelo de balanza comercial de forma reducida. Rose y Yellen (1989) desarrollaron un modelo teórico basado en la demanda y oferta de importaciones y exportaciones, que se reduce a identificar tres variables como principales determinantes de la balanza comercial de un país. De hecho, su recomendación fue adoptada para realizar el análisis asimétrico, como el modelo ARDL no lineal (NARDL) de Shin et al. (2014). Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015) sostienen que, para Estados Unidos y sus seis socios comerciales mas importantes, “cuando se utiliza el enfoque ARDL lineal, existe evidencia del efecto de la curva J en tres de los seis modelos. Sin embargo, cuando se utiliza el enfoque NARDL, existe evidencia de la curva en J en cinco de los seis modelos” (Bahmani-Oskooee y Fariditavana, 2015). Nusair (2016) para 16 economías europeas en transición, sostiene que, cuando utiliza el método NARDL hay evidencia de la curva-J en 12 de los 16 países, mientras que cuando utiliza el ARDL lineal no encuentra ninguna evidencia de la curva-J. Bahmani-Oskooee y Arize (2019), para 13 países africanos, hallan evidencias de efectos asimétricos a corto plazo para la mayoría de países, pero solo en seis países hay evidencia de la curva-J. Bahmani-Oskooee y Nourira (2020) para cada una de las 58 industrias que comercian entre Italia y Estados Unidos, con estimaciones del modelo lineal y no lineal encuentran apoyo al efecto de la curva-J en 12 industrias, una de ellas con la mayor participación comercial estuvo sujeta al modelo no lineal. Además, en las estimaciones de los modelos no

lineales se encontraron efectos asimétricos a corto plazo en 48 industrias, pero solo efectos asimétricos a largo plazo en 29. Bahmani-Oskooee y Nasir (2019), para 68 industrias de dos dígitos que comercian entre Estados Unidos (U.S.) y el Reino Unido (U.K.), encontraron efectos asimétricos a corto plazo de la tasa real dólar-libra en casi todas las industrias. Sin embargo, los efectos asimétricos a corto plazo se convirtieron en importantes efectos asimétricos a largo plazo sólo en 25 industrias. De hecho, la hipótesis de la curva-J asimétrica fue sustentada en 18 industrias.

En cuanto a estudios realizados con anterioridad al hallazgo de Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015), la mayoría asume que la balanza comercial responde simétricamente a las apreciaciones y depreciaciones del tipo de cambio. Durmaz (2015) examinó el efecto de la curva J en Turquía a nivel industrial empleando un procedimiento de prueba de límites, desarrollado por Pesaran y Shin (1999) y Pesaran et al. (2001). Para encontrar los efectos a largo y corto plazo, se identificaron 58 industrias desagregando las importaciones y exportaciones turcas, de las cuales solo en 13 se detectó el efecto de curva J. Bahmani-Oskooee y Zang (2013) desglosaron las importaciones y exportaciones coreanas, considerando las 148 industrias que comerciaban entre Corea y el resto del mundo. Con datos anuales y el enfoque de prueba de límites para el modelado de cointegración y corrección de errores, encontraron sustento para el efecto de la curva J en 58 industrias. Sin embargo, solo para 26 industrias se encontraron evidencias de efectos favorables a largo plazo de la devaluación o depreciación. Bahmani-Oskooee y Wang (2006) utilizaron datos desglosados a nivel bilateral entre China y sus 13 principales socios comerciales. Cuando utilizaron el enfoque de prueba de límites, encontraron efectos a corto plazo de una depreciación real del yuan, aun así, no encontraron evidencia del fenómeno de la curva J. También usaron la técnica de cointegración de Johansen, donde los efectos a corto plazo reflejados por las funciones de respuesta al impulso no fueron diferentes a los anteriores.

Hacker y Hatemi-J (2003) estudian el efecto de la curva J para Bélgica, Dinamarca, Holanda, Noruega y Suecia utilizando funciones de impulso-respuesta generalizadas derivadas de un modelo de corrección de errores vectoriales. De esta manera, encuentran soporte empírico para la curva J.

Lal y Lowinger (2002) examinaron los determinantes de las balanzas comerciales de siete países de Asia oriental, utilizando la técnica de cointegración, el modelo de corrección de errores y la función de respuesta al impulso. Estos autores confirmaron la existencia del efecto de la curva J, pero resaltan diferencias significativas en la duración y el alcance del efecto de la curva J entre países.

Para España no hay evidencia de estudios que examinen el fenómeno de la curva-J. Si bien Álvarez et al. (2018), a través del modelo Bhaduri-Marglin, sostienen que la política de devaluación interna ha producido un sesgo recesivo para la economía española en el contexto de la zona euro además de cambiar la distribución funcional de la renta en la economía española, haciendo caer la participación salarial.

3. DATOS Y METODOLOGÍA

3.1. Datos

En este estudio estudiamos la existencia de la curva J en 9 países de la Unión Europea. Estos países son: España, Grecia, Portugal, Irlanda, Austria, Holanda, Finlandia, Bélgica, Luxemburgo. Siguiendo las contribuciones seminales de Rose y Yellen (1989) y Rose (1990) y la literatura derivada de ella (Bahmani-Oskooee y Wang, 2006; Halicioglu, 2008; Bahmani-Oskooee y Kutan, 2009; Bahmani-Oskooee y Gelan, 2012; Nusair, 2013, 2016; Bahmani-Oskooee y Fariditavana, 2015, 2016, 2020; Bahmani-Oskooee y Nourira, 2020; Bahmani-Oskooee y Arize, 2020), consideramos que la balanza comercial (la relación entre importaciones sobre exportaciones) de un determinado país, tb_t , es una función del tipo de cambio real, q_t , los ingresos nacionales, Y_t , y los ingresos extranjeros, Y_t^* . Por lo tanto, empleamos la siguiente ecuación general a largo plazo:

$$tb_t = \beta_0 + \beta_1 q_t + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_t^* + e_t \quad (2)$$

donde e_t es un término de error aleatorio.

Según la curva J, las exportaciones a un país extranjero generalmente aumentarán si los ingresos del país extranjero aumentan; mientras que las importaciones generalmente aumentan si los ingresos domésticos aumentan. Por lo tanto, esperamos que β_2 sea positivo, mientras que β_3 se espera que sea negativo. Por último, dada nuestra definición de q_t , esperamos que β_1 , nuestro coeficiente de interés, sea positivo.

Analizamos la relación entre q_t y tb_t durante el período 1995:Q1-2019:Q4. Como variable representativa de tb_t utilizamos la ratio de importaciones a exportaciones de bienes y servicios (chain linked volumes, index 2010=100). Como variable proxy de q_t , empleamos el tipo de cambio real efectivo (deflactor: costes laborales unitarios en la economía total) con respecto a los 37 principales socios comerciales de cada país¹. Como proxy de Y_t , utilizamos la variable producto interior bruto (PIB) de cada país objeto de estudio (chain linked volumes, index 2010=100). Por último, como proxy de Y_t^* , utilizamos el **producto interno bruto del G20** (US dollars, volume estimates, fixed PPPs, OECD reference year). Los datos de tb_t , q_t e Y_t provienen de la base de datos Eurostat, mientras que los datos de Y_t^* proceden de la base de datos de la OCED. Trabajamos con las variables en logaritmos.

3.2. Metodología: Relación asimétrica entre el tipo de cambio real y la balanza comercial

En la presente sección estudiamos la relación entre tb_t y q_t dentro a través de un enfoque no lineal. Desde la literatura se ha reconocido ampliamente que las variables y procesos macroeconómicos tienen estructuras no lineales (véase Kahneman y Tversky, 1979; Bliss y Shiller, 1995; Cooper y Shiller, 2000). Por tanto, la información obtenida de modelos lineales podría no ser suficiente para pronosticar de forma fiable. Shin et al. (2014) advierten que la asunción de ajustes lineales puede ser demasiado restrictiva en muchas situaciones económicamente interesantes, especialmente cuando los costes de transacción son importantes y se observan intervenciones políticas en la muestra.

¹Este agregado de economías industrializadas incluye: UE 28, Australia, Canadá, Japón, México, Nueva Zelanda, Noruega, Suiza, Turquía y Estados Unidos.

En nuestro caso, el proceso de ajuste podría ser no lineal cuando la balanza comercial responda de manera diferente a las depreciaciones y apreciaciones (Nusair, 2016: 6).

En este apartado, empleamos el modelo no lineal auto-regresivo de retardos distribuidos (NARDL) de Shin et al. (2014) para investigar la presencia de una relación entre tb_t y q_t en nueve países europeos. El modelo NARDL permite probar la cointegración lineal y no lineal y distinguir entre los efectos de corto y largo plazo que la variable explicativa tiene en la variable dependiente. También podría analizarse a través del modelo de corrección de errores vectoriales de umbral no lineal (VECM) o mediante modelos de transición suaves; sin embargo, estos métodos podrían enfrentar problemas de convergencia debido a la proliferación del número de parámetros. Esto no sucede con el NARDL. Además, el NARDL puede incluir variables con diferentes órdenes de integración. Por último, el marco NARDL permite pruebas de cointegración oculta, lo que evita omitir cualquier relación que no sea visible en un ajuste lineal convencional (Shahzad et al., 2017: 216). El modelo ARDL no lineal de Shin et al. (2014) es preferido a otros métodos de cointegración no lineal, ya que este modelo de cointegración permite considerar simultáneamente asimetrías a corto y largo plazo. De hecho, el modelo de corrección de errores vectoriales de conmutación de Markov (MS-VECM), desarrollado por Hamilton (1989) y continuado por Krolzig (1997) y Psaradakis et al. (2004), y el modelo de corrección de errores de regresión de transición suave, desarrollado por Kapetanios et al. (2006), no permiten detectar asimetrías a largo plazo. Por otro lado, el marco de cointegración de umbrales, desarrollado por Enders & Siklos (2001), solo tiene en cuenta la asimetría a largo plazo.

El NARDL desarrollado por Shin et al. (2014) ha sido expuesto en artículos recientes como Alsamara, et al. (2017), Ivanovski & Churchill (2019), Bahmani-Oskooee & Gelan (2019), Forma et al. (2021) y Pérez-Montiel & Pariboni (2021), entre otros; por lo tanto, sólo mostramos los detalles básicos del método. Como se ha indicado, Shin et al. (2014) proponen un modelo ARDL no lineal que considera efectos asimétricos entre variables; desarrollando así un marco paramétrico dinámico flexible para modelar relaciones que exhiben asimetrías

combinadas a largo y corto plazo. Esto implica que la variable independiente (en nuestro caso, q_t) se descompone en sus sumas positivas y negativas acumuladas:

$$q_t = q_0 + q_t^+ + q_t^-, \quad (3)$$

dónde $q_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta q_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta q_j, 0)$ y $q_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta q_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta q_j, 0)$.

Por lo tanto, el modelo considera la siguiente regresión asimétrica a largo plazo:

$$tb_t = \delta_0 + \delta_1 q_t^+ + \delta_2 q_t^- + \delta_3 Y_t + \delta_4 Y_t^* + u_t \quad (4)$$

donde δ_1 y δ_2 son los parámetros asimétricos a largo plazo asociados a cambios positivos (apreciaciones) y negativos (depreciaciones) en q_t . Shin et al. (2014) combinan (4) con el enfoque ARDL convencional, obteniendo así el siguiente modelo de corrección de errores asimétricos:

$$\begin{aligned} \Delta tb_t = & \gamma_0 + \sum_{j=1}^k \gamma_{1j} \Delta tb_{t-j} + \sum_{j=0}^p \gamma_{2j} \Delta q_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^n \gamma_{3j} \Delta q_{t-j}^- + \sum_{j=0}^q \gamma_{4j} \Delta Y_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^m \gamma_{5j} \Delta Y_{t-j}^* + \rho_0 tb_{t-1} + \rho_1 q_{t-1}^+ + \rho_2 q_{t-1}^- + \rho_3 Y_{t-1} + \rho_4 Y_{t-1}^* + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

Según la teoría de la curva J, las estimaciones de γ_{3j} deben ser negativas o estadísticamente no significativas, mientras que la estimación de ρ_2 normalizada en ρ_0 debe ser positiva y estadísticamente significativa (Bahmani-Oskooee y Fariditavana, 2015, 2016; Nusair, 2016, Bahmani Oskooee y Nouira, 2020). Esto implica que una depreciación conduce a un deterioro de la balanza comercial a corto plazo y a una mejora de esta a largo plazo. Por otro lado, según la teoría de la curva J, una apreciación conduce a una mejora a corto plazo y a un deterioro a largo plazo de la balanza comercial (por lo tanto, las estimaciones de γ_{2j} deben ser positivas o estadísticamente no significativas, mientras que la estimación de ρ_1 normalizada en ρ_0 debe ser positiva y estadísticamente significativa).

4. RESULTADOS

En esta sección estimamos ambos modelos de corrección de errores usando datos bilaterales entre los países utilizados en este trabajo y cada uno de sus 37 principales socios comerciales. Siguiendo la literatura (Bahmani-Oskooee y Fariditavana, 2016), hemos impuesto un máximo de ocho retardos en cada variable y hemos usado el Criterio de Información de Akaike (AIC) para seleccionar los retardos óptimos. Los resultados de cada modelo están representados en las tablas [1-11](#). Las tablas [1-9](#) presentan las estimaciones a corto plazo, mientras que la [Tabla 10](#) presenta las estimaciones a largo plazo. El estadístico F, que nos informa sobre la existencia de cointegración, está representado en la [Tabla 11](#).

Según la definición de la curva J de Rose y Yellen (1989), la curva J se determina con estimaciones negativas o no significativas a corto plazo combinadas con estimaciones positivas y estadísticamente significativas a largo plazo. Cuando estimamos el modelo lineal ARDL, no se observa el fenómeno de la curva J según esta definición para casi ningún país de los considerados, excepto en Finlandia y Holanda.

En cuanto al análisis asimétrico, empezaremos centrándonos en el caso de España. En la [Tabla 1](#) podemos ver claramente que para el modelo lineal ARDL a corto plazo, el tipo de cambio real no es significativo, tampoco lo es en el largo plazo aunque tiene signo positivo, por tanto, no se cumple el fenómeno de la curva J. A largo plazo ([Tabla 10](#)), un aumento de la renta nacional tiene un efecto positivo sobre la balanza comercial, mientras que un aumento de la renta exterior (G20) tiene un efecto negativo en la balanza comercial. Cuando estimamos el modelo NL-ARDL ([Tabla 10](#)), sin embargo, la nueva definición de Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015) sobre la curva J puede ser observada debido a que el tipo de cambio real a largo plazo tiene un efecto asimétrico sobre la balanza comercial española.

Si observamos el caso de Grecia en la [Tabla 2](#), cuando estimamos el modelo lineal ARDL, a largo plazo el tipo de cambio real tiene un coeficiente negativo y no significativo, lo que revela que no se observa el fenómeno de la curva J.

Por otro lado, podemos observar como un aumento de la renta de los países del G20 supone un efecto negativo y no significativo en la balanza comercial, mientras que un aumento de la renta en este país supone un efecto positivo y no significativo sobre la balanza comercial. Cuando estimamos el modelo no lineal ARDL ([Tabla 10](#)), tipo de cambio real tiene efectos asimétricos sobre la balanza comercial griega, en la manera que una apreciación en Grecia tiene un efecto negativo y significativo sobre la balanza comercial mientras que una depreciación tiene efectos positivos, aunque no significativos, sobre la balanza comercial. Es por esto, que no se puede afirmar que en Grecia se cumpla el fenómeno de la curva J según la definición de Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015).

Cuando estimamos el modelo lineal ARDL para Portugal en la [Tabla 3](#) y [Tabla 10](#), con el modelo lineal ARDL no se da el fenómeno de la curva J. Mientras que al cambiar al modelo no lineal ARDL, observamos que en este país el tipo de cambio tiene un efecto asimétrico sobre la balanza comercial, dando lugar al efecto de la curva J. Cabe indicar que PIB de Portugal y el del G20 tienen los signos esperados, pero estos no son significativos.

Para Irlanda ([Tabla 4](#)) y Austria ([Tabla 5](#)) el modelo lineal no valida el efecto de la curva J. Sin embargo, con el modelo NARDL en Irlanda una devaluación tiene un efecto significativamente positivo a largo plazo y una apreciación un efecto significativamente negativo, mientras que en Austria una apreciación tiene un efecto significativamente positivo y una depreciación no tiene efectos significativos sobre la balanza comercial austriaca. Por tanto, en el caso de Irlanda, vemos claramente el efecto asimétrico del tipo de cambio real efectivo sobre la balanza comercial definido por Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015), que da lugar a la curva J.

Holanda es el único país de los estimados que el tipo de cambio real efectivo tiene efectos significativamente negativos tanto a corto plazo como a largo plazo, cuando se estima el modelo lineal ARDL ([Tabla 6](#), [Tabla 10](#)). No obstante, al estimar el modelo no lineal no hayamos efectos significativos a corto plazo ni a largo plazo del tipo de cambio real efectivo sobre la balanza comercial, lo que indica que una depreciación real no tiene efectos sobre la balanza comercial.

Por otro lado, la definición de Rose y Yellen (1989) sobre la hipótesis de la curva J se cumple únicamente en Finlandia cuando se estima un modelo lineal ARDL ([Tabla 7](#), [Tabla10](#)). En cambio, el modelo no lineal sugiere que una apreciación tiene un efecto significativamente positivo y una depreciación no tiene efectos significativos sobre la balanza comercial.

En Bélgica no se observa el fenómeno de la curva J ni para el modelo lineal ni cuando se estima el modelo no lineal debido a que una depreciación tiene un efecto negativo y significativo. En Luxemburgo también podemos observar que en las estimaciones de ambos modelos, no se observa la curva J. Además, como vemos en la [Tabla 11](#), Luxemburgo es el único país que no muestra relación de cointegración entre las variables, con un estadístico F no significativo.

En cuanto a los signos esperados del PIB nacional y el PIB del G20 a largo plazo para el modelo lineal de la ecuación [\(2\)](#), como hemos mencionado anteriormente, se esperan que sea positivo para la estimación del PIB nacional y negativo para el PIB del G20. Estos resultados solo se dan en España, Grecia, Portugal, Irlanda y Holanda. Por tanto, solo es para estos países que un aumento de la renta nacional supone un empeoramiento de la balanza comercial, mientras que el incremento de la renta de los países del G20 conlleva una mejora de esta. Por otro lado, los resultados de la estimación del modelo NARDL de la ecuación [\(5\)](#) indican que para todos los países excepto Bélgica un incremento de la renta nacional supone un empeoramiento de la balanza comercial. No ocurre lo mismo con la variable del PIB del G20, donde solo para Holanda, Austria, Luxemburgo, Finlandia y Portugal se obtiene el coeficiente negativo esperado.

El modelo no lineal, sin embargo, sugiere ya sea la variable q_{P37} o q_{N37} tienen un coeficiente significativamente positivo apoyado por la integración de la asimetría en los resultados de España, Portugal e Irlanda, apoyando la nueva definición de la curva J de Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015). Esta ampliación del número de casos según Bahmani-Oskooee y Arize (2020) podría atribuirse a la separación de las apreciaciones de las depreciaciones y a la introducción del ajuste no lineal del tipo de cambio real efectivo.

5. CONCLUSIONES

Se argumenta que la relación entre el tipo de cambio y la balanza comercial difiere entre el corto y el largo plazo. En particular, se cree ampliamente que después de la depreciación de la moneda, la balanza comercial se deteriora a corto plazo antes de mejorar a largo plazo; por lo tanto, se produce el fenómeno de la curva en J. Desde la introducción del concepto de curva J en 1973, los investigadores han tratado de proporcionar apoyo empírico mediante diferentes técnicas. Una peculiaridad común de estos estudios, como señalaron recientemente Bahmani-Oskooee y Fariditavana (2015), es la consideración de que los efectos de variaciones en el tipo de cambio sobre la balanza comercial son simétricos. Entonces, defendieron la posibilidad de efectos asimétricos mediante el uso de datos de algunos países industrializados grandes como China. Claramente, han contribuido a la cointegración de la asimetría como un nuevo método para probar el fenómeno. Asimismo nos sumamos a esta nueva literatura examinando este fenómeno para 9 países europeos utilizando datos trimestrales y el modelo de cointegración NARDL y ARDL. Cabe destacar que no hay investigaciones anteriores sobre la curva J para el caso de España, por lo que introducir a España en esta literatura ha sido un incentivo.

Siguiendo los objetivos de este estudio, en nuestras estimaciones con el modelo NARDL solo se cumple la idea de que una devaluación real mejora la balanza de pagos para los casos de España, Portugal e Irlanda. En estos tres casos, las devaluaciones tienen efectos positivos y estadísticamente significativos a largo plazo, mientras que a corto plazo son o negativos o no significativos, cumpliéndose de este modo la curva J. En cambio, el modelo lineal (ARDL) solamente indica la existencia de la curva J en Austria, un efecto positivo y estadísticamente significativo del tipo de cambio en el largo plazo. Estos resultados dispares refuerzan la necesidad de tener en cuenta la no linealidad ya que nos ayuda a descubrir más evidencia de la curva J y, por tanto, las asimetrías de los efectos de variaciones en el tipo de cambio sobre la balanza comercial. Por otro lado, el hecho de que la devaluación solo tenga efectos positivos sobre la balanza de pagos en 3 de los 9 países de la muestra pone en

duda la efectividad de las políticas de devaluación competitiva que se llevaron a cabo.

También encontramos que las estimaciones del coeficiente de largo plazo para los ingresos nacionales y extranjeros en el modelo lineal son las esperadas en España, Grecia, Portugal, Irlanda y Holanda. En cambio en el modelo NARDL, en todos los países excepto Bélgica un incremento de la renta nacional supone un empeoramiento de la balanza comercial. No ocurre lo mismo con la variable del PIB del G20, donde solo para Holanda, Austria, Luxemburgo, Finlandia y Portugal se obtiene el coeficiente negativo esperado. Por tanto, para estos países mencionados el nivel de actividad económica juega un papel importante en la gestión de su balanza comercial.

6. REFERENCIAS

- Álvarez, I., Uxó, J., & Febrero, E. (2019). Internal devaluation in a wage-led economy: the case of Spain. *Cambridge Journal of Economics*, 43(2), 335-360.
- Auboin, M., & Ruta, M. (2013). The relationship between exchange rates and international trade: a literature review. *World Trade Rev.*, 12, 577.
- Bahmani-Oskooee, M. (1985). Devaluation and the J-curve: some evidence from LDCs. *The review of Economics and Statistics*, 500-504.
- Bahmani-Oskooee, M., & Arize, A. C. (2020). Asymmetry cointegration and the J-curve: new evidence from Africa. *Journal of Economic Studies*.
- Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL approach and the J-curve phenomenon. *Open Economies Review*, 27(1), 51-70.
- Bahmani-Oskooee, M., & Fariditavana, H. (2015). Nonlinear ARDL approach, asymmetric effects and the J-curve. *Journal of Economic Studies*.
- Bahmani-Oskooee, M., & Hegerty, S. W. (2010). The J-and S-curves: A survey of the recent literature. *Journal of Economic Studies*.
- Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, M. A. (2020). Asymmetric J-curve: evidence from industry trade between US and UK. *Applied Economics*, 52(25), 2679-2693.
- Bahmani-Oskooee, M., & Nouria, R. (2020). US–Italy commodity trade and the J-curve: new evidence from asymmetry analysis. *International Economics and Economic Policy*, 1-31.
- Bahmani-Oskooee, M., & Wang, Y. (2006). The J curve: China versus her trading partners. *Bulletin of Economic Research*, 58(4), 323-343.
- Bahmani-Oskooee, M., & Zhang, R. (2014). Is there J-Curve effect in the commodity trade between Korea and rest of the world?. *Economic Change and Restructuring*, 47(3), 227-250.
- Durmaz, N. (2015). Industry level J-curve in Turkey. *Journal of Economic Studies*.
- Hacker, R. S., & Hatemi-j, A. (2003). Is the J-curve effect observable for small North European economies?. *Open economies review*, 14(2), 119-134.
- Lal, A. K., & Lowinger, T. C. (2002). The J-curve: evidence from East Asia. *Journal of Economic Integration*, 397-415.
- Nusair, S. A. (2017). The J-Curve phenomenon in European transition economies: A nonlinear ARDL approach. *International Review of Applied Economics*, 31(1), 1-27.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289-326.

Rose, A. K., & Yellen, J. L. (1989). Is there a J-curve?. *Journal of Monetary economics*, 24(1), 53-68.

7. ANEXO

TABLA 1: Regresión de Corrección de Errores derivada de ARDL y de NARDL.				
Variable dependiente: tb				
ESPAÑA	L-ARDL		NL-ARDL	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constante	0,633424	(2,941826)	0,766693	(1,220599)
TB(-1)	-0,278398*	(-2,596814)**	0,493276*	(1,948236)
Q_37(-1)	0,086013	(0,773445)	-	-
Q_N37(-1)	-	-	-1,599060	(-3,195612)***
Q_P37(-1)	-	-	0,052114	(0,274610)
GDP(-1)	0,24057****	(1,801157)	-0,179137	(-0,701364)
GDP_G20(-1)	-0,191554	(-2,209826)**	-0,563454	(-2,766193)***
D(TB)	-	-	-	-
D(TB(-1))	-0,180462	(-1,163379)	-1,108980	(-3,949825)***
D(TB(-2))	-0,313608	(-2,449672)**	-1,230542	(-4,378565)***
D(TB(-3))	-0,098324	(-0,723110)	-0,935532	(-3,707912)***
D(TB(-4))	0,504414	(4,565562)***	-0,437882	(-1,891982)
D(TB(-5))	0,237888	(2,033693)**	-0,198467	(1,186399)
D(TB(-6))	-	-	-0,384759	(-2,878078)***
D(TB(-7))	-	-	-0,196051	(-1,513916)
D(TB(-8))	-	-	-	-
D(Q_37)	-0,034096	(-0,116211)	-	-
D(Q_37(-1))	0,713426	(2,358541)**	-	-
D(Q_37(-2))	-0,026875	(-0,084258)	-	-
D(Q_37(-3))	-0,184693	(-0,585541)	-	-
D(Q_37(-4))	1,116635	(3,682036)***	-	-
D(Q_37(-5))	-	-	-	-
D(Q_37(-6))	-	-	-	-
D(Q_37(-7))	-	-	-	-
D(Q_37(-8))	-	-	-	-
D(Q_P37)	-	-	-1,087875	(-2,072940)**
D(Q_P37(-1))	-	-	0,608889	(1,117938)
D(Q_P37(-2))	-	-	0,358558	(0,667326)
D(Q_P37(-3))	-	-	-0,644096	(-1,090059)
D(Q_P37(-4))	-	-	0,745780	(1,192633)
D(Q_P37(-5))	-	-	-	-
D(Q_P37(-6))	-	-	-	-
D(Q_P37(-7))	-	-	-	-
D(Q_P37(-8))	-	-	-	-
D(Q_N37)	-	-	-0,260702	(-0,381861)
D(Q_N37(-1))	-	-	1,752252	(1,458246)**
D(Q_N37(-2))	-	-	1,609109	(2,246168)**
D(Q_N37(-3))	-	-	1,077156	(1,755560)
D(Q_N37(-4))	-	-	1,652857	(2,940033)***
D(Q_N37(-5))	-	-	0,865189	(1,426299)
D(Q_N37(-6))	-	-	2,319566	(3,680853)***
D(Q_N37(-7))	-	-	-	-
D(Q_N37(-8))	-	-	-	-
D(GDP)	-	-	0,290459	(0,522148)
D(GDP(-1))	-	-	1,074763	(2,451049)**
D(GDP(-2))	-	-	0,870597	(1,909522)
D(GDP(-3))	-	-	0,470516	(1,032659)
D(GDP(-4))	-	-	-0,257992	(-0,494829)
D(GDP(-5))	-	-	-0,928561	(-1,916607)
D(GDP(-6))	-	-	-1,057520	(-2,323987)**
D(GDP(-7))	-	-	-0,847975	(1,863117)
D(GDP(-8))	-	-	-	-
D(GDP_G20)	0,726906	(1,004749)	0,829408	(0,995400)
D(GDP_G20(-1))	2,121375	(2,305881)**	1,132143	(1,100340)
D(GDP_G20(-2))	0,371014	(0,385805)	1,385408	(1,312267)
D(GDP_G20(-3))	-1,371355	(-1,538783)	-1,763640	(-1,778213)
D(GDP_G20(-4))	1,638746	(1,946520)	2,380541	(2,464997)**
D(GDP_G20(-5))	-2,007285	(-2,252558)**	-1,578771	(-1,623952)
D(GDP_G20(-6))	0,0285	(0,031776)	0,957657	(1,017498)
D(GDP_G20(-7))	1,504716	(2,077354)**	1,443193	(1,747311)

Notas: Ver notas en la tabla 9.

TABLA 2: Regresión de Corrección de Errores derivada de ARDL y de NARDL.

Variable dependiente: **tb**

GRECIA Variable	L-ARDL		NL-ARDL	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constante	4,791163	(4,420315)***	4,509471	(4,501282)***
TB(-1)	-0,919120*	(-4,677296)***	-1,368016*	(-6,684954)***
Q_37(-1)	-0,330915	(-1,606629)	-	-
Q_N37(-1)	-	-	0,021882	(0,059235)
Q_P37(-1)	-	-	-0,657945	(-2,692826)***
GDP(-1)	0,610015	(3,808192)***	0,755813	(4,225559)***
GDP_G20(-1)	-0,399886****	(-4,189422)***	-0,265106	(-1,130704)
D(TB)	-	-	-	-
D(TB(-1))	0,238149	(1,256125)	0,599190	(2,996290)***
D(TB(-2))	0,040322	(0,223778)	0,315314	(1,588836)
D(TB(-3))	0,124571	(0,731553)	0,404985	(2,167917)**
D(TB(-4))	0,696914	(4,658995)***	0,895119	(5,768412)***
D(TB(-5))	0,256079	(2,038909)**	0,470024	(3,693604)***
D(TB(-6))	0,279106	(2,652834)**	0,349073	(3,603960)***
D(TB(-7))	-	-	-	-
D(TB(-8))	-	-	-	-
D(Q_37)	-0,568499	(-1,040959)	-	-
D(Q_37(-1))	-0,011271	(-0,021300)	-	-
D(Q_37(-2))	0,250738	(0,488587)	-	-
D(Q_37(-3))	1,185392	(2,337761)**	-	-
D(Q_37(-4))	1,278631	(2,476537)**	-	-
D(Q_37(-5))	-1,028227	(-1,994164)	-	-
D(Q_37(-6))	-0,075824	(-0,148230)	-	-
D(Q_37(-7))	1,382002	(2,843056)	-	-
D(Q_37(-8))	-	-	-	-
D(Q_P37)	-	-	-2,987896	(-3,383331)***
D(Q_P37(-1))	-	-	-	-
D(Q_P37(-2))	-	-	-	-
D(Q_P37(-3))	-	-	-	-
D(Q_P37(-4))	-	-	-	-
D(Q_P37(-5))	-	-	-	-
D(Q_P37(-6))	-	-	-	-
D(Q_P37(-7))	-	-	-	-
D(Q_P37(-8))	-	-	-	-
D(Q_N37)	-	-	2,203560	(2,228305)**
D(Q_N37(-1))	-	-	-0,396821	(-0,470893)
D(Q_N37(-2))	-	-	1,964808	(2,282692)**
D(Q_N37(-3))	-	-	1,367458	(1,608014)
D(Q_N37(-4))	-	-	1,294280	(1,714434)
D(Q_N37(-5))	-	-	-0,600700	(-0,813126)
D(Q_N37(-6))	-	-	0,945966	(1,252446)
D(Q_N37(-7))	-	-	1,867090	(2,541477)**
D(Q_N37(-8))	-	-	-	-
D(GDP)	-0,235848	(-0,657010)	-0,350086	(-0,961216)
D(GDP(-1))	-0,287253	(-0,689030)	-0,860874	(-2,025605)**
D(GDP(-2))	0,104761	(0,266984)	-0,927671	(-2,202520)**
D(GDP(-3))	-0,427826	(-1,111129)	-0,947956	(-2,563095)**
D(GDP(-4))	-0,346588	(-0,883714)	-0,144483	(-0,349814)
D(GDP(-5))	-0,520343	(-1,428931)	-0,306936	(-0,776310)
D(GDP(-6))	-	-	0,606762	(1,748725)
D(GDP(-7))	-	-	-	-
D(GDP(-8))	-	-	-	-
D(GDP_G20)	-	-	-0,721440	(-0,417779)
D(GDP_G20(-1))	-	-	-0,682162	(-0,313731)
D(GDP_G20(-2))	-	-	-0,887233	(-0,400192)
D(GDP_G20(-3))	-	-	4,274519	(1,973900)
D(GDP_G20(-4))	-	-	-6,254644	(-3,517864)***
D(GDP_G20(-5))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-6))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-7))	-	-	-	-

Notas: Ver notas en la tabla 9.

TABLA 3: Regresión de Corrección de Errores derivada de ARDL y de NARDL.Variable dependiente: **tb**

PORTUGAL Variable	L-ARDL		NL-ARDL	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constante	0,521976	(1,214345)	2,433891	(3,137622)***
TB(-1)	-0,378448*	(-3,643676)***	-0,463256*	(-4,077947)***
Q_37(-1)	0,198925****	(1,388632)	-	-
Q_N37(-1)	-	-	0,665157	(3,165981)***
Q_P37(-1)	-	-	0,435877****	(1,579316)
GDP(-1)	0,259328	(1,091016)	0,010995	(0,043260)
GDP_G20(-1)	-0,192626	(-2,353391)**	-0,079487	(-0,645373)
D(TB)	-	-	-	-
D(TB(-1))	-0,255122	(-1,959360)	-0,239689	(-1,686494)
D(TB(-2))	-0,115437	(-0,870462)	-0,157071	(-1,086907)
D(TB(-3))	-0,061928	(-0,488813)	-0,106590	(-0,805940)
D(TB(-4))	0,575094	(5,354390)***	0,443486	(3,915102)***
D(TB(-5))	0,357876	(3,076563)***	0,307199	(2,893259)***
D(TB(-6))	-	-	-	-
D(TB(-7))	-	-	-	-
D(TB(-8))	-	-	-	-
D(Q_37)	-	-	-	-
D(Q_37(-1))	-	-	-	-
D(Q_37(-2))	-	-	-	-
D(Q_37(-3))	-	-	-	-
D(Q_37(-4))	-	-	-	-
D(Q_37(-5))	-	-	-	-
D(Q_37(-6))	-	-	-	-
D(Q_37(-7))	-	-	-	-
D(Q_37(-8))	-	-	-	-
D(Q_P37)	-	-	-	-
D(Q_P37(-1))	-	-	-	-
D(Q_P37(-2))	-	-	-	-
D(Q_P37(-3))	-	-	-	-
D(Q_P37(-4))	-	-	-	-
D(Q_P37(-5))	-	-	-	-
D(Q_P37(-6))	-	-	-	-
D(Q_P37(-7))	-	-	-	-
D(Q_P37(-8))	-	-	-	-
D(Q_N37)	-	-	0,664129	(0,925640)
D(Q_N37(-1))	-	-	-1,033819	(-1,261951)
D(Q_N37(-2))	-	-	-1,809751	(-2,320801)**
D(Q_N37(-3))	-	-	-	-
D(Q_N37(-4))	-	-	-	-
D(Q_N37(-5))	-	-	-	-
D(Q_N37(-6))	-	-	-	-
D(Q_N37(-7))	-	-	-	-
D(Q_N37(-8))	-	-	-	-
D(GDP)	1,220131	(3,076563)***	1,733222	(4,499001)***
D(GDP(-1))	0,946373	(2,021427)**	1,753704	(3,507708)***
D(GDP(-2))	0,756110	(2,356775)**	1,207157	(2,531906)**
D(GDP(-3))	0,153229	(0,494850)	1,067070	(2,432952)**
D(GDP(-4))	-0,673157	(-1,837775)	-0,500337	(-1,264307)
D(GDP(-5))	-0,713807	(-1,927956)	-0,556084	(-1,565560)
D(GDP(-6))	-	-	0,688880	(2,062122)**
D(GDP(-7))	-	-	-	-
D(GDP(-8))	-	-	-	-
D(GDP_G20)	-1,990331	(-1,947352)	-2,629503	(-2,539044)**
D(GDP_G20(-1))	-0,863641	(-0,801325)	-1,118073	(-0,950057)
D(GDP_G20(-2))	-	-	0,116229	(0,098730)
D(GDP_G20(-3))	-	-	-1,878540	(-1,983199)
D(GDP_G20(-4))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-5))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-6))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-7))	-	-	-	-

Notas: Ver notas en la tabla 9.

TABLA 4: Regresión de Corrección de Errores derivada de ARDL y de NARDL.
Variable dependiente: **tb**

IRLANDA Variable	L-ARDL		NL-ARDL	
	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constante	6,062886	(4,523545)***	1,247441	(0,515122)
TB(-1)	-1,162470*	(-4,070353)***	-1,310893*	(-5,194940)***
Q_37(-1)	0,054492****	(0,789174)	-	-
Q_N37(-1)	-	-	0,416924	(2,436857)**
Q_P37(-1)	-	-	-0,977653	(-2,438740)**
GDP(-1)	0,153591	(1,930828)	0,332314	(3,349624)***
GDP_G20(-1)	-0,351207****	(-3,255484)***	0,854067	(1,571882)
D(TB)	-	-	-	-
D(TB(-1))	0,133138	(0,544945)	0,115071	(0,499175)
D(TB(-2))	0,547985	(2,522534)**	0,641867	(3,226180)***
D(TB(-3))	0,539417	(2,666530)***	0,731188	(3,986668)***
D(TB(-4))	0,508702	(2,671638)***	0,527740	(3,127829)***
D(TB(-5))	0,316202	(1,768336)	0,263470	(1,630597)
D(TB(-6))	0,209139	(1,331746)	0,383324	(3,130849)***
D(TB(-7))	-0,239531	(-2,107629)**	-	-
D(TB(-8))	-	-	-	-
D(Q_37)	-	-	-	-
D(Q_37(-1))	-	-	-	-
D(Q_37(-2))	-	-	-	-
D(Q_37(-3))	-	-	-	-
D(Q_37(-4))	-	-	-	-
D(Q_37(-5))	-	-	-	-
D(Q_37(-6))	-	-	-	-
D(Q_37(-7))	-	-	-	-
D(Q_37(-8))	-	-	-	-
D(Q_P37)	-	-	1,285130	(1,571084)
D(Q_P37(-1))	-	-	-1,008334	(-1,227773)
D(Q_P37(-2))	-	-	-0,835140	(-1,033252)
D(Q_P37(-3))	-	-	1,695379	(2,036792)**
D(Q_P37(-4))	-	-	1,027860	(1,195563)
D(Q_P37(-5))	-	-	0,635310	(0,782702)
D(Q_P37(-6))	-	-	-1,044371	(-1,239111)
D(Q_P37(-7))	-	-	-1,108721	-
D(Q_P37(-8))	-	-	-1,661845	-
D(Q_N37)	-	-	-0,803658	(-1,179459)
D(Q_N37(-1))	-	-	0,047894	(0,055069)
D(Q_N37(-2))	-	-	-0,721110	(-0,813773)
D(Q_N37(-3))	-	-	-1,148682	(-1,257721)
D(Q_N37(-4))	-	-	0,143007	(0,149112)
D(Q_N37(-5))	-	-	1,585762	(1,814015)
D(Q_N37(-6))	-	-	-1,891311	(-2,854529)***
D(Q_N37(-7))	-	-	-	-
D(Q_N37(-8))	-	-	-	-
D(GDP)	-0,747693	(-3,794198)***	-1,108721	(-4,429601)***
D(GDP(-1))	-0,821117	(-4,017886)***	-1,661845	(-5,608367)***
D(GDP(-2))	-	-	-0,703656	(-2,450255)**
D(GDP(-3))	-	-	-	-
D(GDP(-4))	-	-	-	-
D(GDP(-5))	-	-	-	-
D(GDP(-6))	-	-	-	-
D(GDP(-7))	-	-	-	-
D(GDP(-8))	-	-	-	-
D(GDP_G20)	-	-	3,446007	(1,396737)
D(GDP_G20(-1))	-	-	-0,919706	(-0,294355)
D(GDP_G20(-2))	-	-	2,646899	(0,842569)
D(GDP_G20(-3))	-	-	-0,920373	(-0,290111)
D(GDP_G20(-4))	-	-	-6,621334	(-2,212369)**
D(GDP_G20(-5))	-	-	7,064341	(2,453631)**
D(GDP_G20(-6))	-	-	-2,892511	(-1,203511)
D(GDP_G20(-7))	-	-	-	-

Notas: Ver notas en la tabla 9.

TABLA 5: Regresión de Corrección de Errores derivada de ARDL y de NARDL.
Variable dependiente: **tb**

AUSTRIA	L-ARDL		NL-ARDL	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constante	2,458584	(2,738559)***	2,819280	(3,315337)***
TB(-1)	-0,513151*	(-4,366100)***	-0,409803*	(-3,142057)***
Q_37(-1)	0,173289****	(1,397066)	-	-
Q_N37(-1)	-	-	0,084913	(0,570304)
Q_P37(-1)	-	-	1,372228	(4,757609)***
GDP(-1)	-0,253360	(-1,753608)	0,420762****	(2,307284)**
GDP_G20(-1)	0,060583	(0,941569)	-0,662959****	(-3,903044)***
D(TB)	-	-	-	-
D(TB(-1))	-0,122165	(-0,993838)	-0,466865	(-3,374119)***
D(TB(-2))	-0,117928	(-0,996383)	-0,428216	(-3,140715)***
D(TB(-3))	-0,423653	(-3,352480)***	-0,664956	(-5,059873)***
D(TB(-4))	0,088845	(0,750847)	-0,156516	(-1,029956)
D(TB(-5))	-0,226933	(-2,050269)**	-0,393511	(-3,113331)***
D(TB(-6))	-0,326624	(-3,412580)***	-0,514189	(-4,580132)***
D(TB(-7))	-	-	-0,220536	(-2,120290)**
D(TB(-8))	-	-	-	-
D(Q_37)	-	-	-	-
D(Q_37(-1))	-	-	-	-
D(Q_37(-2))	-	-	-	-
D(Q_37(-3))	-	-	-	-
D(Q_37(-4))	-	-	-	-
D(Q_37(-5))	-	-	-	-
D(Q_37(-6))	-	-	-	-
D(Q_37(-7))	-	-	-	-
D(Q_37(-8))	-	-	-	-
D(Q_P37)	-	-	0,321470	(0,548848)
D(Q_P37(-1))	-	-	-	-
D(Q_P37(-2))	-	-	-	-
D(Q_P37(-3))	-	-	-	-
D(Q_P37(-4))	-	-	-	-
D(Q_P37(-5))	-	-	-	-
D(Q_P37(-6))	-	-	-	-
D(Q_P37(-7))	-	-	-	-
D(Q_P37(-8))	-	-	-	-
D(Q_N37)	-	-	0,416992	(0,709941)
D(Q_N37(-1))	-	-	-0,639751	(-1,302456)
D(Q_N37(-2))	-	-	-0,774823	(-1,569799)
D(Q_N37(-3))	-	-	-	-
D(Q_N37(-4))	-	-	-	-
D(Q_N37(-5))	-	-	-	-
D(Q_N37(-6))	-	-	-	-
D(Q_N37(-7))	-	-	-	-
D(Q_N37(-8))	-	-	-	-
D(GDP)	0,426296	(2,739058)***	-	-
D(GDP(-1))	-	-	-	-
D(GDP(-2))	-	-	-	-
D(GDP(-3))	-	-	-	-
D(GDP(-4))	-	-	-	-
D(GDP(-5))	-	-	-	-
D(GDP(-6))	-	-	-	-
D(GDP(-7))	-	-	-	-
D(GDP(-8))	-	-	-	-
D(GDP_G20)	-0,661551	(-1,479980)	-	-
D(GDP_G20(-1))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-2))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-3))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-4))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-5))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-6))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-7))	-	-	-	-

Notas: Ver notas en la tabla 9.

TABLA 6: Regresión de Corrección de Errores derivada de ARDL y de NARDL.
Variable dependiente: **tb**

HOLANDA	L-ARDL		NL-ARDL	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constante	6,697110	(6,966576)***	5,325278	(4,815334)***
TB(-1)	-1,269950*	(-8,222817)***	-1,322899*	(-6,084890)***
Q_37(-1)	-0,276404	(-2,366331)**	-	-
Q_N37(-1)	-	-	-0,380566	(-1,447519)
Q_P37(-1)	-	-	-0,188318****	(-1,053569)
GDP(-1)	0,391263	(2,670395)***	0,441519	(2,755900)***
GDP_G20(-1)	-0,191395	(-3,201073)***	-0,284423	(-1,600942)
D(TB)	-	-	-	-
D(TB(-1))	0,160514	(1,477711)	0,215754	(1,330985)
D(TB(-2))	-	-	0,098801	(0,945240)
D(TB(-3))	-	-	-	-
D(TB(-4))	-	-	-	-
D(TB(-5))	-	-	-	-
D(TB(-6))	-	-	-	-
D(TB(-7))	-	-	-	-
D(TB(-8))	-	-	-	-
D(Q_37)	0,396155	(0,919224)	-	-
D(Q_37(-1))	-0,946747	(-2,304975)**	-	-
D(Q_37(-2))	-	-	-	-
D(Q_37(-3))	-	-	-	-
D(Q_37(-4))	-	-	-	-
D(Q_37(-5))	-	-	-	-
D(Q_37(-6))	-	-	-	-
D(Q_37(-7))	-	-	-	-
D(Q_37(-8))	-	-	-	-
D(Q_P37)	-	-	-	-
D(Q_P37(-1))	-	-	-	-
D(Q_P37(-2))	-	-	-	-
D(Q_P37(-3))	-	-	-	-
D(Q_P37(-4))	-	-	-	-
D(Q_P37(-5))	-	-	-	-
D(Q_P37(-6))	-	-	-	-
D(Q_P37(-7))	-	-	-	-
D(Q_P37(-8))	-	-	-	-
D(Q_N37)	-	-	1,461562	(1,973487)
D(Q_N37(-1))	-	-	-3,253455	(-4,084274)***
D(Q_N37(-2))	-	-	1,260848	(1,605689)
D(Q_N37(-3))	-	-	-	-
D(Q_N37(-4))	-	-	-	-
D(Q_N37(-5))	-	-	-	-
D(Q_N37(-6))	-	-	-	-
D(Q_N37(-7))	-	-	-	-
D(Q_N37(-8))	-	-	-	-
D(GDP)	-0,315839	(-1,800701)	-0,216315	(-1,250150)
D(GDP(-1))	-0,779310	(-4,851804)***	-0,618913	(-4,034871)***
D(GDP(-2))	-	-	-	-
D(GDP(-3))	-	-	-	-
D(GDP(-4))	-	-	-	-
D(GDP(-5))	-	-	-	-
D(GDP(-6))	-	-	-	-
D(GDP(-7))	-	-	-	-
D(GDP(-8))	-	-	-	-
D(GDP_G20)	0,860668	(1,151486)	0,586438	(0,842643)
D(GDP_G20(-1))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-2))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-3))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-4))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-5))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-6))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-7))	-	-	-	-

Notas: Ver notas en la tabla 9.

TABLA 7: Regresión de Corrección de Errores derivada de ARDL y de NARDL.
Variable dependiente: **tb**

FINLANDIA	L-ARDL		NL-ARDL	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constante	2,583948	(3,997067)***	7,236735	(9,254430)***
TB(-1)	-1,149800*	(-11,72812)***	-1,187710*	(-10,91436)***
Q_37(-1)	0,518642	(4,061667)***	-	-
Q_N37(-1)	-	-	-0,079943	(-0,450625)
Q_P37(-1)	-	-	1,243905	(5,509558)***
GDP(-1)	-0,245721	(-2,537612)**	0,026039	(0,214867)
GDP_G20(-1)	0,312365	(5,866252)***	-0,503447	(-2,541335)**
D(TB)	-	-	-	-
D(TB(-1))	-	-	-	-
D(TB(-2))	-	-	-	-
D(TB(-3))	-	-	-	-
D(TB(-4))	-	-	-	-
D(TB(-5))	-	-	-	-
D(TB(-6))	-	-	-	-
D(TB(-7))	-	-	-	-
D(TB(-8))	-	-	-	-
D(Q_37)	0,247480	(0,712444)	-	-
D(Q_37(-1))	-0,259080	(-0,744431)	-	-
D(Q_37(-2))	0,156245	(0,463336)	-	-
D(Q_37(-3))	-0,025905	(-0,077865)	-	-
D(Q_37(-4))	-0,217561	(-0,726551)	-	-
D(Q_37(-5))	-0,127303	(-0,415128)	-	-
D(Q_37(-6))	-0,088470	(-0,280378)	-	-
D(Q_37(-7))	-0,813146	(-2,781312)***	-	-
D(Q_37(-8))	-	-	-	-
D(Q_P37)	-	-	0,575397	(1,034931)
D(Q_P37(-1))	-	-	-1,881258	(-3,269038)***
D(Q_P37(-2))	-	-	-0,165981	(-0,297829)
D(Q_P37(-3))	-	-	-0,491517	(-0,862533)
D(Q_P37(-4))	-	-	-0,452287	(-0,842406)
D(Q_P37(-5))	-	-	-0,742623	(-1,420830)
D(Q_P37(-6))	-	-	-0,730360	(-1,477284)
D(Q_P37(-7))	-	-	-1,407556	(-3,150763)
D(Q_P37(-8))	-	-	-	-
D(Q_N37)	-	-	-1,863029	(-2,700675)***
D(Q_N37(-1))	-	-	1,006526	(1,496481)
D(Q_N37(-2))	-	-	-	-
D(Q_N37(-3))	-	-	-	-
D(Q_N37(-4))	-	-	-	-
D(Q_N37(-5))	-	-	-	-
D(Q_N37(-6))	-	-	-	-
D(Q_N37(-7))	-	-	-	-
D(Q_N37(-8))	-	-	-	-
D(GDP)	-0,576672	(-5,997666)***	-0,450530	(-4,537988)***
D(GDP(-1))	-0,308330	(-3,075471)***	-0,412409	(-4,333040)***
D(GDP(-2))	-	-	-	-
D(GDP(-3))	-	-	-	-
D(GDP(-4))	-	-	-	-
D(GDP(-5))	-	-	-	-
D(GDP(-6))	-	-	-	-
D(GDP(-7))	-	-	-	-
D(GDP(-8))	-	-	-	-
D(GDP_G20)	1,913021	(1,907583)	1,064964	(1,127827)
D(GDP_G20(-1))	0,756072	(0,554879)	0,987601	(0,806070)
D(GDP_G20(-2))	-4,062315	(-3,114570)***	-4,765658	(-3,973607)***
D(GDP_G20(-3))	4,445545	(4,287114)***	3,405815	(2,675040)***
D(GDP_G20(-4))	-	-	-0,000561	(-0,000416)
D(GDP_G20(-5))	-	-	2,878618	(2,390762)**
D(GDP_G20(-6))	-	-	-1,594029	(-1,367566)
D(GDP_G20(-7))	-	-	-	-

Notas: Ver notas en la tabla 9.

TABLA 8: Regresión de Corrección de Errores derivada de ARDL y de NARDL.
Variable dependiente: **tb**

BÉLGICA	L-ARDL		NL-ARDL	
Variable	Coefficient	t-Statistic	Coefficient	t-Statistic
Constante	1,379244	(2,051431)**	2,468455	(3,847687)***
TB(-1)	-0,280509*	(-2,934645)***	-0,487584*	(-4,166811)***
Q_37(-1)	0,070486	(1,483567)	-	-
Q_N37(-1)	-	-	0,102321	(1,891732)
Q_P37(-1)	-	-	-0,196822****	(-1,903292)
GDP(-1)	-0,183441	(-1,910508)	-0,336146	(-3,140262)***
GDP_G20(-1)	0,093864	(2,008315)**	0,304227	(3,298942)***
D(TB)	-	-	-	-
D(TB(-1))	-0,392364	(-3,826383)***	-0,177464	(-1,481539)
D(TB(-2))	-	-	0,168216	(1,640992)
D(TB(-3))	-	-	-	-
D(TB(-4))	-	-	-	-
D(TB(-5))	-	-	-	-
D(TB(-6))	-	-	-	-
D(TB(-7))	-	-	-	-
D(TB(-8))	-	-	-	-
D(Q_37)	-0,089685	(-0,800106)	-	-
D(Q_37(-1))	-	-	-	-
D(Q_37(-2))	-	-	-	-
D(Q_37(-3))	-	-	-	-
D(Q_37(-4))	-	-	-	-
D(Q_37(-5))	-	-	-	-
D(Q_37(-6))	-	-	-	-
D(Q_37(-7))	-	-	-	-
D(Q_37(-8))	-	-	-	-
D(Q_P37)	-	-	-	-
D(Q_P37(-1))	-	-	-	-
D(Q_P37(-2))	-	-	-	-
D(Q_P37(-3))	-	-	-	-
D(Q_P37(-4))	-	-	-	-
D(Q_P37(-5))	-	-	-	-
D(Q_P37(-6))	-	-	-	-
D(Q_P37(-7))	-	-	-	-
D(Q_P37(-8))	-	-	-	-
D(Q_N37)	-	-	-0,474600	(-2,319486)**
D(Q_N37(-1))	-	-	0,366562	(1,788906)
D(Q_N37(-2))	-	-	-	-
D(Q_N37(-3))	-	-	-	-
D(Q_N37(-4))	-	-	-	-
D(Q_N37(-5))	-	-	-	-
D(Q_N37(-6))	-	-	-	-
D(Q_N37(-7))	-	-	-	-
D(Q_N37(-8))	-	-	-	-
D(GDP)	-0,333310	(-1,892995)	-0,382375	(-2,113867)**
D(GDP(-1))	0,409351	(3,903445)***	0,256554	(2,323497)**
D(GDP(-2))	0,078705	(0,812516)	-0,088267	(-0,815590)
D(GDP(-3))	0,104063	(1,041613)	-0,053135	(-0,432597)
D(GDP(-4))	0,608689	(4,165969)***	0,446790	(3,200663)***
D(GDP(-5))	-	-	-	-
D(GDP(-6))	-	-	-	-
D(GDP(-7))	-	-	-	-
D(GDP(-8))	-	-	-	-
D(GDP_G20)	-0,601940	(-2,070530)**	-0,541892	(-1,964678)
D(GDP_G20(-1))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-2))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-3))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-4))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-5))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-6))	-	-	-	-
D(GDP_G20(-7))	-	-	-	-

Notas: Ver notas en la tabla 9.

TABLA 9: Regresión de Corrección de Errores derivada de ARDL y de NARDL.Variable dependiente: **tb**

LUXEMBURGO	L-ARDL		NL-ARDL	
	Variable	Coefficient	t-Statistic	Coefficient
Constante	3,091212	(3,363128)***	3,089146	(2,591576)**
TB(-1)	-0,649397*	(-3,403170)***	-0,570626	(-2,355083)**
Q_37(-1)	-0,078771	(-0,911419)	-	-
Q_N37(-1)	-	-	0,117493	(0,569124)
Q_P37(-1)	-	-	0,345693	(1,539493)
GDP(-1)	-0,227565	(-2,504674)**	0,084344	(0,459563)
GDP_G20(-1)	0,284678****	(2,671809)***	-0,193288	(-0,690608)
D(TB)	-	-	-	-
D(TB(-1))	-0,306152	(-1,902925)	-0,449449	(-2,032733)**
D(TB(-2))	-0,292571	(-2,211731)**	-0,355134	(-1,920063)
D(TB(-3))	-0,203720	(-2,062673)**	-0,345904	(-2,678100)**
D(TB(-4))	-	-	-	-
D(TB(-5))	-	-	-	-
D(TB(-6))	-	-	-	-
D(TB(-7))	-	-	-	-
D(TB(-8))	-	-	-	-
D(Q_37)	-0,646928	(-2,032660)	-	-
D(Q_37(-1))	0,644871	(2,036891)	-	-
D(Q_37(-2))	-	-	-	-
D(Q_37(-3))	-	-	-	-
D(Q_37(-4))	-	-	-	-
D(Q_37(-5))	-	-	-	-
D(Q_37(-6))	-	-	-	-
D(Q_37(-7))	-	-	-	-
D(Q_37(-8))	-	-	-	-
D(Q_P37)	-	-	-1,176310	(2,541533)**
D(Q_P37(-1))	-	-	0,101276	(0,197715)
D(Q_P37(-2))	-	-	-0,044239	(-0,081814)
D(Q_P37(-3))	-	-	-0,714606	(-1,401076)
D(Q_P37(-4))	-	-	-0,297778	(-0,583152)
D(Q_P37(-5))	-	-	-1,024108	(-1,957913)
D(Q_P37(-6))	-	-	-0,543610	(-0,965940)
D(Q_P37(-7))	-	-	-	-
D(Q_P37(-8))	-	-	-	-
D(Q_N37)	-	-	-0,135669	(-0,170482)
D(Q_N37(-1))	-	-	1,107800	(1,275003)
D(Q_N37(-2))	-	-	-0,307630	(-0,385719)
D(Q_N37(-3))	-	-	1,404053	(1,728996)
D(Q_N37(-4))	-	-	0,050193	(0,058471)
D(Q_N37(-5))	-	-	1,015763	(1,212064)
D(Q_N37(-6))	-	-	-0,729283	(-0,961587)
D(Q_N37(-7))	-	-	-	-
D(Q_N37(-8))	-	-	-	-
D(GDP)	-0,198491	(-1,692661)	-0,100984	(-0,538404)
D(GDP(-1))	-0,215300	(1,938852)	-0,403070	(-1,979708)
D(GDP(-2))	-	-	-0,249003	(-1,213764)
D(GDP(-3))	-	-	0,117584	(0,540489)
D(GDP(-4))	-	-	0,194749	(1,027359)
D(GDP(-5))	-	-	0,319815	(1,823882)
D(GDP(-6))	-	-	0,342554	(2,300733)
D(GDP(-7))	-	-	-	-
D(GDP(-8))	-	-	-	-
D(GDP_G20)	-	-	-0,792436	(-1,010662)
D(GDP_G20(-1))	-	-	0,680120	(0,715416)
D(GDP_G20(-2))	-	-	0,205006	(0,216086)
D(GDP_G20(-3))	-	-	-0,023830	(-0,024885)
D(GDP_G20(-4))	-	-	0,706988	(0,793554)
D(GDP_G20(-5))	-	-	-2,223781	(-2,812724)***

Notas: Esta tabla muestra los resultados del modelo de Corrección de Errores derivado del ARDL de Pesaran et al. (2001) y el NARDL de Shin et al. (2014) (Ecuación 5). Los asteriscos (*) indican un p-valor incompatible con la distribución t-Bounds. Los asteriscos (**) indican la significancia estadística con nivel de significancia del 5%. Los asteriscos (***) indican la significancia estadística con nivel de significancia del 1%. Los asteriscos (****) indican que la variable es interpretada como $Z=Z(-1) + D(Z)$. La especificación del orden de los retardos es adoptada por la AIC.

TABLA 10: Coeficientes de largo plazo. Variable dependiente: tb							
		q_P37	q_N37	q_37	Y*	Y	Constante
ESPAÑA	L-ARDL	-	-	0,309	0,864	-0,688	2,275
		-	-	(1,014)	(3,052)***	(-6,010)***	(1,696)
	NL-ARDL	-0,105	3,241	-	1,142	0,363	-1,554
		(-0,259)	(3,687)***	-	(1,658)	(0,924)	(-0,884)
GRECIA	L-ARDL	-	-	-0,360	-0,435	0,663	5,213
		-	-	(-1,579)	(-11,868)***	(5,449)***	(7,864)***
	NL-ARDL	-0,480	0,016	-	-0,193	0,552	3,296
		(-3,032)***	(0,059)	-	(-1,09)	(4,946)***	(5,005)***
PORTUGAL	L-ARDL	-	-	0,525	-0,508	0,685	1,379
		-	-	(1,215)	(-4,505)***	(1,333)	(1,327)
	NL-ARDL	0,940	1,435	-	-0,171	0,023	5,253
		(1,279)	(2,867)***	-	(-0,639)	(0,043)	(2,305)**
IRLANDA	L-ARDL	-	-	0,046	-0,302	0,132	5,215
		-	-	(0,890)	(-3,788)***	(1,968)	(15,837)***
	NL-ARDL	-0,745	0,318	-	0,651	0,253	0,951
		(-2,288)**	(2,666)**	-	(1,546)	(3,183)***	(0,531)
AUSTRIA	L-ARDL	-	-	0,337	0,118	-0,493	4,791
		-	-	(1,546)	(0,935)	(-1,878)	(3,298)***
	NL-ARDL	3,348	0,207	-	-1,617	1,026	6,879
		(2,727)***	(0,631)	-	(-2,268)**	(1,621)	(7,401)***
HOLANDA	L-ARDL	-	-	-0,217	-0,150	0,308	4,879
		-	-	(-2,321)**	(-3,328)***	(2,715)***	(10,924)***
	NL-ARDL	-0,142	-0,287	-	-0,215	0,333	4,025
		(-1,026)	(-1,476)	-	(-1,693)	(3,036)***	(9,303)***
FINLANDIA	L-ARDL	-	-	0,451	0,272	-0,213	2,247
		-	-	(4,209)***	(7,038)***	(-2,622)**	(4,382)***
	NL-ARDL	1,047	-0,067	-	-0,424	0,021	6,093
		(5,870)***	(-0,450)	-	(-2,519)**	(0,214)	(14,446)***
BÉLGICA	L-ARDL	-	-	0,251	0,334	-0,653	4,916
		-	-	(1,211)	(-2,75)***	(-2,503)**	(4,880)***
	NL-ARDL	-0,403	0,209	-	0,624	-0,689	5,062
		(-2,338)**	(1,817)	-	(5,222)***	(-4,812)***	(10,835)***
LUXEMBURGO	L-ARDL	-	-	-0,121	0,438	-0,350	4,760
		-	-	(-0,938)	(3,502)***	(-2,948)***	(12,231)***
	NL-ARDL	0,605	0,205	-	-0,338	0,147	5,413
		(1,245)	(0,531)	-	(-0,606)	(0,414)	(5,288)***

Notas: Esta tabla presenta los coeficientes de la relación de equilibrio a largo plazo entre las variables en estudio (ecuación 1). Los valores entre paréntesis hacen referencia al valor del t-estadístico. Los asteriscos (*) indican un p-valor incompatible con la distribución t-bounds. Los asteriscos (**) indican la significancia estadística con nivel de significancia del 5%. Los asteriscos (***) indican la significancia estadística con nivel de significancia del 1%. Los asteriscos (****) indican que la variable es interpretada como $Z=Z(-1) + D(Z)$. La especificación del orden de los retardos es adoptada por AIC. Los valores entre paréntesis hacen referencia al t-ratio.

TABLA 11: Estadístico F		
	L-ARDL	NL-ARDL
ESPAÑA	4,971251**	4,767066**
GRECIA	4,948715**	9,040015**
PORTUGAL	4,748297**	6,349874**
IRLANDA	5,603358**	7,605087**
AUSTRIA	5,227329**	7,175474**
HOLANDA	14,38381**	6,801358**
FINLANDIA	29,08004**	21,29774**
BÉLGICA	3,273158	3,833250*
LUXEMBURGO	2,811376	1,953709

Notas: El valor crítico de la prueba f en el nivel de significancia 10(5) cuando hay tres variables exógenas (k = 3) es 3.77(4.35) y para (k=4) es 3.52(4.01). Estos provienen de pesaran et al.(2001. Tabla ci-caso iii. Página 300). *(**) indica una estadística significativa en el nivel 10(5)