



Política y Cultura
ISSN: 0188-7742
politicaycultura@gmail.com
Universidad Autónoma Metropolitana
México

Zamora Ortiz, José Luis; Farfán Cabrera, María Teresa
Crecimiento restringido por balanza de pagos y cambio estructural en la economía de los Estados Unidos
Política y Cultura, núm. 48, 2017, pp. 177-198
Universidad Autónoma Metropolitana
Distrito Federal, México

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=26756140007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Crecimiento restringido por balanza de pagos y cambio estructural en la economía de los Estados Unidos*

Growth restricted by balance of payments and structural change in the economy of the United States

*José Luis Zamora Ortiz***

*María Teresa Farfán Cabrera****

Resumen

Este artículo aplica el modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos (MCRBP) a la economía de los Estados Unidos y considera la posible existencia de un choque estructural cuando se estima el modelo. Se hace uso de la prueba de cointegración propuesta por Gregory y Hansen para estimar los parámetros. Mediante vectores de corrección de error se exploran los ajustes de corto plazo. Se encontró que la tasa de crecimiento promedio pronosticada por el MCRBP es muy similar a la tasa de crecimiento promedio verdadera a lo largo del periodo de estudio (1970-2015).

Palabras clave: ley de Thirlwall, crecimiento económico, cambio estructural, Estados Unidos, cointegración.

Abstract

This study applies the balance-of-payments constrained growth model to the economy of the United States and considers the possible existence of a structural break when

* Los autores agradecen los valiosos comentarios de los dictaminadores anónimos de la revista.

** Profesor-investigador, Área Crecimiento y Desarrollo Económico, Universidad de Chalcatongo, Oaxaca, México [luis.jose.jl25@gmail.com].

*** Profesora-investigadora, Departamento de Política y Cultura, UAM-Xochimilco, México [tcfarfan@correo.xoc.uam.mx].

estimating the model. We use the cointegration test proposed by Gregory and Hansen to estimate the parameters. Short-term adjustments are explored using error correction vectors. It was found that the average growth rate predicted by the balance-of-payments constrained growth model is very similar to the true average growth rate over the study period (1970-2015).

Key words: Thirlwall's law, economic growth, structural change, United States, cointegration.

Artículo recibido: 26/11/16

Apertura del proceso de dictaminación: 02/03/17

Artículo aceptado: 15/08/17

INTRODUCCIÓN

Thirlwall propuso el modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos (MCRBP),¹ cuya finalidad es analizar la relación entre ésta y el crecimiento económico. Menciona que es posible que la balanza de pagos llegue a restringir la tasa de crecimiento de la producción, ya que puede poner un límite sobre el crecimiento económico, en cierto nivel de demanda al cual se puede adaptar la oferta. Un incremento de la producción nacional que requiera del aumento de las importaciones, puede provocar un déficit en la balanza de pagos, la solución estaría dada ya sea a partir de la depreciación del tipo de cambio real o de una disminución de la demanda, con la finalidad de garantizar la sostenibilidad del déficit externo. Por lo tanto, un déficit externo insostenible necesariamente deberá ser corregido, lo que frenará el crecimiento de la producción.

Suponiendo que el tipo de cambio real se mantiene relativamente constante, el concepto de tasa de crecimiento restringida por balanza de pagos, se define como la razón de la tasa de crecimiento de las exportaciones a la elasticidad ingreso de la demanda de las importaciones. Únicamente cuando la tasa de crecimiento del producto interno bruto (PIB) real resulte menor que la restringida por la balanza de pagos, será posible que un país alcance un crecimiento sostenido, lo que permite, al mismo tiempo, que la balanza de

¹ Anthony Philip Thirlwall, "The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, vol. 32, núm. 128, 1979, pp. 45-53.

pagos permanezca en equilibrio. Esta condición (también conocida como ley de Thirlwall) es equivalente al multiplicador del comercio exterior dinámico de Harrod,² implica que si el crecimiento económico de un país resulta superior a la tasa de crecimiento restringida por la balanza de pagos, provocará un déficit externo, lo que perjudicará sus perspectivas de crecimiento futuro; y viceversa, si el crecimiento económico de un país es inferior, obtendrá un superávit externo. Estos conceptos son análogos a los resultados expuestos por Krugman,³ quien encontró que los países que crecen a tasas más elevadas tienen una elasticidad ingreso más grande para sus exportaciones que para sus importaciones.

Desde que surgió el modelo de Thirlwall ha sido ampliamente probado, y proporciona una aproximación útil para el crecimiento económico experimentado tanto en países avanzados como en las economías emergentes. En años recientes el modelo ha sido aplicado en sus diversas formas en una gran cantidad de estudios de las economías de los países.⁴ Este artículo prueba

² Roy F. Harrod, *International economics*, Cambridge, Cambridge University Press, 1933, pp. 68-74.

³ Paul Krugman, "Differences in income elasticities and trends in real exchange rates", *European Economic Review*, vol. 33, núm. 5, 1989, pp. 1031-1046.

⁴ Entre los que se encuentran: Jani Beko, "The validity of the balance-of-payments-constrained growth model for a small open economy in transition: the case of Slovenia", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 26, núm. 1, 2003, pp. 69-93. Donde se estudia el caso de Eslovenia. India es analizada por Arslan Razmi, "Balance-of-payments-constrained growth model: the case of India", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 27, núm. 4, 2005, pp. 655-687. La economía brasileña es investigada por Luis Bértola, Hermes Higachi y Gabriel Porcile, "Balance-of-payments-constrained growth in Brazil: a test of Thirlwall's Law, 1890-1973", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 25, núm. 1, 2002, pp. 123-140; Alex Luiz Ferreira y Otaviano Canuto, "Thirlwall's law and foreign capital in Brazil", *Momento Económico*, núm. 125, 2003, pp. 18-29; Frederico Gonzaga Jayme, "Balance-of-payments-constrained economic growth in Brazil", *Brazilian Journal of Political Economy*, vol. 23, núm. 1 (89), 2003, pp. 62-84; Veridiana R. Carvalho, Gilberto T. Lima y Antonio T.L.A. Santos, "A restricao externa como fator limitante do crescimento economico brasileiro: um teste empírico", *Revista Economia*, vol. 9, núm. 2, 2008, pp. 285-307; Veridiana R. Carvalho y Gilberto T. Lima, "A restricao externa e a perda de dinamismo da economia brasileira: investigando relacoes entre estrutura produtiva e crescimento economico", *Economia e Sociedade*, vol. 18 núm. 1, 2009, pp. 1-20; Gustavo Britto y John S.L. McCombie, "Thirlwall's Law and the long-term equilibrium growth rate: an application to Brazil", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 32, núm. 1, 2009, pp. 115-136; y por Douglas Alcantara y Eduardo Strachman, "Balance-of-payments-constrained growth in Brazil: 1951-2008", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 36, núm. 4, 2014, pp. 673-698. Jose Luis Zamora y Gerardo Angeles, "Balance of payments constrained growth in China: An application of the autoregressive distributed-lag modelling approach", *Ecorfan*, vol. 6, núm. 15, 2015, pp. 1223-1235, analizan el caso de China. Irlanda es examinada por Carlos Garcimartín,

el MCRBP para el caso de la economía de los Estados Unidos⁵ y considera la posible existencia de choques estructurales, se basa en varios estudios recientes en el uso de técnicas de cointegración para estudiar la restricción de largo plazo impuesta por los requerimientos de divisas necesarias para el

Luis Alberto Rivas y Santiago Díaz de Sarralde, "Accounting for Irish growth: a balance-of-payments-constraint approach", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 30, núm. 3, 2008, pp. 409-433. El caso de Argentina es estudiado por Guadalupe Fugarolas y David Matesanz, "Long- and short-run balance of payments adjustment: Argentine economic growth constrained", *Applied Economics Letters*, vol. 15, núm. 10, 2008, pp. 815-820; y por Pablo Ignacio Chena, "Balance-of-payments-constrained growth in Argentina (1976-2006)", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 36, núm. 4, 2014, pp. 699-718. Pakistán es analizado por Jesús Felipe, John S.L. McCombie y Kaukab Naqvi, "Is Pakistan's growth rate balance-of-payments constrained? Policies and implications for development and growth", *Oxford Development Studies*, vol. 38, núm. 4, 2010, pp. 477-496. Portugal es investigado por Elias Soukiazis y Micaela Antunes, "Application of the balance-of-payments-constrained growth model to Portugal, 1965-2008", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 34, núm. 2, 2011, pp. 353-380. La economía mexicana es examinada por Juan Carlos Moreno-Brid, "A new approach to test the balance of payments-constrained growth model, with reference to the Mexican economy", en Paul Davidson (ed.), *A Post Keynesian Perspective on 21st Century Economic Problems*, Reino Unido, Edward Elgar Publishing Limited, 2002, pp. 89-107; Juan Carlos Moreno-Brid, "Capital flows, interest payments and the balance-of-payments constrained growth model: A theoretical and empirical analysis", *Metroeconomica*, vol. 54, núm. 2 y 3, 2003, pp. 346-365; Carlos Guerrero de Lizardi, "Modelo de crecimiento económico restringido por la balanza de pagos: evidencia para México, 1940-2000", *El Trimestre Económico*, vol. 70, núm. 278(2), 2003, pp. 253-273; Carlos Guerrero de Lizardi, "Determinantes del crecimiento económico en México, 1929-2003: una perspectiva poskeynesiana", *Investigación Económica*, vol. LXV, núm. 255, 2006, pp. 127-158; Penélope Pacheco-López y Anthony P. Thirlwall, "Trade liberalisation in Mexico: rhetoric and reality", *PSL Quarterly Review*, vol. 57, núm. 229, 2004, pp. 141-167; Penélope Pacheco-López, "The effect of trade liberalization on exports, imports, the balance of trade, and growth: the case of Mexico", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 27, núm. 4, 2005, pp. 595-619; José Luis Zamora y Gerardo Ángeles, "Crecimiento restringido por balanza de pagos: México 1970-2012", *Revista de Economía*, vol. XXXII, núm. 84, 2015, pp. 109-129, entre otros.

⁵ La economía de los Estados Unidos ha sido investigada por Hubert Hieke, "Balance-of-Payments-Constrained Growth: A Reconsideration of the Evidence for the U.S. Economy", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 19, núm. 3, 1997, pp. 313-325. Las similitudes entre el artículo de Hieke y el presente consisten en que ambos realizan pruebas de raíz unitaria y de cointegración para verificar la ley de Thirlwall. Sin embargo, en el presente artículo se considera la posible existencia de choques estructurales y se realizan pruebas de raíz unitaria y de cointegración que permiten estimar cambios estructurales de carácter endógeno, en esto precisamente radican las principales diferencias con el artículo de Hieke. La economía estadounidense también es analizada por H. Sonmez Atesoglu, "Balance-of-Payments-Constrained Growth Model and its Implications for the United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 19, núm. 3, 1997, pp. 327-335; H. Sonmez Atesoglu, "Balance-of-Payments-Constrained Growth: Evidence from the United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 15, núm. 4, 1993, pp. 507-514.

crecimiento económico; se decidió aplicar la metodología propuesta en este documento a ese país, durante el periodo analizado 1970-2015, porque no existen estudios que consideren la posible existencia de choques estructurales y que realicen pruebas de raíz unitaria y de cointegración que permitan estimar cambios estructurales de carácter endógeno en la economía de los Estados Unidos. En consecuencia, se utilizaron varios modelos en los que se exploraron las relaciones de cointegración entre las variables.

El documento está organizado de la siguiente manera: primero se desarrolla el modelo teórico básico de la ley del crecimiento de Thirlwall; después se plantea la metodología econométrica utilizada; enseguida se encuentran los resultados de la estimación de la prueba débil de la ley de Thirlwall; posteriormente aparecen los resultados de la estimación de la prueba fuerte de la ley de Thirlwall; finalmente se concluye con una discusión de los resultados.

LA LEY DEL CRECIMIENTO DE THIRLWALL

Thirlwall afirma que las restricciones de demanda son válidas para la mayor parte de los países y que actúan antes que las restricciones de oferta. Consecuentemente, para una economía abierta, la demanda constituye la principal restricción al crecimiento y, por lo tanto, el desempeño económico estará sujeto al comportamiento de la balanza de pagos. La principal idea del MCRBP es que un país no puede crecer a una tasa mayor que aquella que es consistente con el equilibrio de su cuenta corriente, puesto que no es posible mantener por un periodo prolongado una balanza de pagos deficitaria; necesariamente tiene que ser financiada por entradas de capital de corto plazo, lo que conduce a un incremento de la relación deuda externa neta sobre PIB. Si un país intenta financiar su déficit de manera prolongada a partir de entradas de capital externo, los mercados financieros a escala internacional presionarán a la moneda nacional, con lo que se crean las condiciones para que su tipo de cambio colapse, es decir, habría un escenario de depreciación e inflación. Por lo tanto, la tasa de crecimiento de cualquier economía, en el largo plazo, debe ser aquella que es consistente con el equilibrio de su balanza de pagos.⁶

⁶ John S.L. McCombie, "Balance-of-payments-constrained economic growth", en John Edward King (ed.), *The Elgar Companion to Post Keynesian Economics*, Reino Unido, Edward Elgar Publishing Limited, 2003, pp. 15-20; Carlo Panico, "Growth and income distribution", en John Edward King (ed.), *The Elgar Companion to Post Keynesian Economics*, op. cit., pp. 170-175; Anthony Philip Thirlwall, *La naturaleza del crecimiento económico. Un marco alternativo para comprender el desempeño de las naciones*, México, Fondo de Cultura Económica, 2003, pp. 95-100.

El modelo de crecimiento restringido por la balanza de pagos de Thirlwall analiza el efecto de la demanda de exportaciones sobre el crecimiento económico e introduce el fenómeno de restricción de balanza de pagos. La idea fundamental es que para toda economía abierta, la demanda de exportaciones constituye el principal componente de la demanda autónoma. De tal forma que a largo plazo el crecimiento económico estará basado en el incremento de las exportaciones; recordemos que éstas afectan de manera directa a la demanda, pero también lo hacen indirectamente, puesto que el consumo y la inversión crecen a mayor velocidad. Por tanto, si consideramos ambos efectos, constatamos que el incremento de las exportaciones (x) determina el crecimiento de la producción (y).

Podemos representar la tasa de crecimiento de las exportaciones de la siguiente manera:

$$x = \eta (p_d - p_f) + \varepsilon (z)$$

Donde p_d y p_f son los precios internos y externos respectivamente, z es el ingreso externo, $\varepsilon (> 0)$ es la elasticidad ingreso de la demanda de las exportaciones y $\eta (< 0)$ es la elasticidad precio de la demanda de exportaciones. Los precios internos son considerados como factor endógeno, en tanto que el ingreso y los precios externos son factores exógenos.

Thirlwall introdujo al estudio del crecimiento económico la restricción de balanza de pagos,⁷ lo hizo retomando la ecuación que representa la tasa de crecimiento de las exportaciones, le añadió la ecuación de demanda de importaciones y la condición de equilibrio de la balanza de pagos.

Las ecuaciones de demanda de exportaciones e importaciones quedan definidas respectivamente de la siguiente manera:

$$x = \eta (p_d - p_f - er) + \varepsilon (z) \quad (1)$$

$$m = \phi (p_f + er - p_d) + \pi (y) \quad (2)$$

Donde $\pi (> 0)$ es la elasticidad ingreso de la demanda de importaciones, ϕ representa la elasticidad precio de la demanda de importaciones, er es el tipo de cambio y y es la tasa de crecimiento del producto interno bruto.

La condición de equilibrio en la cuenta corriente, escrita en tasas de cambio, se define como:

⁷ Anthony Philip Thirlwall, *La naturaleza del crecimiento económico...*, op. cit., pp. 95-100.

$$p_d + x = p_f + m + er \quad (3)$$

A través de la sustitución de las ecuaciones de demanda de exportaciones e importaciones al interior de la condición de equilibrio en la cuenta corriente, obtenemos la tasa de crecimiento del ingreso nacional que es consistente con el equilibrio de la balanza de pagos:

$$p_d + \eta (p_d - p_f - er) + \varepsilon(z) = p_f + \phi (p_f + er - p_d) + \pi(y) + er \quad (4)$$

Transformando algebraicamente la ecuación (4), es posible encontrar una expresión que representa el crecimiento del PIB que es consistente con el equilibrio de la cuenta corriente:

$$y = ((1 + \eta + \phi) (p_d - p_f - er) + \varepsilon(z)) / \pi \quad (5)$$

De acuerdo con Thirlwall,⁸ la ecuación (5) expresa lo siguiente:

- a) una mejora en los términos de intercambio ($p_d - p_f - er > 0$), tiene el potencial de restablecer la tasa de crecimiento que es consistente con el equilibrio de la balanza de pagos;
- b) si los precios internos aumentan en mayor proporción que los externos, provocará una disminución de la tasa de crecimiento que es consistente con el equilibrio de la balanza de pagos, esto es, si la suma de las elasticidades precio negativas es mayor que uno: $(1 + \eta + \phi) < 0$;
- c) una depreciación de la moneda ($er > 0$) tendrá la capacidad de aumentar la tasa de crecimiento que es consistente con el equilibrio de la balanza de pagos si la suma de las elasticidades precio es mayor que uno.
- d) El crecimiento económico del país (y) está vinculado con el crecimiento de otros países (z), por esta razón, la tasa de crecimiento que un país puede alcanzar, preservando el equilibrio en su balanza de pagos, dependerá de su elasticidad ingreso de la demanda de las exportaciones (ε).
- e) La tasa de crecimiento económico de un país que es consistente con el equilibrio de su balanza de pagos, se encuentra inversamente relacionada con su demanda de importaciones.

⁸ *Ibid.*, pp. 95-100.

Suponiendo que los precios relativos⁹ permanecen sin cambio,¹⁰ entonces la tasa de crecimiento consistente con la balanza de pagos se transforma en la prueba fuerte de la ley de Thirlwall:

$$Y_t^* = \varepsilon (z_t) / \pi \quad (6)$$

Si tomamos como variable proxy de z a la tasa de crecimiento de las exportaciones x , esto conduce a que la ecuación anterior se transforme en la prueba débil de la ley de Thirlwall:

$$Y_t^* = x_t / \pi \quad (7)$$

A la ecuación (7) se le conoce como ley del crecimiento de Thirlwall,¹¹ la cual menciona que la tasa de crecimiento económico de cualquier economía

⁹ A la relación del precio de un bien o servicio con el de otro se le denomina precio relativo. El precio relativo del bien X respecto del bien Y, implica la relación del precio del bien X con el precio del bien Y; es decir: $P_{x,y} = P_x/P_y$. Esta razón señala la cantidad de unidades del bien Y que es necesario dejar de consumir para obtener una unidad más del bien X. Un precio relativo es un costo de oportunidad.

¹⁰ Si los precios relativos permanecen sin cambio, en el corto plazo la balanza comercial no se modifica. Sin embargo, en un escenario de balanza comercial deficitaria, una depreciación puede conducir al equilibrio o incluso al superávit de la siguiente manera: con la depreciación se paga una mayor cantidad de moneda nacional por moneda extranjera, con lo que se incrementa el tipo de cambio nominal, en consecuencia también aumentan los precios relativos. Las importaciones aumentan su precio en moneda nacional, por lo que su demanda disminuye; por otra parte, el precio de las exportaciones en moneda extranjera disminuye y aumenta su demanda. El resultado es que, en el caso de que se cumpla la condición Marshall-Lerner, aumentan las exportaciones netas mejorando la balanza comercial. Una apreciación de la moneda nacional disminuye los precios relativos, esto lleva a que la demanda de importaciones aumente y las exportaciones disminuyan, lo que conduce a un deterioro de la balanza comercial. En suma, una depreciación hace que las importaciones sean menos competitivas al volver los precios relativos en contra de las importaciones y a favor de los productos nacionales; mientras que una apreciación hace que los precios relativos se muevan a favor de las importaciones y en contra de la producción interior.

¹¹ Existen dos corrientes al interior de la teoría del crecimiento económico que intentan explicar las diferencias entre las tasas de crecimiento económico de los países. Por una parte, la corriente poskeynesiana hace énfasis en la importancia que la demanda tiene sobre el crecimiento económico y la influencia que finalmente ejerce sobre la oferta de factores de la producción. Además, menciona que el papel de la demanda es fundamental para explicar las desigualdades en el crecimiento económico de los diferentes países. Por otra parte, la corriente neoclásica considera que los elementos decisivos que impulsan el crecimiento económico son la acumulación de capital, el progreso tecnológico y el incremento de la fuerza laboral. Es con estos elementos que la corriente neoclásica proporciona su explicación a la disparidad en las tasas de crecimiento económico de los distintos países.

en el largo plazo se hallará restringida por el equilibrio en la cuenta corriente de su balanza de pagos.

METODOLOGÍA ECONÓMETRICA

Para realizar la estimación de las pruebas débil y fuerte de la ley de Thirlwall es necesario calcular los valores de las elasticidades ingreso y precio de las exportaciones y de las importaciones. Como primer paso, se deben realizar pruebas de raíz unitaria con la finalidad de determinar el orden de integración de las variables bajo estudio. Las pruebas de raíces unitarias Phillips-Perron¹² y Dickey-Fuller¹³ en diversas ocasiones indican la existencia de una raíz unitaria, sin embargo, se puede dudar de dicho resultado cuando la muestra bajo estudio es afectada por choques estructurales.

Perron¹⁴ argumentó que las pruebas de raíz unitaria existentes hasta ese momento no eran capaces de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en favor de la hipótesis alternativa de tendencia estacionaria cuando existen quiebres en la tendencia.

Varios autores, entre ellos Zivot y Andrews,¹⁵ Banerjee, Lumsdaine y Stock,¹⁶ y Christiano,¹⁷ cuestionaron el estudio de Perron,¹⁸ indicaron que no es correcto elegir cualquier fecha para indicar el quiebre estructural, que es mejor calcular alguna que sea capaz de contribuir con mayor contundencia al rechazo de la hipótesis de raíz unitaria.

¹² Peter C.B. Phillips y Pierre Perron, "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, núm. 2, 1988, pp. 335-346.

¹³ David A. Dickey y Wayne A. Fuller, "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, núm. 366, 1979, pp. 427-431; David A. Dickey y Wayne A. Fuller, "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, vol. 49, núm. 4, 1981, pp. 1057-1072.

¹⁴ Pierre Perron, "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *Econometrica*, vol. 57, núm. 6, 1989, pp. 1361-1401.

¹⁵ Eric Zivot y Donald Andrews, "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *Journal of business and economic statistics*, vol. 10, núm. 3, 1992, pp. 251-270.

¹⁶ Anindya Banerjee, Robin L. Lumsdaine y James H. Stock, "Recursive and sequential tests of the unit-root and trend-break hypotheses: Theory and international evidence", *Journal of business and economic statistics*, vol. 10, núm. 3, 1992, pp. 271-287.

¹⁷ Lawrence J. Christiano, "Searching for a break in GNP", *Journal of business and economic statistics*, vol. 10, núm. 3, 1992, pp. 237-250.

¹⁸ Pierre Perron, "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis", *op. cit.*, pp. 1361-1401.

Ante tal escenario, Zivot y Andrews¹⁹ (en adelante ZA) propusieron un conjunto de pruebas con las cuales es posible estimar cambios estructurales de carácter endógeno, en tales pruebas la hipótesis nula considera la existencia de una raíz unitaria sin choque estructural, en oposición a la hipótesis alternativa en la cual se considera la existencia de un proceso de tipo estacionario con un choque estructural en su tendencia determinado endógenamente.²⁰ Fundamentalmente, lo que hicieron fue ampliar la prueba ADF, introdujeron dummies secuenciales para considerar los potenciales choques estructurales, quedando definida de la siguiente manera:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_t + \beta_0 t + \beta_1 DT_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^M \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \quad (8)$$

Donde D_t es una variable *dummy* que es igual 0 si $t \leq T_0$ y 1 en cualquier otro caso, y cuya función es capturar el choque estructural en nivel; por su parte, DT_t es una variable *dummy* que es igual 0 si $t \leq T_0$ y $t - T_0$ en cualquier otro caso, y cuya función es capturar el choque estructural en tendencia, T_0 indica la fecha del potencial choque estructural.

Con la finalidad de controlar la posible existencia de algún choque estructural en la relación de largo plazo de equilibrio, se realizará la prueba de cointegración propuesta por Gregory y Hansen²¹ (en adelante prueba GH), la hipótesis nula de esta prueba es: no cointegración con presencia de choque estructural; por su parte, la hipótesis alternativa es: cointegración con presencia de choque estructural.²² El atributo primordial de esta prueba radica en que define endógenamente el choque estructural.

Gregory y Hansen²³ sugieren varios modelos con la finalidad de modelar un choque estructural en fecha desconocida, el choque puede ocurrir en el

¹⁹ Eric Zivot y Donald Andrews, "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *op. cit.*, pp. 251-270.

²⁰ La prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews se realizó en Eviews, esta prueba se encuentra disponible para ser añadida a Eviews [<http://www.econometricians.club/zivot-andrews-unit-root.html>].

²¹ Allan W. Gregory y Bruce E. Hansen, "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of econometrics*, vol. 70, núm. 1, 1996, pp. 99-126.

²² La prueba de cointegración GH se realizó en Matlab, el código de esta prueba se encuentra disponible [http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/progs/progs_cointegration.html].

²³ Allan W. Gregory y Bruce E. Hansen, "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *op. cit.*, pp. 99-126.

intercepto y/o en la pendiente del vector de cointegración. En este artículo se estima el modelo con cambio tanto en la pendiente como en el intercepto, ya que es el procedimiento más general, de esta manera:

$$Y_{it} = \mu_1 + \mu_2 D_{t\tau} + \alpha_1 Y_{2t} + \alpha_2 Y_{2t} D_{t\tau} + u_t \quad (9)$$

Donde α_2 y μ_2 son las magnitudes de un cambio en la pendiente y en el intercepto, respectivamente; $D_{t\tau} = 1$ cuando $t > \tau$ y 0 en cualquier otra parte; $t = 1, \dots, n$, es un potencial punto de quiebre.

A continuación, siguiendo los pasos señalados anteriormente, se estimarán las funciones de demanda de exportaciones e importaciones para llevar a cabo las pruebas débil y fuerte del modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos. Se utilizará el método de McCombie²⁴ para probar la forma débil²⁵ de la ley de Thirlwall.

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA PRUEBA DÉBIL DE LA LEY DE THIRLWALL

Tal como se mencionó en párrafos anteriores la versión débil de la ley de Thirlwall está dada por *otros caracteres*. Por lo tanto, necesitamos estimar la elasticidad ingreso de la demanda de las importaciones *otro caracter*, a partir de la función de demanda de importaciones escrita en logaritmos:

$$\ln M = c + \pi \ln Y + \phi \ln RPM \quad (10)$$

Donde M , Y y RPM son, respectivamente, las importaciones reales, el PIB real y los precios relativos de las importaciones. La medición de precios

²⁴ John S.L. McCombie, "Thirlwall's law and balance of payments constrained growth: A comment on the debate", *Applied Economics*, vol. 21, núm. 5, 1989, pp. 611-629.

²⁵ La ecuación (7) es la prueba débil de la ley de Thirlwall, mientras que la ecuación (6) es la prueba fuerte, se le llama así a la primera porque considera a la variable que representa a las exportaciones como una variable no estocástica.

relativos de las importaciones (RPM) utilizada fue la razón del índice de precios de las importaciones al índice de precios de las exportaciones.²⁶

Antes de estimar las elasticidades ingreso y precio, se realizó la prueba de raíz unitaria de Zivot y Andrews²⁷ con la finalidad de determinar el orden de integración de las variables y de controlar la existencia de un posible cambio estructural. Los resultados indican que todas las variables son I(1) al cinco por ciento de confianza. En el Cuadro 1 se observa que todas las variables son integradas de orden 1 o 0, pero no superior.

Después de comprobar que todas las variables son I(1) se llevó a cabo la prueba de cointegración propuesta por Gregory y Hansen,²⁸ la cual sí considera cambio estructural.

En el Cuadro 2 se encuentran los estadísticos de prueba de la prueba de cointegración GH y se incluye el año de cambio estructural. El estadístico t de la prueba ADF es -5.37, el cual es más pequeño en valor absoluto que el valor crítico 5.50, el cual denota significancia al 5%. No obstante, es mayor que el valor crítico 5.23 y por lo tanto es significativo al 10%. El estadístico de prueba Z_t es -5.29, y también es significativo al 10% (es mayor en valor absoluto que el valor crítico 5.23). El estadístico de prueba Z_a es -43.91 y no es significativo al 10% (es menor en valor absoluto que el valor crítico 52.85). Lo anterior permite concluir que las variables consideradas en la función de demanda de importaciones están débilmente cointegradas teniendo en cuenta el año 1996 como fecha de cambio estructural. A pesar del hallazgo de cointegración débil, se detectó que dichas variables sí están cointegradas cuando se modeló el cambio estructural.

²⁶ Los datos provienen de los indicadores del desarrollo mundial del Banco Mundial (BM) y de los principales agregados económicos de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE): y = tasa de crecimiento del PIB real de los Estados Unidos, en millones de dólares, 2010 = 100; x = tasa de crecimiento de las exportaciones reales, en millones de dólares, 2010 = 100; m = tasa de crecimiento de las importaciones reales, en millones de dólares, 2010 = 100; Z = tasa de crecimiento del PIB mundial real, en millones de dólares, 2010 = 100; $\ln M$ = logaritmo natural de las importaciones reales, en millones de dólares, 2010 = 100; $\ln Y$ = logaritmo natural del PIB real de los Estados Unidos, en millones de dólares, 2010 = 100; $\ln RPM$ = logaritmo natural de los precios relativos de las importaciones. La medición utilizada fue la razón del índice de precios de las importaciones al índice de precios de las exportaciones; $\ln X$ = logaritmo natural de las exportaciones reales, en millones de dólares, 2010 = 100; $\ln Z$ = logaritmo natural del PIB mundial real, en millones de dólares, 2010 = 100; $\ln RPX$ = logaritmo natural de los precios relativos de las exportaciones. La medición utilizada fue la razón del índice de precios de las exportaciones al índice de precios de las importaciones.

²⁷ Eric Zivot y Donald Andrews, "Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis", *op. cit.*, pp. 251-270.

²⁸ Allan W. Gregory y Bruce E. Hansen, "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *op. cit.*, pp. 99-126.

CUADRO 1
Pruebas de raíz unitaria

Variables	ZA
LM_t	0.2467
LY_t	0.3225
$LRPM_t$	0.0922
LX_t	0.0331*
LZ_t	0.0039**
$LRPX_t$	0.7219
ΔLM_t	0.0153*
ΔLY_t	0.0163*
$\Delta LRPM_t$	0.0135*
ΔLX_t	0.0444*
ΔLZ_t	0.0236*
$\Delta LRPX_t$	0.0149*

Las regresiones de las muestras en niveles incluyen tendencia determinista. Las regresiones de las muestras en primeras diferencias son con constante y sin tendencia.

* Indica rechazo de la hipótesis nula: presencia de raíz unitaria con choque estructural en el intercepto o en la tendencia, al 5% de significancia.

** Indica rechazo de la hipótesis nula: presencia de raíz unitaria con choque estructural en el intercepto o en la tendencia, al 1% de significancia.

Δ representa primera diferencia.

CUADRO 2
Estadísticos de prueba GH y año de cambio estructural sugerido en la función de demanda de importaciones

Prueba	Estadísticos de prueba	Año de cambio estructural
ADF	-5.37*	1996
Z_t	-5.29*	1996
Z_a	-43.91	1996

* Indica significancia al 10 por ciento.

Los valores críticos para las pruebas ADF y Z_t al 5 y 10 por ciento de significancia son 5.50 y 5.23, respectivamente; para la prueba Z_a son 58.33 y 52.85, respectivamente. Allan W. Gregory y Bruce E. Hansen, "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *op. cit.*, p. 109.

A continuación se utilizaron las variables de la función de demanda de importaciones para realizar las regresiones en mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con 1996 como año de cambio estructural. Los resultados de la estimación son:

$$\ln m = -18.41 + 0.58 \ln RPM + 2.00 \ln Y + 0.19 \ln RPM * D96 + 0.00 \ln Y * D96 - 0.06 D96$$

(0.00) (0.00) (0.00) (0.00) (0.03) (0.01) (11)

$$R^2 = 0.997 \quad DW = 1.96 \quad HET = 0.43 (0.88) \quad RESET = 1.53 (0.21) \quad SK = 3.94 (0.13)$$

DW = Estadístico Durbin-Watson.

HET = Prueba de heterocedasticidad Breush-Pagan-Godfrey.

RESET = Prueba de variables omitidas Ramsey *RESET*.

SK = Prueba de normalidad skewness-kurtosis.

Los números en paréntesis son los valores de la probabilidad.

Donde $D96 = 1$ si $t > 1996$, en caso contrario igual a cero. Todos los coeficientes estimados son significativos al 5% de confianza. La elasticidad ingreso de la demanda de las importaciones es 2.00 hasta 1996 (lo que implica que cuando la tasa de crecimiento del ingreso real aumenta 1%, la tasa de crecimiento de las importaciones reales se incrementa en 2.00%), posteriormente, esta elasticidad aumenta a 2.63 para el siguiente periodo.

En el caso de la elasticidad precio de la demanda de las importaciones se registra un valor de 0.58 hasta 1996 (esto indica que cuando la tasa de crecimiento de los precios relativos aumenta 1%, la tasa de crecimiento de las importaciones reales se incrementa en 0.58%), después, esta elasticidad disminuye a 0.00 en el siguiente periodo.

Se confirmó la presencia de cointegración en la función de demanda de importaciones a partir de la estimación de la ecuación dinámica de corto plazo con el modelo de corrección de error (MCE), donde el residual rezagado de un periodo del vector de cointegración de la ecuación (11) es el término de corrección de error (TCE_{t-1}). A continuación se muestran los resultados de la estimación:

$$\Delta \ln M = 0.00 + 0.80 \Delta \ln RPM + 0.89 \Delta \ln Y - 0.01 \Delta m_{t-1} - 0.43 TCE_{t-1}$$

(0.76) (0.00) (0.00) (0.04) (0.04) (12)

$$R^2 = 0.964 \quad DW = 2.01 \quad HET = 0.82 (0.59) \quad RESET = 1.27 (0.32) \quad SK = 0.71 (0.69)$$

En la ecuación (12) el coeficiente del TCE representa el parámetro de velocidad de ajuste. Puesto que el coeficiente obtenido de TCE_{t-1} es negativo y significativo indica una vez más la existencia de cointegración entre las variables de la función de demanda de importaciones y el hallazgo de una tendencia de largo plazo hacia el equilibrio²⁹ cuando se considera un choque estructural. La velocidad de ajuste es de -0.43, significa que cuando la ecuación de demanda de las importaciones se encuentra fuera de su nivel de equilibrio, se ajustará en 43% cada año; en otras palabras, le tomará 2.3 años la convergencia total hacia su nivel de equilibrio.

El Cuadro 3 muestra los resultados de la prueba de McCombie para el modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos. La tasa de crecimiento restringida por la balanza de pagos simple sobrepasa a la tasa de crecimiento verdadera por 0.20 puntos porcentuales por año, mientras que la tasa de crecimiento restringida por la balanza de pagos que incluye el efecto términos de intercambio y la tasa de crecimiento verdadera son prácticamente las mismas, para el periodo 1970-1995. La coincidencia es menor para el periodo 1996-2015 cuando las diferencias son -0.73 y -0.45 puntos porcentuales respectivamente. Los resultados de la prueba de McCombie muestran que el modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos con el efecto términos de intercambio se ajusta en menor medida para el periodo 1996-2015, se sostiene de manera más adecuada durante el periodo, 1970-1995.

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

DE LA PRUEBA FUERTE DE LA LEY DE THIRLWALL

La función de demanda de exportaciones keynesiana está dada de la siguiente manera:

$$\ln X = c + \varepsilon \ln Z + \eta \ln PRX \quad (13)$$

Donde X , Z y RPX representan las exportaciones, el PIB mundial, y los precios relativos de las exportaciones ($P_d / P_f E$), respectivamente. RPX es la razón del índice de precios de las exportaciones al índice de precios de las importaciones. Los resultados de la prueba ZA para las exportaciones y el PIB mundial indican que son estacionarias cuando se encuentran en niveles;

²⁹ El hecho de que tenga signo negativo y sea significativo indica que la variable dependiente se mueve en el tiempo hacia su nivel de equilibrio de largo plazo.

CUADRO 3
*Prueba débil del modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos
para la economía de los Estados Unidos, 1970-2015*

		Valor	
	Variables	1970-1995	1996-2015
x	Exportaciones reales de bienes y servicios	6.69%	4.42%
$(p_d - p_f - e)$	Efecto términos de intercambio puro	-0.34%	0.75%
ϕ	Elasticidad precio de la demanda de importaciones	0.58	0.00
$(1+\phi) (p_d - p_f - e)$	Efecto términos de intercambio	-0.14%	0.75%
π	Elasticidad ingreso de la demanda de importaciones	2.00	2.63
Y_a	Producto interno bruto real	3.14%	2.41%
Tasa de crecimiento de equilibrio del MCRBP simple	$Y_b = x/\pi$	3.34% [0.20%]	1.68% [-0.73%]
Tasa de crecimiento de equilibrio del MCRBP con el efecto términos de intercambio	$Y_{bI} = (x + (1+\phi)(p_d - p_f - e))/\pi$	3.07% [-0.07%]	1.96% [-0.45%]
Elasticidad ingreso de la demanda de importaciones de equilibrio del MCRBP hipotética	$\pi' = x / Y_a$	2.13** (5.32)	1.83** (3.46)
	$\pi' = (x + (1+\phi)(p_d - p_f - e)) / Y_a$	1.95** (3.77)	2.14 (0.41)

** Indica significancia al 5 por ciento.

Los números en corchetes son las desviaciones en puntos porcentuales de la tasa de crecimiento verdadera. Los números en paréntesis son los valores absolutos de los estadísticos t de la prueba de McCombie.

excepto los precios relativos de las exportaciones, ésta última variable es estacionaria cuando se encuentra expresada en primeras diferencias (Cuadro 1).

Después de comprobar que todas las variables son I(1) se procedió a realizar la prueba de cointegración propuesta por Gregory y Hansen,³⁰ la cual considera cambio estructural.

Los resultados de la prueba GH se muestran en el Cuadro 4, éstos sugieren que la función de demanda de exportaciones es cointegrada al 5% de significancia con la presencia de un cambio estructural. El estadístico t de la prueba ADF es -5.63 y el de Zt es -5.76, ambos son mayores en valor absoluto que el valor crítico 5.50, el cual denota significancia al 5%. Las estimaciones muestran que el año de cambio estructural es 1994.

CUADRO 4
*Estadísticos de prueba GH y año de cambio estructural
sugerido en la función de demanda de exportaciones*

Prueba	Estadísticos de prueba	Año de cambio estructural
ADF	-5.63**	1994
Z _t	-5.76**	1994
Z _a	-47.21	1994

** Indica significancia al 5 por ciento.

Los valores críticos para las pruebas ADF y Zt al 5 y 10 por ciento de significancia son 5.50 y 5.23, respectivamente; para la prueba Za son 58.33 y 52.85, respectivamente. Allan W. Gregory y Bruce E. Hansen, "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *op. cit.*, p. 109.

A continuación se utilizaron las variables de la función de demanda de exportaciones para realizar una regresión en mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con 1994 como año de cambio estructural. Los resultados de la estimación son:

$$\ln X = -36.75 + 2.85 \ln Z + 0.41 \ln RPX + 0.00 \ln Z * D94 - 0.07 \ln RPX * D94 - 0.05 D94$$

(0.00) (0.00) (0.00) (0.05) (0.01) (0.03) (14)

$$R^2 = 0.997 \quad DW = 1.85 \quad HET = 0.41 (0.87) \quad RESET = 1.74 (0.10) \quad SK = 3.03 (0.99)$$

³⁰ Allan W. Gregory y Bruce E. Hansen, "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *op. cit.*, pp. 99-126.

Donde $D94 = 1$ si $t > 1994$, en caso contrario igual a cero. Todos los coeficientes estimados en la función de demanda de exportaciones son significativos al 5% de confianza. La elasticidad ingreso de la demanda de las exportaciones es 2.85 hasta 1994 (lo que implica que cuando la tasa de crecimiento del ingreso mundial real aumenta 1%, la tasa de crecimiento de las exportaciones reales se incrementa en 2.85%), después, esta elasticidad aumenta a 2.98 para el siguiente periodo.

En el caso de la elasticidad precio de la demanda de las exportaciones se registra un valor de 0.41 hasta 1994 (esto indica que cuando la tasa de crecimiento de los precios relativos aumenta 1 por ciento, la tasa de crecimiento de las exportaciones reales se incrementa en 0.41%), posteriormente, esta elasticidad se incrementa ligeramente a 0.49 en el siguiente periodo.

Se confirmó la presencia de cointegración en la función de demanda de exportaciones a través de la estimación de la ecuación dinámica de corto plazo con el modelo de corrección de error (MCE), donde el residual rezagado de un periodo del vector de cointegración de la ecuación (14) es el término de corrección de error (TCE_{t-1}). Los resultados sugieren la existencia de cointegración únicamente para el primer periodo bajo estudio, 1970-1994. A continuación se muestran los resultados de la estimación:

$$\Delta \ln X = -0.16 + 0.16 \Delta \ln RPX + 3.09 \Delta \ln Z - 0.34 TCE_{t-1}$$

(0.00) (0.03) (0.00) (0.04) (15)

$$R^2 = 0.968 \quad DW = 2.16 \quad HET = 0.20 (0.99) \quad RESET = 0.16 (0.87) \quad SK = 0.81 (0.66)$$

En la ecuación (15) el coeficiente del TCE representa el parámetro de velocidad de ajuste. Puesto que el coeficiente obtenido de TCE_{t-1} es negativo y significativo, indica una vez más la existencia de cointegración entre las variables de la función de demanda de exportaciones y el hallazgo de una tendencia de largo plazo hacia el equilibrio cuando se considera un choque estructural. La velocidad de ajuste es de -0.34, significa que cuando la ecuación de demanda de las exportaciones se encuentra fuera de su nivel de equilibrio, se ajustará en 34% cada año; en otras palabras, le tomará alrededor de tres años la convergencia total hacia su nivel de equilibrio.

Se estimó la función de demanda de importaciones con la finalidad de obtener los valores de las elasticidades precio e ingreso de la demanda de las importaciones que se utilizaron en la prueba fuerte de la ley de Thirlwall, considerando 1994 como año de cambio estructural; así, se pudo comparar de manera directa las estimaciones de las funciones de demanda de las

importaciones y de las exportaciones. Es importante mencionar que esta es otra regresión de la función de demanda de importaciones, la que se utilizó en la prueba débil tiene como año de cambio estructural 1996. Los resultados se presentan a continuación:

$$\ln M = -17.76 + 0.51 \ln RPM + 1.96 \ln Y + 0.16 \ln RPM * D94 + 0.00 \ln Y * D94 - 0.05 D94$$

(0.00) (0.00) (0.00) (0.05) (0.02) (0.01) (16)

$$R^2 = 0.996 \quad DW = 1.66 \quad HET = 0.67 \quad (0.71) \quad RESET = 3.48 \quad (0.06) \quad SK = 2.22 \quad (0.32)$$

Donde $D94 = 1$ si $t > 1994$, en caso contrario igual a cero. Todos los coeficientes estimados de la función de demanda de importaciones son significativos al 5% de confianza.

En el Cuadro 5 aparecen los resultados de la prueba fuerte del modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos. Las tasas de crecimiento de equilibrio con el efecto términos de intercambio de la prueba fuerte de la ley de Thirlwall para el periodo 1970-1993 es 4.19%, y para el periodo 1994-2015 se ubica en 4.31%. Comparándolas con las tasas de crecimiento verdaderas durante los mismos periodos, las cuales son 3.12 y 2.50% respectivamente, nos indica que la tasa de crecimiento económico de los Estados Unidos se encuentra muy cercana a la tasa de crecimiento restringida por la balanza de pagos.

Es posible observar, en el Cuadro 5, que la diferencia entre la tasa de crecimiento verdadera y la tasa de crecimiento restringida por la balanza de pagos con el efecto términos de intercambio es 1.07% durante el primer periodo (1970-1993), y 1.81% anual durante el segundo periodo (1994-2015), estas discrepancias son menores en relación con la diferencia de 2.74% cuando se realizó la prueba fuerte sin considerar la existencia de cambio estructural. Este hallazgo indica que cuando se modela la posible existencia de cambio estructural, no únicamente es mayor la probabilidad de hallar cointegración en la función de demanda de exportaciones, sino que el modelo de crecimiento restringido por la balanza de pagos tiene una mayor capacidad de predicción.

CONCLUSIONES

La finalidad de este artículo consistió en probar la validez de la hipótesis del MCRBP para la economía de los Estados Unidos, durante el periodo 1970-2015, considerando la posible existencia de choques estructurales. Después de realizar una exploración de las propiedades econométricas de las series

CUADRO 5
*Prueba fuerte del modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos
para la economía de los Estados Unidos, 1970-2015*

		Valor	
	Variables	1970-1993	1994-2015
Y_a	Crecimiento anual del PIB real de los Estados Unidos	3.12%	2.50%
Z	Crecimiento anual del PIB mundial real	3.26%	2.94%
$(p_d - p_f - e)$	Términos de intercambio	-1.72%	-1.55%
π	Elasticidad ingreso de la demanda de importaciones	1.96	1.87
ε	Elasticidad ingreso de la demanda de exportaciones	2.85	2.98
ϕ	Elasticidad precio de la demanda de importaciones	0.51	0.18
η	Elasticidad precio de la demanda de exportaciones	0.41	0.49
Tasa de crecimiento de equilibrio de la forma fuerte del MCRBP	$Y_b = \varepsilon Z / \pi$	4.74% [1.62%]	4.68% [2.18%]
Tasa de crecimiento de equilibrio de la forma fuerte del MCRBP con el efecto términos de intercambio	$Y_b = \varepsilon Z + (1 + \pi) (p_d - p_f - e)$	4.19% [1.07%]	4.31% [1.81%]

Los números en corchetes son las desviaciones en puntos porcentuales de la tasa de crecimiento verdadera.

de datos, y usando la técnica de cointegración propuesta por Gregory y Hansen para estimar los parámetros, se encuentra suficiente apoyo para afirmar que existe una relación de largo plazo estable entre las importaciones reales, las exportaciones reales, los precios relativos, el PIB real de los Estados Unidos, y el PIB real mundial. Se ha utilizado el vector de cointegración en una estructura de modelo corrector de error para estudiar la dinámica de la relación de corto plazo.

Los valores estimados de las elasticidades de largo plazo de la demanda de las importaciones reales con respecto al ingreso real es de 2.00 y de las importaciones reales con respecto a la tasa de crecimiento de los precios relativos es de 0.58, para el periodo 1970-1995; mientras que para el periodo 1996-2015, los valores son 2.63 y 0.00, respectivamente.

Los valores estimados de las elasticidades de largo plazo de la demanda de las exportaciones reales con respecto al ingreso mundial real es de 2.85 y de las exportaciones reales con respecto a la tasa de crecimiento de los precios relativos es de 0.41, para el periodo 1970-1993; mientras que para el periodo 1994-2015, los valores son 2.98 y 0.49, respectivamente.

Se encontró que la tasa de crecimiento de equilibrio del MCRBP con el efecto términos de intercambio (3.07% anual) se encuentra muy cercana a la tasa real de crecimiento promedio (3.14% anual) de la economía de los Estados Unidos durante el periodo 1970-1995. Para el periodo 1996-2015, la tasa de crecimiento de equilibrio del MCRBP con el efecto términos de intercambio (1.96% anual) también se encuentra muy cercana a la tasa real de crecimiento promedio (2.41% anual). Así, nuestro análisis encuentra apoyo sustancial para el MCRBP como una hipótesis de largo plazo.

Según los resultados obtenidos, una depreciación que conduce a un incremento de los precios relativos tiene baja efectividad para disminuir las importaciones reales; porque aunque los precios relativos se incrementen 1% y las importaciones aumenten su precio en moneda nacional (medido a través de la elasticidad precio de la demanda de las importaciones), su demanda no disminuye, permanece constante.

Si se desea que la economía de los Estados Unidos tenga un mayor crecimiento económico, fundamentalmente debe mejorar su restricción de balanza de pagos (aumentar su tasa de crecimiento pronosticada del PIB). Su política económica debe ser diseñada no sólo con la finalidad de hacer sus exportaciones más atractivas, sino también con el propósito de reducir su elasticidad ingreso de la demanda de importaciones, puesto que en este estudio se verifica que dicha elasticidad se incrementa con el paso del tiempo; para que una eventual expansión de la demanda interna o externa no se traduzca en dificultades de balanza de pagos. Acciones cuya realización en el

corto plazo resulta urgente, para evitar que la restricción externa al crecimiento de la economía estadounidense se amplíe y se profundice.

El aspecto favorable para la economía estadounidense, y que debe ser aprovechado, consiste en que la elasticidad de largo plazo de la demanda de las exportaciones reales con respecto al ingreso mundial real, también se ha venido incrementando; por lo que un incremento del ingreso mundial real favorece en gran medida a la economía de los Estados Unidos, a través de un mayor aumento de sus exportaciones.

Una depreciación que conduce a un incremento de los precios relativos sí resulta eficaz para aumentar las exportaciones reales, puesto que la elasticidad precio de la demanda de las exportaciones se ha incrementado a lo largo del periodo de estudio.

Finalmente, con los datos utilizados en este artículo se identifica que a mediados de la década de 1990 se registran choques estructurales tanto con la prueba fuerte como con la prueba débil de la ley de Thirlwall. Se debe considerar que la década de 1990 fue una época de crecimiento económico acelerado y de creación de negocios gigantescos en la economía estadounidense, fue en este periodo, precisamente, cuando emergió la nueva economía cuyo rasgo característico consistió en el incremento de la productividad hasta niveles sin precedentes durante las dos décadas anteriores. A esta década se le puede considerar el imperio de las finanzas, puesto que en Wall Street era posible ganar millones de dólares. Sin embargo, a finales de esa década el país entraba en recesión, como lo había estado a inicios de la misma.

Ocurrió que en la década de 1990 el gran impulso que había cobrado el sector financiero desestabilizó la relación entre los sectores de la economía real y el nuevo sector tecnológico, entre las fuerzas del mercado y el gobierno. Al final, muchos países adoptaron un modelo de economía de mercado, el cual fue impulsado por el sector financiero estadounidense.

Durante la década de 1990 los Estados Unidos fueron el modelo a seguir para todos los demás países, y éstos emularon sus políticas y sus instituciones con la finalidad de implementar la economía de mercado.