

Los capitales de cartera en la restricción externa al crecimiento económico: los casos del Brasil y México

Gladis Eunice Mejía Solís y Juan Carlos Moreno-Brid

Recibido: 05/08/2024
Aceptado: 20/02/2025

Resumen

La hipótesis de la restricción externa al crecimiento económico expresada en la ley de Thirlwall fue un parteaguas en el análisis de los determinantes de dicho crecimiento en las economías abiertas. Las extensiones posteriores ampliaron el alcance analítico de la ley al incorporar la entrada de flujos de capitales para financiar un déficit sostenible en cuenta corriente y capturar la salida de divisas para el pago de intereses de la deuda externa. En este sentido, debido a la creciente importancia de los capitales de cartera en el financiamiento de la cuenta corriente, modificamos la ley en la versión de Moreno-Brid (2003) y ponemos el foco en la salida de divisas para el pago de intereses y dividendos a los capitales de cartera. La adecuación empírica de esta modificación se prueba a partir de los casos del Brasil y México, utilizando series trimestrales.

Palabras clave

Crecimiento económico, balanza de pagos, capital, movimientos de capital, cuentas nacionales, financiación, comercio internacional, importaciones, estudios de caso, México, Brasil

Clasificación JEL

F32, F41, F43, O54

Autores

Gladis Eunice Mejía Solís es Doctoranda del Departamento de Economía de The New School for Social Research. Correo electrónico: mejig216@newschool.edu.

Juan Carlos Moreno-Brid es Profesor Titular de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM) e Investigador Nacional del Sistema Nacional de Investigadoras e Investigadores (SNII) (nivel III). Correo electrónico: mbrid@economia.unam.mx.

I. Introducción

¿Por qué unos países crecen más que otros? La historia ha demostrado que el sistema capitalista se caracteriza por presentar desequilibrios a nivel mundial. Una explicación a estos desequilibrios es la ley de Thirlwall (1979). El problema de la restricción externa al crecimiento se expresa en el hecho de que el déficit en cuenta corriente no puede mantenerse *ad infinitum*. Este límite restringe la tasa de crecimiento de un país y, por tanto, la utilización de sus capacidades productivas. En términos de Thirlwall (2012), las señales más seguras acerca de la existencia de la restricción externa al crecimiento son el déficit en cuenta corriente y los recursos nacionales sin emplear.

El trabajo de Thirlwall y Hussain (1982) fue pionero al introducir los flujos de capitales al análisis de la restricción externa, como posibles financiadores del déficit en cuenta corriente. Sin embargo, este modelo presentaba dos inconvenientes: no ponía un límite al endeudamiento en relación con el ingreso del país y las entradas de capitales conllevaban cuantiosas salidas de divisas para el pago de intereses externos. Moreno-Brid (2003), en una nueva extensión de la ley de Thirlwall, incorpora estas dos características a su ecuación, tomando como referencia a los países latinoamericanos, que recientemente habían pasado por dos crisis de la balanza de pagos.

Otras extensiones con flujos de capitales que incluyen ejercicios empíricos son las de Ferreira y Canuto (2003), Carvalho y Lima (2009), y Alencar y Strachman (2014). No obstante, ninguno de estos trabajos hace una referencia detallada a los tipos de capitales que financian el déficit en cuenta corriente. Alencar et al. (2019) constituyen una excepción, ya que construyen una versión de la ley de Thirlwall a partir de Carvalho y Lima (2009), pero tomando únicamente los flujos derivados de la inversión extranjera directa (IED). Sin embargo, no hay estudios que particularicen la dinámica de los flujos financieros de cartera y sus efectos en la restricción externa al crecimiento. Se trata de acciones con un poder de voto inferior al 10% y títulos de deuda, ambos caracterizados por una alta negociabilidad durante su vida útil (Fondo Monetario Internacional [FMI], 2009).

Los flujos financieros de cartera han ido adquiriendo cada vez más importancia en la composición de los flujos financieros netos y en la carga para la cuenta del ingreso primario, y teniendo más efectos sobre determinados indicadores macroeconómicos, entre ellos, el tipo de cambio (Kaltenbrunner y Paineira, 2015; Médici, 2020). En gran medida, esta creciente importancia se debe al cambio de orientación a nivel internacional hacia las finanzas basadas en el mercado, en un entorno de alta liquidez financiera, donde los préstamos y depósitos pierden importancia (Bonizzi et al., 2022). Estos tipos de flujos a corto plazo con alto rendimiento son volátiles y procíclicos con respecto a las condiciones financieras internacionales y a la percepción del riesgo internacional¹, y sus salidas o entradas dependen poco o nada de los fundamentos macroeconómicos de los países (Kaltenbrunner y Paineira, 2015). Las motivaciones de inversión de los poseedores de estos títulos no son, *a priori*, las mismas que los de la IED, pues, a diferencia de estos, los primeros buscan rendimientos en forma de ganancias de capital y, ante cambios en el ciclo financiero mundial, pueden liquidar rápidamente sus posiciones sin pérdidas inmensas de valor². Por estas razones, su impacto como fuente de divisas para aliviar la restricción al crecimiento económico merece una captura diferenciada.

El Brasil y México representan dos casos interesantes para analizar las repercusiones de este tipo de flujos financieros sobre la restricción externa al crecimiento económico en el período 1995-2019 por diversas razones. En primer lugar, ambos países experimentaron cambios

¹ El índice VIX, que mide la volatilidad implícita del S&P 500 para los siguientes 30 días, suele utilizarse como un indicador indirecto (*proxy*) de la aversión al riesgo internacional. El ciclo financiero internacional se mueve de manera concomitante a este índice (Rey, 2015).

² Véase una comparación entre la volatilidad de la IED y los flujos de cartera para el Brasil y México durante el período 1995-2019 en el cuadro A1.1 del anexo.

institucionales importantes en el sector externo a finales del siglo XX, tanto en la cuenta comercial como en la cuenta financiera. Estos cambios repercutieron en su estructura productiva. En un período de nuevos paradigmas tecnológicos, las economías latinoamericanas registraron un aumento de la elasticidad ingreso de la demanda de importaciones que no se vio compensado por un incremento de las exportaciones (Cimoli et al., 2010).

En segundo término, numerosos estudios prueban la hipótesis de que en estos países existe una restricción externa. La literatura que prueba la ley de Thirlwall de 1979 es abundante³. No obstante, la historia latinoamericana reciente demuestra que las economías han podido mantener un déficit crónico, pero sostenible hasta cierto punto como proporción del ingreso. Para financiar ese déficit necesitan entradas de flujos de capitales, pero estos llevan consigo un incremento del endeudamiento externo, así como salidas de recursos para el pago de esos capitales en términos de intereses y dividendos. No obstante, sus efectos en la sobrevaluación del tipo de cambio y el alto nivel de endeudamiento, consecuencia de seguir pasivamente ciclos financieros internacionales, contribuyen a un cambio estructural regresivo, como ha sucedido en la región de América Latina (Cimoli et al., 2010).

En tercer lugar, durante el período de estudio (1995-2019), los capitales de cartera han sido muy importantes en la composición de la cuenta financiera del Brasil y México. Desde la apertura financiera, los dos países, calificados como emergentes, desarrollaron el mercado nacional de bonos como condición para la reestructuración de la deuda con el Plan Brady (Painceira, 2021). Esto provocó que el endeudamiento mediante préstamos con bancos comerciales perdiera relevancia, al mismo tiempo que aumentaba la contratación de deuda a través de las finanzas basadas en el mercado. Además, muchos bancos internacionales establecieron sucursales en países donde antes no tenían presencia, lo que también redujo el financiamiento mediante préstamos bancarios (Akyüz, 2014). No es de extrañar que, después de la crisis financiera mundial de 2008, entre 2010 y 2012, el Brasil y México recibieran la tercera parte de todos los flujos de este tipo dirigidos hacia los países emergentes (Sahay et al. 2014). Por lo tanto, el análisis de la dinámica de estos capitales y el costo que suponen para el crecimiento económico a largo plazo se vuelve cada vez más necesario.

Por otra parte, el uso de series trimestrales para el análisis de la restricción externa al crecimiento económico es muy limitado. El período de estudio seleccionado permite la utilización de estas series, pues, entre más observaciones, mayor es la probabilidad de identificación del efecto correcto del modelo de Thirlwall.

La investigación tiene como objetivo determinar el papel de la balanza pagos en el crecimiento económico del Brasil y México a largo plazo durante el período 1995-2019. El interés se centra especialmente en el papel del pago de intereses de la deuda externa y el pago de intereses y dividendos a los capitales denominados “de cartera” sobre la restricción externa al crecimiento económico de ambos países. Tras esta introducción, en la sección II hacemos un examen teórico del modelo canónico de Thirlwall (1979) y la extensión de Moreno-Brid (2003), y presentamos nuestra modificación a dicha extensión para incluir el pago de intereses y dividendos a los capitales de cartera. En la sección III realizamos el ejercicio empírico para probar econométricamente la restricción externa al crecimiento económico en el Brasil y México en las versiones de Moreno-Brid (2003) y de este trabajo. Por último, en la sección IV presentamos las conclusiones.

³ En el caso del Brasil y México, los estudios más destacados en este sentido son los de López y Cruz (2000), Bértola et al. (2002), Holland et al. (2004), Araújo dos Santos et al. (2005), Pacheco-López y Thirlwall (2006), Márquez Aldana (2008) y Fraga Castillo y Moreno-Brid (2006, 2015).

II. Los modelos de restricción al crecimiento por balanza de pagos

1. El modelo canónico de Thirlwall

El modelo de Thirlwall (1979) parte de las siguientes tres ecuaciones fundamentales, expresadas en tasas de crecimiento y funciones del tiempo:

i) demanda de exportaciones:

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

ii) demanda de importaciones:

$$m = -\psi(e + p_f - p_d) + \pi(y) \quad (2)$$

iii) identidad de la balanza de pagos que asegura el equilibrio en cuenta corriente:

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

donde x y m son las tasas de crecimiento de las exportaciones y de las importaciones; z e y son las tasas de crecimiento del ingreso mundial y el ingreso nacional; p_d es la tasa de crecimiento del nivel de precios nacional; p_f es la tasa de crecimiento del nivel de precios internacional; e es la tasa de crecimiento del tipo de cambio nominal medido en moneda nacional; η es la elasticidad precio de la demanda de exportaciones; ε es la elasticidad ingreso de la demanda de exportaciones; ψ es la elasticidad precio de la demanda de importaciones, y π es la elasticidad ingreso de la demanda de importaciones. Por lo tanto, $e + p_f - p_d$ representa la tasa de depreciación real de la moneda nacional.

Sustituyendo (1) y (2) en la identidad de la balanza de pagos (3) y resolviendo para la tasa de crecimiento del ingreso nacional:

$$y_B = \frac{(1 + \eta + \psi)(p_d - p_f - e) + \varepsilon(z)}{\pi} \quad (4)$$

La ecuación (4) es la tasa de crecimiento extendida, correspondiente con el equilibrio de la balanza de pagos. Si, a largo plazo, los cambios en los precios relativos no tienen ningún efecto sobre el crecimiento del ingreso, entonces la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio en balanza de pagos, y_B , está dada por:

$$y_B = \frac{\varepsilon(z)}{\pi} \quad (5a)$$

La ecuación (5a) es conocida como la “versión fuerte” de la ley de Thirlwall⁴. Sin embargo, debido a que en el modelo se asume que el tipo de cambio real no presenta variaciones significativas a largo plazo, es decir, que $e_t + p_{ft} - p_{dt} = 0$, y podemos aplicar este supuesto en la función del crecimiento de las exportaciones. Por lo tanto, $x = \varepsilon(z_t)$. Así obtenemos la “versión débil” —y más conocida— de la ley de Thirlwall:

$$y_B = \frac{x}{\pi} \quad (5b)$$

La ecuación (5b) especifica que la tasa de crecimiento a largo plazo de una economía estará restringida por su desempeño en el comercio exterior y, más precisamente, por el tamaño de la elasticidad ingreso de las importaciones en relación con el ritmo de expansión de las exportaciones. El modelo supone que los cambios en los precios relativos no tienen efectos en los flujos comerciales, o que, si los tienen, estos se disipan a largo plazo. De la misma manera, las elasticidades ingreso están dadas exógenamente y permanecen constantes por largos períodos de tiempo. Además, tampoco el producto mundial se ve afectado por el país en cuestión; el país debe ser muy pequeño

⁴ Véase Blecker y Setterfield (2019).

para que no tenga efectos de repercusión en el resto del mundo (Blecker y Setterfield, 2019). De aquí se concluye que es el ingreso real nacional —y, con él, el empleo— lo que se ajusta para preservar el equilibrio en la balanza de pagos a largo plazo (Thirlwall y Hussain, 1982).

2. Extensión que incorpora el pago de intereses

La ecuación original ha sido objeto de numerosas extensiones⁵. A los efectos de este estudio, nos interesa la extensión de Moreno-Brid (2003). La versión de Thirlwall y Hussain (1982) es importante porque es pionera en la extensión del modelo original de 1979 para las entradas de flujos financieros. Este modelo, no obstante, presenta limitaciones. Por una parte, no toma en cuenta el déficit en cuenta corriente en proporción al PIB, pues solamente se enfoca en el monto nominal de dicho déficit (Moreno-Brid, 1998). Además, tampoco incorpora explícitamente el pago de intereses, pese a ser un débito recurrente en la balanza de pagos a partir de la crisis de la deuda externa en la década de 1980. El problema que surge de estas limitaciones es que, si bien los flujos financieros extranjeros pueden ayudar a financiar el déficit y las expansiones económicas, también alimentan la acumulación continua de deuda externa y, por tanto, de crecientes salidas de divisas para el pago de intereses.

En sus trabajos de 1998 y 2003, Moreno-Brid extendió el modelo de Thirlwall y Hussain (1982). En la última extensión que retomamos, Moreno-Brid (2003) captura la situación de países en desarrollo que se encuentran en una senda de crecimiento a largo plazo compatible con un déficit comercial persistente y constante con relación al PIB, con entradas significativas de flujos financieros extranjeros y la salida explícita de recursos para el pago de intereses de la deuda externa. La identidad de la balanza de pagos se vuelve entonces la siguiente:

$$P_d X - P_d R + P_d F = P_f M \quad (6)$$

donde $R > 0$ es el pago de intereses al exterior. Un supuesto de la extensión es que la tasa de variación del tipo de cambio nominal, e , se considera igual a 1, es decir, es fija a largo plazo.

Por tanto, la expresión dinámica de la identidad de la balanza de pagos es la siguiente:

$$\theta_1 (p_d + x) - \theta_2 (r + p_d) + (1 - \theta_1 + \theta_{2i})(f + p_d) = m + p_f \quad (6a)$$

En la ecuación dinámica presentada (6a), r es la tasa de crecimiento en términos reales del pago de intereses externos y $p_d f = F$ es la entrada neta de flujos financieros medidos en unidad de moneda local. $\theta_1 = \frac{P_d X}{P_d X + NCF} = \frac{P_d X}{EP_f M}$ es la proporción de las ganancias por exportaciones del total de las entradas de divisas. $\theta_{2i} = \frac{P_d R}{P_f M}$ representa la proporción del pago de intereses netos al exterior en términos de las importaciones. El signo negativo en el segundo término de la parte izquierda de la ecuación (6a) indica que el país en cuestión es un deudor neto. Puesto que $\theta_1 > 0$ y $\theta_{2i} > 0$, el término $(1 - \theta_1 + \theta_{2i})$ se refiere a la proporción que ocupan los flujos financieros en relación con las importaciones.

Para asegurar la sostenibilidad del déficit en cuenta corriente, se impone una restricción a largo plazo, que es una relación constante del déficit en cuenta corriente (o la entrada de flujos financieros netos) sobre el ingreso, EY . Puesto que, por definición, $F = p_d f$ e $Y = p_d y$, la restricción se expresa de la siguiente manera: $f + p_d = y + p_d$. En consecuencia, $f = y$, lo que permite mantener constante la relación entre la deuda y el PIB. Es decir, la entrada de flujos financieros en términos reales debe crecer a la misma tasa de equilibrio a largo plazo correspondiente con el equilibrio en balanza de pagos. La tasa de crecimiento consistente con el equilibrio en balanza de pagos en Moreno-Brid (2003) es:

⁵ Véase un recuento y análisis de las más conocidas en Blecker (2016, 2022). Algunas de estas extensiones surgen de aplicaciones empíricas a casos de estudio de diferentes economías (Pérez Caldentey, 2015).

$$y_i' = \frac{\theta_1 \varepsilon z - \theta_{2i} r + (\theta_1 \eta + \psi + 1)(p_d - p_f)}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_{2i})} \quad (7)$$

De la misma manera que en Thirlwall (1979), si los términos de intercambio no presentan variaciones significativas a largo plazo, y si se garantiza que la relación entre la deuda y el PIB permanezca constante a lo largo del tiempo, con un déficit comercial persistente, entonces, la restricción relevante sobre el crecimiento, en su “versión fuerte” y en su “versión débil”, es:

$$y_i' = \frac{\theta_1 \varepsilon z - \theta_{2i} r}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_{2i})} = \frac{\theta_1 x - \theta_{2i} r}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_{2i})} \quad (8)$$

3. Extensión con flujos de cartera

En esta extensión, partimos de una ligera modificación a la planteada en el artículo seminal de Moreno-Brid (2003) para centrarnos en la dinámica del pago neto de los flujos de cartera y su efecto en la tasa de crecimiento a largo plazo de una economía. Para capturar el resultado de este tipo de salidas registradas en la cuenta corriente, planteamos lo que se presenta a continuación.

La ecuación de la balanza de pagos queda especificada de la siguiente manera:

$$PX - PPORT + PF_{port} = P^* M \quad (9)$$

donde $PPORT > 0$ es el pago por rentas de cartera a los inversionistas extranjeros y F son los flujos financieros de cartera netos. Es decir que este tipo de flujos a corto plazo son los que financian el déficit en cuenta corriente.

La ecuación dinámica de la balanza de pagos es la siguiente:

$$\theta_1 (p + x) - \theta_{2P} (p + port) + (1 - \theta_1 + \theta_{2P}) (p + f_{port}) = p^* + m \quad (9a)$$

donde $\theta_1 = PX/P^* M$ y $\theta_{2P} = PPORT/P^* M$.

En esta modificación de la ley, tomamos la dinámica del tipo de cambio nominal como constante. Este es, de nuevo, un supuesto muy fuerte, pero que a largo plazo resulta válido en el espíritu de Pérez Caldentey (2015, p. 63): “La adopción de distintas simplificaciones en relación con [la ley de Thirlwall] permite centrar el foco del análisis en distintas problemáticas”.

De la ecuación (9a) se deduce que se trata de un país deudor neto. Al sustituir las ecuaciones dinámicas de las exportaciones (1) y las importaciones (2) en la ecuación dinámica de la balanza de pagos tenemos:

$$\theta_1 (p + [\eta(p - p^*) + \varepsilon z]) - \theta_{2P} (p + port) + (1 - \theta_1 + \theta_{2P}) (p + f_{port}) = p^* + [\psi(p^* - p) + \pi y] \quad (10)$$

Para asegurar la sostenibilidad del déficit en cuenta corriente, se añade la restricción a largo plazo. De la misma manera que en el trabajo de Moreno-Brid (2003), se trata de una relación constante del déficit en cuenta corriente (o la entrada de flujos financieros de cartera netos) sobre el ingreso: $F_{port} Y$. Por definición, $F_{port} = p_d f_{port}$ y $Y = p_d y$. Por lo tanto, esta restricción es equivalente a $f_{port} + p_d = y + p_d$. En consecuencia, establecemos que $f_{port} = y$ para mantener constante la relación entre la deuda y el PIB. Entonces:

$$\theta_1 (p + [\eta(p - p^*) + \varepsilon z]) - \theta_{2P} (p + port) + (1 - \theta_1 + \theta_{2P}) (p + y) = p^* + [\psi(p^* - p) + \pi y] \quad (11)$$

Como resultado, la ecuación del crecimiento con restricción por la balanza de pagos que incorpora el pago a los capitales de cartera es:

$$y^P = \frac{\theta_1 \varepsilon z - \theta_{2P} port + (\theta_1 \eta + \psi + 1) (p - p^*)}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_{2P})} \quad (12)$$

El planteamiento supone que una estrategia exportadora de largo alcance se vuelve más difícil, ya que el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner tiene más requerimientos. Además, el pago de intereses y dividendos a los capitales de cartera representa una carga recurrente que afectará el equilibrio a largo plazo, pues supone la salida de divisas que se han vuelto más difíciles de conseguir, dada la dificultad señalada. Si se supone que los términos de intercambio tienen una relación neutra con el equilibrio a largo plazo, entonces la ley de Thirlwall en su versión “fuerte” y “débil” es:

$$y'_p = \frac{\theta_1 \varepsilon Z - \theta_{2p} port}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_{2p})} = \frac{\theta_1 X - \theta_{2p} port}{\pi - (1 - \theta_1 + \theta_{2p})} \quad (13)$$

Si la elasticidad ingreso de las importaciones es mayor de 1⁶, es decir, $\pi > 1$, entre mayor sea θ_1 , mayor será la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio en balanza de pagos, y'_p . De aquí se deduce que, a largo plazo, una mayor proporción de entradas netas de flujos financieros reduce y'_p . Esto se debe a que las entradas netas financieras de cartera, que deben crecer a la misma tasa de crecimiento a largo plazo de la economía debido a la restricción que impusimos, crecerán más lentamente que las importaciones. Lo contrario sucede con θ_{2p} , ya que, entre más pequeño sea, entre menos recursos se destinen al pago de intereses y dividendos para los flujos de cartera, mayor será la tasa de crecimiento correspondiente con la restricción de balanza de pagos.

III. Estimación de la demanda de importaciones a largo plazo

En el presente apartado se presenta un ejercicio empírico para probar la existencia de la restricción externa al crecimiento. Se define y estima un modelo econométrico de series de tiempo, en específico, un modelo vectorial de corrección de errores de la demanda de importaciones. En primer lugar, presentamos un análisis de estudios empíricos seleccionados que han trabajado la versión de la ley de Thirlwall que incorpora el pago de intereses de la deuda externa para los casos del Brasil y México. Posteriormente, bosquejamos la metodología para la estimación del modelo y presentamos los resultados de las pruebas necesarias para ello. Por último, analizamos los resultados obtenidos en cuanto a la significancia de la restricción externa al crecimiento económico en sus dos versiones: la de Moreno-Brid (2003) y la versión aquí propuesta, que incorpora las salidas correspondientes al pago de intereses y dividendos de los flujos financieros de cartera.

1. Análisis de la literatura empírica

Existen numerosos estudios empíricos que prueban la existencia de la restricción externa al crecimiento en una amplia gama de países. En la mayoría de los casos, se trata de países semindustrializados. Muchos de los estudios aplican una versión del modelo canónico de Thirlwall, que incorpora los efectos de flujos de financieros sobre la restricción de diversas maneras. Aquí se examinan únicamente los estudios empíricos que retoman la versión de Moreno-Brid (2003).

En primer lugar, Moreno-Brid (2003) aplica la versión extendida para México durante el período 1967-1999 con datos anuales. Este fue uno de los trabajos pioneros de incorporación de un modelo de autorregresión vectorial con el método de cointegración de Johansen. A través del cálculo de la función de demanda de importaciones, incluido un índice que indica la ponderación de las licencias de importación durante la industrialización por sustitución de importaciones (ISI), y utilizando la prueba de McCombie (1997), llega a la conclusión de que la ley de Thirlwall de 1979

⁶ Así lo confirman muchos estudios empíricos realizados para países en desarrollo.

no resulta adecuada para interpretar el crecimiento a largo plazo para México, cosa que sí ocurre con la versión extendida que él desarrolla. La elasticidad ingreso de la demanda de importaciones estimada en ese entonces a través de la cointegración durante todo el período es de 1,77.

Araújo dos Santos et al. (2005) estudiaron el caso del Brasil para el período 1984-2004 con el fin de verificar la significancia de la restricción externa al crecimiento en las versiones de Thirlwall (1979) y de Moreno-Brid (2003). Utilizaron un modelo vectorial de corrección de errores para la cointegración, que estimó una elasticidad ingreso de la demanda efectiva de importaciones de 1,76. A partir de la prueba de McCombie, concluyen que ambas versiones pueden explicar el crecimiento económico del Brasil durante el período, pero la de Moreno-Brid (2003) logra una mejor aproximación.

Britto y McCombie (2009) aplican para el Brasil las versiones simple y extendida con pago de intereses durante el período 1951-2006, a través de la cointegración, utilizando un modelo vectorial de corrección de errores. La elasticidad ingreso de la demanda estimada de importaciones para el país es de 1,70. A través de la prueba de McCombie (1997), los autores arriban a la conclusión de que la restricción impuesta por la balanza de pagos en la versión de Moreno-Brid (2003) es fundamental para entender el desempeño de la economía brasileña. Sugieren que los flujos financieros y el pago de intereses tuvieron un resultado ambivalente sobre el crecimiento: los primeros relajaron la restricción externa, mientras que los segundos alcanzaron un crecimiento mayor que el de las exportaciones, que representan la obtención de divisas más segura, en el sentido de que no implica una salida de divisas posterior y por tiempo prolongado para el pago de intereses.

También para el Brasil, Jayme et al. (2011) utilizan la versión simple de Thirlwall y la versión de Moreno-Brid (2003), a través de técnicas de cointegración, mediante el empleo de un modelo vectorial de corrección de errores para el período 1962-2007. La elasticidad ingreso de las importaciones durante este período es de 1,39 para la economía brasileña. El principal objetivo de su trabajo es determinar cómo esto afecta la estructura productiva del país y, por ello, también realizan un cálculo por sectores o estructural de elasticidades ingreso de las importaciones y las exportaciones. Concluyen que el cambio tecnológico ha sido importante para relajar la restricción externa al crecimiento, siempre presente en el Brasil durante el período analizado.

Capraro (2018) realiza un estudio conjunto para la Argentina, el Brasil y México utilizando la versión simple de Thirlwall y la versión extendida de Moreno-Brid (2003) durante dos períodos: 1960-2014 (con datos anuales) y 2003-2014 (con datos trimestrales). Para ello, recurre a las técnicas de cointegración para un modelo vectorial de corrección de errores. Durante el período completo, estima las elasticidades ingreso de la demanda de importaciones para los dos países que nos ocupan: 1,6 para el Brasil y 2,1 para México. En el período más corto, las elasticidades estimadas aumentan: 2,1 para el Brasil y 2,4 para México. En la comprobación de la hipótesis, el autor concluye que la ley de Thirlwall, en su versión simple, es la que más se “ajusta” al explicar el crecimiento de esas economías, y que el pago de intereses —incluido en la versión de Moreno-Brid (2003)— no resulta ser significativo para explicar el crecimiento durante todo el período.

En el último trabajo registrado, Abeles y Cherkasky (2020) analizan la restricción externa durante el período 1993-2017, para nueve países de América del Sur. La restricción es resultado de dos factores: su especialización productiva para el mercado mundial y el endeudamiento externo. La elasticidad ingreso de la demanda de importaciones calculada para toda la región es de 1,8, mientras que para el Brasil es de 2,0. Estas elasticidades se deben al consumo de bienes finales, fruto de la desindustrialización de la región. La tasa de crecimiento congruente con el equilibrio en balanza de pagos no difiere sustancialmente entre la versión canónica del modelo y la versión de Moreno-Brid (2003). Sin embargo, de mantenerse la productividad inalterada, los autores calculan que las necesidades de financiamiento seguirán una trayectoria de deuda insostenible, donde la relación entre la deuda y el PIB solo se estabilizará al llegar al 112,3%.

2. Especificación y estimación del modelo para los países seleccionados

a) Nota metodológica

A continuación, se detallan los pasos para el análisis empírico. En primer término, comprobamos la estacionariedad de las series para evitar una regresión espuria, o que los parámetros estimados sean inconsistentes o sesgados, mediante la prueba de Dickey-Fuller aumentada y la prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS). Después, a partir de pruebas de selección de rezagos, elegimos el número óptimo para la regresión. En tercer lugar, estimamos, a través del método de cointegración de Johansen, si hay relaciones de cointegración, mediante las pruebas estadísticas de traza y de máximo eigenvalor. Si existe al menos una relación de cointegración, procedemos a estimar la restricción al crecimiento económico a partir de la ecuación logarítmica —con los parámetros interpretados como elasticidades— de la demanda de importaciones a largo plazo. Esta es:

$$\ln(m_t) = \pi \ln(y_t) + \psi \ln(p_{ft} + e_t - p_{dt}) + v_t \quad (14)$$

En términos del modelo estimado y para distinguir entre países, las ecuaciones son las siguientes para México y el Brasil, respectivamente:

$$lmr.mx_t = \pi (lpibr.mx_t) + \psi (lcr.mx_t) \quad (14a)$$

$$lmr.br_t = \pi (lpibr.br_t) + \psi (lcr.br_t) \quad (14b)$$

Por último, una vez estimado el vector de cointegración, se procede a validar la restricción externa al crecimiento de las tres formas de la ley aquí consideradas, y su respectiva significancia con el método de McCombie (1997). A partir de elasticidades hipotéticas calculadas, que intervienen como restricciones sobre el vector de cointegración, se determina si la hipótesis es válida en cada una de las tres versiones del modelo. Ello se hace mediante el estadístico ji-cuadrado, correspondiente al índice de razón de verosimilitud. Las elasticidades “hipotéticas”, o consistentes con la restricción externa a largo plazo, se definen siguiendo los modelos analíticos originales, es decir, de la siguiente manera:

i) Moreno-Brid (2003):

$$\pi_i = \frac{\theta_1 \bar{x} - \theta_{2i} \bar{r}}{y} + (1 - \theta_1 - \theta_{2i}) \quad (15)$$

donde \bar{r} es la tasa de crecimiento promedio del pago de intereses de la deuda externa durante el período, θ_1 es el cociente de las exportaciones sobre las importaciones y θ_{2i} es la proporción del pago de intereses netos al exterior en términos de las importaciones.

ii) Rentas netas para el pago de los capitales de cartera:

$$\pi_p = \frac{\theta_1 \bar{x} - \theta_{2p} \overline{port}}{y} + (1 - \theta_1 - \theta_{2p}) \quad (16)$$

donde \overline{port} representa la dinámica de la tasa de crecimiento promedio de las rentas netas derivadas de los flujos de cartera, θ_1 es el cociente de las exportaciones sobre las importaciones y θ_{2p} es la proporción del pago de intereses y dividendos a los capitales de cartera en términos de las importaciones.

Para la estimación de la elasticidad ingreso de la demanda de importaciones en el Brasil y México se utilizaron las series trimestrales que se indican a continuación. En el cuadro A1.2 del anexo se detallan las fuentes. En el caso de México, el período abarca de 1995 a 2019 y se utilizó: el PIB y el deflactor implícito del producto, año base 2013 (ambos extraídos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)); las importaciones (extraídas del Fondo Monetario Internacional (FMI))

en términos constantes, deflactadas con el índice general de precios de los Estados Unidos, año base 2013 (extraído de Federal Reserve Economic Data (FRED)), y el tipo de cambio real, construido a partir del cociente de los índices generales de precios de los Estados Unidos y de México, ambos en términos de los precios de 2013, multiplicado por el tipo de cambio nominal al final del período (extraído del Banco de México).

En cuanto al Brasil, el período utilizado para el modelo abarca de 1996 a 2019, pues algunas series no estaban disponibles para 1995 en períodos trimestrales en la página del Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE). Se utilizó: la serie del PIB en términos reales a partir del método del encadenamiento a través de una base móvil (extraída del IBGE); las importaciones (extraídas del FMI) en términos constantes, deflactadas con el índice general de precios de los Estados Unidos, año base 2013 (extraído de FRED), y el índice del tipo de cambio real efectivo (construido por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)), debido a que las exportaciones brasileñas son más variadas que las mexicanas.

b) Pruebas de cointegración para la estimación de la demanda de importaciones

Los componentes del vector $x_t = (x_{1t} + x_{2t} + \dots + x_{nt})'$ se dice que son cointegrados de orden d, b , denotado como $x_t \sim CI(d, b)$, si:

- i) todos los componentes de x_t son integrados de orden d ,
- ii) existe un vector $\beta (\neq 0)$ tal que la combinación lineal $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$ es integrada de orden (d, b) , donde $b > 0$ y β es el vector de cointegración.

De acuerdo con el procedimiento estándar que menciona Enders (2014) para la metodología de Johansen, una vez examinadas gráficamente las variables para observar si existe alguna tendencia lineal, el primer paso es probar el orden de integración de las variables en forma individual para saber si son integradas del mismo orden. Los resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (véase el cuadro A1.3 del anexo), cuya hipótesis nula es la existencia de una raíz unitaria en las series, indican que, para los dos países estudiados, las importaciones reales en logaritmos, el PIB real en logaritmos y el tipo de cambio real en logaritmos son integrados de orden 1, es decir, son $I(1)$, y que la diferencia de esas mismas series es un proceso estacionario, esto es, $I(0)$.

Otra prueba para verificar la estacionariedad de las series es la prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS), que puede contradecir los resultados de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (Pfaff, 2008). De ahí su importancia para verificar los resultados y emprender la estimación del modelo. La H_0 de esta prueba es que la serie es estacionaria, y se debe llegar a la conclusión de que no se puede rechazar la H_0 si se quiere que las series sean un proceso estable. Los resultados de la prueba KPSS son consistentes con los obtenidos mediante la prueba de Dickey-Fuller aumentada (véase el cuadro A1.4 del anexo). Esto quiere decir que las tres series examinadas para ambos países son un proceso integrado de orden 1, $I(1)$, y que, diferenciadas, las series son un proceso estacionario $I(0)$.

El segundo paso es estimar un sistema de vectores autorregresivos sin restricciones usando las series de tiempo sin diferenciar y aplicando los distintos criterios de selección de rezagos. En el cuadro A1.5 del anexo se muestran los resultados de la selección usando los criterios de información de Akaike, Hannan-Quinn y Schwartz y el criterio de error final de predicción. Para el Brasil, los cuatro criterios arrojaron un número de rezagos de cinco trimestres. Sin embargo, para México dieron un número de rezagos distinto: cinco el de Akaike y el de error final de predicción, cuatro el de Hannan-Quinn y dos el de Schwartz. Por lo tanto, para elegir el número de rezagos óptimo en el caso de México, debemos evaluar el comportamiento de los residuales.

La prueba portmanteau evalúa la existencia de autocorrelación entre los residuales. En el caso de México, como se observa en el cuadro A1.6 del anexo, el modelo con dos rezagos rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación, mientras que para cuatro y cinco rezagos no se puede rechazar la hipótesis nula al 5%, aunque esto es cierto con mayor holgura para el modelo con cinco rezagos. En el Brasil se descarta la autocorrelación entre los residuales con cinco rezagos.

Las pruebas de estabilidad de suma acumulada de mínimos cuadrados ordinarios para México⁷ muestran que los coeficientes estimados son más estables con cinco rezagos, en comparación con el modelo con cuatro y dos rezagos. Por lo tanto, por las pruebas realizadas, se puede concluir la utilización de cinco rezagos en el modelo de autorregresión vectorial para México y el Brasil, que es equivalente a cuatro rezagos en un modelo vectorial de corrección de errores.

El tercer paso consiste en la estimación de los estadísticos de traza y de máximo eigenvalor para probar la existencia de al menos un vector de cointegración en las variables, siguiendo el método de cointegración de Johansen. Puesto que es un modelo vectorial de corrección de errores, se utilizan cuatro rezagos que corresponden a un modelo de autorregresión vectorial de cinco rezagos. En estas pruebas no se asume la existencia de una tendencia determinística, pero sí la de un intercepto en el vector de cointegración para el Brasil.

En el caso de México, los estadísticos de traza y de máximo eigenvalor (véanse los cuadros 1 y 2) prueban que el rango del sistema es 1, por lo que existe un vector de cointegración con el 5% de significancia. La estimación con una constante en el vector de cointegración vuelve a probar la existencia de un vector de cointegración, pero el intercepto no es significativo, por lo que finalmente se lo excluyó. Para el Brasil, las pruebas reafirman el rango del sistema igual a 1 al 5% de significancia estadística, pero con una constante en el vector de cointegración.

Cuadro 1

Rango de cointegración: estadístico de traza, $p = 4$

	H_0	Estadístico de la prueba	Valores críticos		
			10%	5%	1%
México	$r = 0$	36,92	28,71	31,52	37,22
	$r = 1$	15,40	15,66	17,95	23,52
	$r = 2$	0,51	6,50	8,18	11,65
Brasil	$r = 0$	55,33	32,00	34,91	41,07
	$r = 1$	21,45	17,85	19,96	24,60
	$r = 2$	6,28	7,52	9,24	12,97

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los resultados se refieren a un modelo vectorial de corrección de errores sin intercepto en el vector de cointegración para México, pero con intercepto en el caso del Brasil.

Cuadro 2

Rango de cointegración: estadístico de máximo eigenvalor, $p = 4$

	Rango	Estadístico de la prueba	Valores críticos		
			10%	5%	1%
México	$r = 0$	21,52	18,90	21,07	25,75
	$r = 1$	14,89	12,91	14,90	19,19
	$r = 2$	0,51	6,50	8,18	11,65
Brasil	$r = 0$	33,88	19,77	22,00	26,81
	$r = 1$	15,17	13,75	15,67	20,20
	$r = 2$	6,28	7,52	9,24	12,97

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los resultados se refieren a un modelo vectorial de corrección de errores sin intercepto en el vector de cointegración para México, pero con intercepto en el caso del Brasil.

⁷ Véase el gráfico A1.1 del anexo.

Una vez comprobada la estacionariedad de las series, elegido el número de rezagos óptimo, y probado, mediante el método de cointegración de Johansen, que hay al menos un vector de cointegración, procedemos a la estimación del modelo vectorial de corrección de errores con cuatro rezagos. Los resultados se presentan en el cuadro 3.

Cuadro 3
Vector de cointegración y parámetros de ajuste

	Vector	<i>lmr.mx</i>	<i>lpibr.mx</i>	<i>ltcr.mx</i>	constante
México	β'	1,000	-3,181	2,737	-
			(-8,444)	(5,896)	
	α'	0,059	0,011	-0,072	
		(2,418)	(1,856)	(-3,946)	
	Vector	<i>lmr,br</i>	<i>lpibr,br</i>	<i>ltcr,br</i>	constante
Brasil	β'	1,000	-3,034	0,535	25,016
			(-13,333)	(2,315)	(7,593)
	α'	0,025	0,032	0,034	
		(0,954)	(5,406)	(1,329)	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Estadístico *t* entre paréntesis.

Tras la estimación de las pruebas, seleccionamos $r = 1$, y, normalizando el vector de cointegración con respecto a la variable de importaciones (*lmr.mx* en el caso de México y *lmr.br* en el del Brasil), establecemos la relación a largo plazo igual a:

$$lmr.mx = 3.181lpibr.mx - 2.737ltcr.mx \quad (17a)$$

$$lmr.br = 25.016 + 3.034lpibr.br - 0.535ltcr.br \quad (17b)$$

Los resultados confirman la existencia de una relación a largo plazo entre las tres variables. Los estimadores de las elasticidades tienen el signo esperado, ya que, cuando se estiman los modelos de cointegración, el signo de los coeficientes se debe leer de manera contraria. También son estadísticamente significativos, como prueba el estadístico *t*. A largo plazo, en promedio, *ceteris paribus*, el PIB tiene una influencia positiva sobre las importaciones, mientras que el tipo de cambio real tiene sobre ellas una influencia negativa.

3. Pruebas de la existencia de la restricción al crecimiento por balanza de pagos

Para examinar la adecuación de la ley de Thirlwall en la explicación del crecimiento económico a largo plazo del Brasil y México utilizamos el método de McCombie (1997). Este método consiste en probar que, a largo plazo, la elasticidad ingreso de las importaciones estimada mediante la cointegración presenta marcadas diferencias con respecto a sus valores de equilibrio hipotéticos, es decir, π_i y π_p . La ley se prueba, entonces, a partir de la restricción del vector de cointegración para cada uno de estos valores de equilibrio calculados a partir de la prueba estadística del índice de razón de verosimilitud. Los resultados se presentan en el cuadro 4.

En el caso de México, la elasticidad ingreso de la demanda de importaciones estimada es $\pi = 3,181$. Utilizando los valores promedio de θ_1 , θ_{2i} y θ_{2p} , la elasticidad hipotética para la versión que toma en cuenta los intereses es $\pi_i = 3,19$, mientras que para la versión de los capitales de cartera es $\pi_p = 3,25$.

La elasticidad ingreso de las importaciones estimada mediante la cointegración para el Brasil es $\pi = 3,03$. Utilizando los valores promedio de θ_1 , θ_{2i} y θ_{2p} , la elasticidad hipotética para la versión que toma en cuenta los intereses es $\pi_i = 2,83$, mientras que para la versión de los capitales de cartera es $\pi_p = 2,94$.

Cuadro 4

Brasil y México: prueba Mc Combie de la relevancia empírica de la ley de Thirlwall (versiones extendidas), 1995-2019

Modelo vectorial de corrección de errores de la demanda de importaciones		Elasticidades ingreso de la demanda de importaciones			Prueba de razón de verosimilitud acerca de la igualdad de las elasticidades a largo plazo y sus valores de equilibrio hipotético (valores de p)	
		Coeficiente de cointegración de Johansen	Elasticidades hipotéticas congruentes con la ley de Thirlwall		Hipótesis nula (H_0)	
			π	Extensiones del modelo		$\pi_i = \pi$
			π_i	π_p		
México	$lmr.mx_t = \pi(lpibr.mx_t) + \psi(ltcr.mx_t)$	3,181	3,19 ^a	3,25 ^a	0,95	0,93
Brasil	$lmr.br_t = \pi(lpibr.br_t) + \psi(ltcr.br_t)$	3,03	2,83 ^a	2,94 ^a	0,69	0,87

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Fondo Monetario Internacional. (2025). *International Financial Statistics (IFS)*. <https://data.imf.org/en/news/accessing%20international%20financical%20statistics>; Banco Mundial. (2026). *International Debt Statistics (IDS)*. <https://www.worldbank.org/en/programs/debt-statistics/ids>.

^a Coeficientes calculados a partir de los valores promedio de la relación entre las exportaciones y las importaciones, entre el pago de intereses y las importaciones, y entre las rentas netas derivadas de los flujos de cartera y las importaciones. Los valores de p de χ^2 correspondientes al índice de razón de verosimilitud restringen el coeficiente de cointegración a través de sus valores hipotéticos.

Las elasticidades hipotéticas, en sus dos versiones, no presentan diferencias significativas respecto de los valores estimados. No obstante, su equivalencia se debe verificar estadísticamente. La prueba de razón de verosimilitud demuestra la hipótesis de que las elasticidades a largo plazo calculadas y sus valores de equilibrio hipotéticos son estadísticamente iguales para cada una de las versiones.

Al examinar la extensión de la ley de Thirlwall propuesta por Moreno-Brid (2003), la cual incorpora el pago de intereses de la deuda externa y mantiene una relación constante entre la deuda y el PIB, el índice de razón de verosimilitud no permite rechazar la $H_0: \pi_i = \pi$ para México y el Brasil. Esto indica que esta extensión puede explicar el crecimiento económico al 1% de significancia estadística cuando se consideran los valores promedio de θ_1 y θ_{2i} .

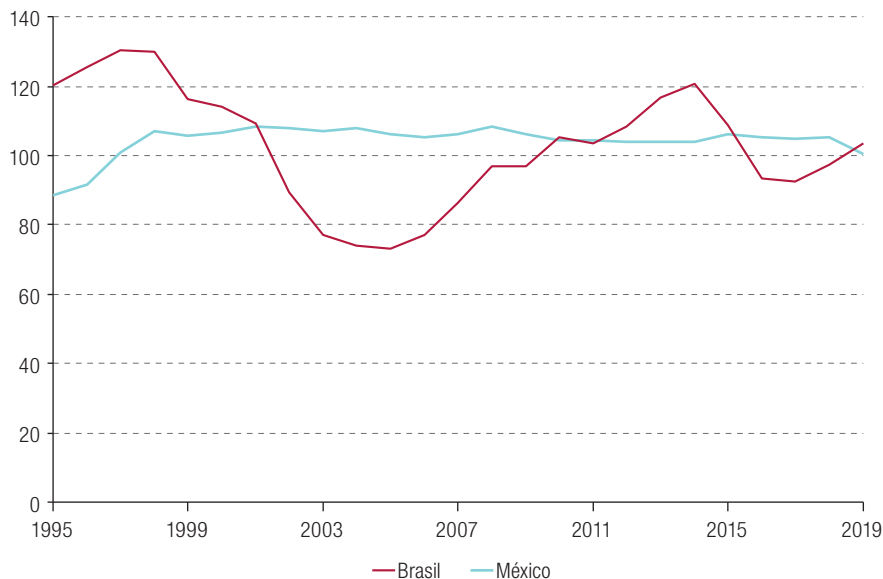
En tanto, al probar la validez de la extensión que realiza este trabajo de la ley de Thirlwall, que toma en cuenta la dinámica de los pagos netos de los capitales de cartera e impone un límite al endeudamiento externo, no se puede rechazar la $H_0: \pi_p = \pi$ para ninguno de los dos países al 10%, al 5% ni al 1%. Sin embargo, su poder de explicación del crecimiento económico varía. En el caso de México, la versión de Moreno-Brid (2003) resulta ser una explicación más precisa del crecimiento económico, mientras que para el Brasil, la extensión de cartera es más significativa para el crecimiento económico del país y lo explica con mayor fuerza.

El gráfico 1 muestra la importancia de los flujos de capitales para financiar el déficit estructural en cuenta corriente de los dos países. En México, el déficit exhibe una tendencia estable y constante, excepto en los primeros años del período analizado, tras la salida de un fuerte ajuste. En el Brasil, en tanto, muestra marcadas oscilaciones debido a la dependencia de los términos de intercambio en la cuenta comercial, ante la reprimarización de la canasta exportadora.

El gráfico 2 muestra que el pago relativo de intereses y dividendos, después de una reducción, ha aumentado a partir de la crisis financiera mundial de 2008. En el Brasil, las salidas netas para el pago a los capitales de cartera se han acercado bastante al monto de intereses de la deuda externa en general, y en ciertos períodos lo han superado. En los últimos años, a partir del colapso económico de 2015, debido, en buena parte, al cambio en las condiciones externas, varios inversionistas abandonaron sus posiciones y hubo salidas negativas netas de este tipo de flujos. Durante el período, si se descuenta el trienio 2010-2012, cuando la IED obtuvo superdividendos, en la cuenta del ingreso primario, las salidas netas totales para el pago de los

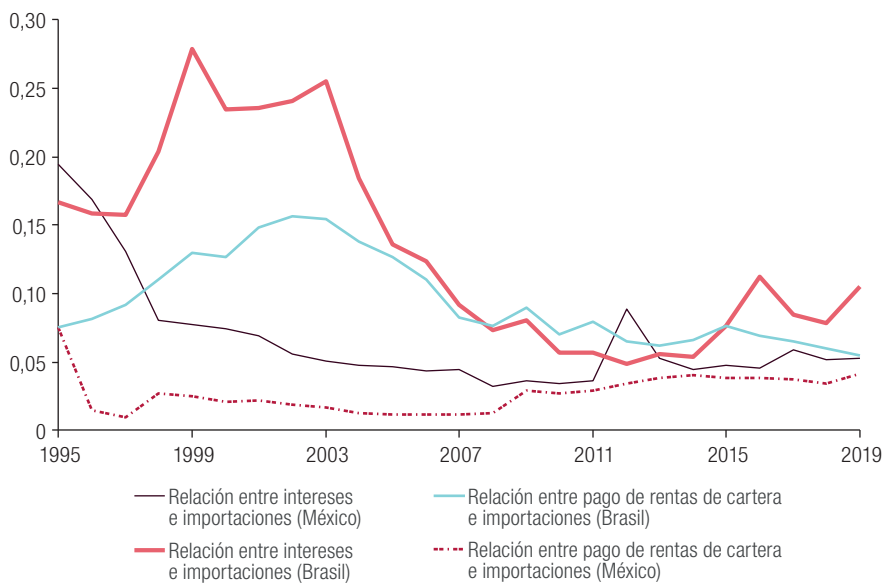
capitales de cartera fueron del 39%. En México, este comportamiento comienza más tardíamente, a partir de 2008, año que marca el ingreso de las sociedades no financieras al mercado de títulos internacionales (Bortz, 2023).

Gráfico 1
 Brasil y México: déficit comercial expresado como la relación
 entre las importaciones y las exportaciones, 1995-2019
 (En porcentajes)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Fondo Monetario Internacional. (2025). *International Financial Statistics (IFS)*. <https://data.imf.org/en/news/accessing%20international%20financial%20statistics>.

Gráfico 2
 Brasil y México: relación entre el pago de intereses de la deuda externa
 y el pago de las rentas de cartera y las importaciones, 1995-2019
 (En proporciones)



Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Fondo Monetario Internacional. (2025). *International Financial Statistics (IFS)*. <https://data.imf.org/en/news/accessing%20international%20financial%20statistics>; Banco Mundial. (2026). *International Debt Statistics (IDS)*. <https://www.worldbank.org/en/programs/debt-statistics/ids>.

Por lo tanto, la elasticidad ingreso de la demanda de importaciones efectiva es mayor para el caso de México que para el Brasil, resultado ya respaldado por estudios anteriores. Las extensiones del modelo que se examinan en este trabajo tienen un poder amplio de explicación del crecimiento económico. Mientras que la ley extendida por Moreno-Brid en 2003 sigue siendo fundamental para México, en el caso del Brasil, el enfoque propuesto por este trabajo, que toma en cuenta la dinámica del pago de intereses y dividendos a los capitales de cartera, resulta ser más significativo a largo plazo.

IV. Conclusiones

Las elasticidades ingreso de la demanda de importaciones calculadas por el método de cointegración con datos trimestrales arrojan un resultado ligeramente mayor para México (3,18%) que para el Brasil (3,0%). Las elasticidades indican que, si las dos economías quisieran expandirse y crecer, digamos, al 5% para absorber su fuerza de trabajo en empleos dignos, las importaciones crecerían al 15% en el caso del Brasil y al 16% en el de México. Estas estimaciones son superiores a las de otros trabajos que analizan la restricción externa al crecimiento económico durante los períodos de industrialización del siglo XX⁸, por lo que podemos inferir que la restricción se ha agudizado.

Debido a que no es posible mantener un gran déficit en cuenta corriente, las exportaciones deberían crecer al menos a ese mismo ritmo, o bien los términos de intercambio deberían mejorar de manera significativa y persistente. En el caso de México, las remesas también son un factor a considerar. La alternativa es el financiamiento con IED, capital de cartera o créditos. Sin embargo, en la era actual, marcada por la financierización y la desregulación financiera, la dinámica de los mercados de capitales está definida, en altas proporciones, por los movimientos de los flujos a corto plazo, y el mercado de bonos se ha vuelto la principal fuente de financiamiento para los países en desarrollo (Pérez Caldentey et al., 2023). Por todo lo expuesto, la modificación a la ley de Thirlwall presentada en esta investigación es relevante, pues parte de reconocer el grado en el que estas salidas han contribuido al exacerbamiento de la restricción externa.

Depender de este tipo de financiamiento también plantea problemas de fragilidad financiera. Una pequeña reasignación de los activos de los inversionistas institucionales puede tener efectos considerables en estas economías (Kaltenbrunner y Paineira, 2018) y los fundamentos nacionales sólidos solo pueden mitigar parcialmente las salidas (Pérez Caldentey et al. 2023). Por otra parte, los flujos de capitales tampoco se han traducido en aumentos de la inversión real (Bortz, 2023; Pérez Caldentey et al., 2023). Seguir pasivamente el comportamiento de la liquidez internacional tiene efectos lamentables a largo plazo para el desarrollo económico de las economías periféricas (Cimoli et al., 2010), por lo que es un tema que los encargados de formular la política económica deben atender de manera particular.

El estudio econométrico aquí realizado para el Brasil confirma la validez del modelo modificado para el período de estudio. En comparación con el trabajo de Moreno-Brid (2003), la versión del modelo que incluye la dinámica del pago a los capitales de cartera captura mejor la dinámica de crecimiento de esa economía en el marco de la restricción externa. En México, no obstante, nuestro análisis econométrico indica que el modelo basado en la extensión de Moreno-Brid (2003), que toma en cuenta la dinámica del pago de intereses de la deuda externa en general, captura de manera más precisa la dinámica de expansión de la economía en virtud de la restricción externa a largo plazo. Por lo tanto, cabe concluir que el pago de intereses de la deuda externa, en México, y el pago de las ganancias de inversión de cartera, en el Brasil, han agudizado la restricción externa al crecimiento económico a largo plazo.

⁸ Por ejemplo, Moreno-Brid (2003), Araújo dos Santos et al. (2005), Britto y McCombie (2009) y Capraro (2018).

Bibliografía

- Abeles, M. y Cherkasky, M. (2020). Revisiting balance-of-payments constrained growth 70 years after ECALC's manifesto: the case of South America. *Revista de Economia Contemporânea*, 24(1). <https://doi.org/10.1590/198055272417>
- Akyüz, Y. (2014). Internationalization of finance and changing vulnerabilities in emerging and developing economies. *Discussion Paper* (217). Conferencia de las Naciones Unidas sobre Comercio y Desarrollo.
- Alencar, D. A., Strachman, E., Barbosa, L. O. S. y Puty, C. A. C. B. (2019). On foreign direct investments and the balance of payments constrained growth model in Latin America, 1990–2014. *PSL Quarterly Review*, 72(290). Associação Economia civil.
- Alencar, D. A. y Strachman, E. (2014). Balance-of-payments-constrained growth in Brazil: 1951–2008. *Journal of Post Keynesian Economics*, 36(4). Taylor & Francis.
- Araújo dos Santos, A. T. L., Lima, G. T. y Carvalho, V. R. S. (2005). A restrição externa como fator limitante do crescimento econômico brasileiro: um teste empírico. *Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia*. Asociación Nacional de Centros de Posgrado en Economía.
- Bértola, L., Higachi, H. y Porcile, G. (2002). Balance-of-payments-constrained growth in Brazil: a test of Thirlwall's law, 1890–1973. *Journal of Post Keynesian Economics*, 25(1). Taylor & Francis.
- Blecker, R. A. (2016). The debate over 'Thirlwall's law': balance-of-payments-constrained growth reconsidered. *European Journal of Economics and Economic Policies*, 13(3). <https://doi.org/10.4337/ejeep.2016.03.03>
- Blecker, R. A. (2022). New advances and controversies in the framework of balance-of-payments-constrained growth. *Journal of Economic Surveys*, 36(2). <https://doi.org/10.1111/joes.12463>
- Blecker, R. A. y Setterfield, M. (2019). *Heterodox Macroeconomics: Models of Demand, Distribution and Growth*. Edward Elgar Publishing.
- Bonizzi, B., Kaltenbrunner, A. y Powell, J. (2022). Financialised capitalism and the subordination of emerging capitalist economies. *Cambridge Journal of Economics*, 46(4). <https://doi.org/10.1093/cje/beac023>
- Bortz, P. G. (2023). Políticas macroprudenciales en América Latina. En E. Pérez Caldentey (Ed.), *Apertura financiera, fragilidad financiera y políticas para la estabilidad económica: un análisis comparativo entre regiones del mundo en desarrollo* (pp. 289–339). Documentos de Proyectos (LC/TS.2022/139). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Britto, G. y McCombie, J. S. L. (2009). Thirlwall's law and the long-term equilibrium growth rate: an application to Brazil. *Journal of Post Keynesian Economics*, 32(1). Taylor & Francis.
- Capraro, S. (2018). La Ley de Thirlwall-González: teoría y evidencia empírica. Los casos de Brasil, México y Argentina en el periodo 1960–2014. *Economía Informa*, 411. Universidad Nacional Autónoma de México.
- Carvalho, V. R. D. S. y Lima, G. T. (2009). Estrutura produtiva, restrição externa e crescimento econômico: a experiência brasileira. *Economia e Sociedade*, 18(1). <https://doi.org/10.1590/S0104-06182009000100002>
- Cimoli, M., Porcile, G. y Rovira, S. (2010). Structural change and the BOP-constraint: why did Latin America fail to converge? *Cambridge Journal of Economics*, 34(2). <https://doi.org/10.1093/cje/ben060>
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series, Fourth Edition*. Wiley.
- Ferreira, A. L. y Canuto, O. (2003). Thirlwall's Law and foreign capital in Brazil. *Momento Económico* (125). Universidad Nacional Autónoma de México.
- Fondo Monetario Internacional. (2009). *Manual de Balanza de Pagos y Posición de Inversión Internacional. Sexta edición (MBP6)*.
- Fraga Castillo, C. A. y Moreno-Brid, J. C. (2006). Exportaciones, términos de intercambio y crecimiento económico de Brasil y México, de 1960 a 2002: un análisis comparativo. *Problemas del desarrollo*, 37(146). Universidad Nacional Autónoma de México.
- Fraga Castillo, C. A. y Moreno-Brid, J. C. (2015). Exportaciones, términos de intercambio y ciclos de crecimiento económico de México y Brasil. *EconoQuantum*, 12(1). Universidad de Guadalajara.
- Holland, M., Vieira, F. V. y Canuto, O. (2004). Economic growth and the balance-of-payments constraint in Latin America. *Investigación Económica*, 63(247). Universidad Nacional Autónoma de México.
- Jayme, F. G., Romero, J. P. y Silveira, F. (2011). Brasil: cambio estructural y crecimiento con restricción de balanza de pagos. *Revista CEPAL* (105). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

- Kaltenbrunner, A. y Paineira, J. P. (2015). Developing countries' changing nature of financial integration and new forms of external vulnerability: the Brazilian experience. *Cambridge Journal of Economics*, 39(5). <https://doi.org/10.1093/cje/beu038>
- Kaltenbrunner, A. y Paineira, J. P. (2018). Financierización en América Latina: implicancias de la integración financiera subordinada. En M. Abeles, E. Pérez Caldentey y S. Valdecantos (Eds.), *Estudios sobre financierización en América Latina* (pp. 33-67). Libros de la CEPAL (152) (LC/PUB.2018/3-P). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- López, J. y Cruz, A. (2000). "Thirlwall's law" and beyond: the Latin American experience. *Journal of Post Keynesian Economics*, 22(3). Taylor & Francis.
- Márquez Aldana, Y. (2008). *Crecimiento restringido por balanza de pagos en Colombia, Brasil y México* [Tesis de doctorado, Universidad Nacional de Colombia].
- McCombie, J. S. L. (1997). On the empirics of balance-of-payments-constrained growth. *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3). Taylor & Francis.
- Médici, F. (2020). Financial instability in peripheral economies: an approach from the balance-of-payments constraint. *Journal of Post Keynesian Economics*, 43(4). Taylor & Francis.
- Moreno-Brid, J. C. (1998). On capital flows and the balance-of-payments-constrained growth model. *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(2). Taylor & Francis.
- Moreno-Brid, J. C. (2003). Capital flows, interest payments and the balance-of-payments constrained growth model: a theoretical and empirical analysis. *Metroeconomica*, 54(2-3). Wiley.
- Pacheco-López, P. y Thirlwall, A. P. (2006). Trade liberalization, the income elasticity of demand for imports, and growth in Latin America. *Journal of Post Keynesian Economics*, 29(1). Taylor & Francis.
- Paineira, J. P. (2021). *Financialisation in Emerging Economies: Changes in Central Banking*. Routledge.
- Pérez Caldentey, E. (2015). Una coyuntura propicia para reflexionar sobre los espacios para el debate y el diálogo entre el (neo)estructuralismo y las corrientes heterodoxas. En A. Bárcena y A. Prado (Eds.), *Neoestructuralismo y corrientes heterodoxas en América Latina y el Caribe a inicios del siglo XXI* (pp. 33-91). Libros de la CEPAL (132) (LC/G.2633-P/Rev.1). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Pérez Caldentey, E., Nalin, L. y Rojas Rodríguez, L. (2023). Evaluación crítica de la regulación macroprudencial y de algunas experiencias regionales comparadas con énfasis en América Latina y el Caribe. En E. Pérez Caldentey (Ed.), *Apertura financiera, fragilidad financiera y políticas para la estabilidad económica: un análisis comparativo entre regiones del mundo en desarrollo* (pp. 133-182). Documentos de Proyectos (LC/TS.2022/139). Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- Pfaff, B. (2008). *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. Springer.
- Rey, H. (2015). Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. *NBER Working Paper* (21162). <http://doi.org/10.3386/w21162>
- Sahay, R., Arora, V., Arvanitis, T., Faruquee, H., N'Diaye, P. y Mancini-Griffoli, T. (2014). Emerging market volatility: lessons from the taper tantrum. *IMF Staff Discussion Note* (14/09). Fondo Monetario Internacional.
- Thirlwall, A. P. (1979). The balance of payments constraint as an explanation of international growth rate differences. *PSL Quarterly Review*, 32(128). Associazione Economia Civile.
- Thirlwall, A. P. (2012). Balance of payments constrained growth models: history and overview. En E. Soukiazis y P. A. Cerqueira (Eds.), *Models of Balance of Payments Constrained Growth* (pp. 11-49). https://doi.org/10.1057/9781137023957_2
- Thirlwall, A. P. y Hussain, M. N. (1982). The balance of payments constraint, capital flows and growth rate differences between developing countries. *Oxford Economic Papers*, 34(3). Oxford University Press.

Anexo A1

Cuadro A1.1

Volatilidad de las entradas de flujos financieros por tipo, 1995-2019

(En porcentajes)

		1995-2000	2001-2007	2010-2019
México	Flujos de inversión directa	35	47	53
	Flujos de cartera	441	282	84
Brasil	Flujos de inversión directa	55	59	30
	Flujos de cartera	156	245	215

Fuente: Elaboración propia, sobre la base de Fondo Monetario Internacional. (2025). *International Financial Statistics (IFS)*. <https://data.imf.org/en/news/accessing%20international%20financial%20statistics>.

Nota: El coeficiente de variación se calcula dividiendo la desviación estándar de los flujos en los períodos señalados por el valor absoluto del promedio de las entradas del país durante el mismo período.

Cuadro A1.2

Fuentes de datos para el cálculo de la elasticidad ingreso de la demanda de importaciones, 1995-2019

País	Serie	Fuente
México 1995-2019	Importaciones reales	
	Importaciones en dólares	International Financial Statistics (IFS) del Fondo Monetario Internacional (FMI)
	Índice general de precios de los Estados Unidos	Federal Reserve Economic Data (FRED)
	Tipo de cambio real	
	Índice de precios de México	Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI)
	Índice general de precios de los Estados Unidos	FRED
	Tipo de cambio nominal al final del período	Banco de México
	PIB real en moneda nacional	
	PIB	INEGI
	Deflactor implícito del PIB	
Brasil 1996-2019	Importaciones reales	
	Importaciones en dólares	IFS del FMI
	Índice general de precios de los Estados Unidos	FRED
	Tipo de cambio real	
	Índice del tipo de cambio real efectivo	Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)
	PIB real en moneda nacional	
	PIB real por encadenamiento	Instituto Brasileño de Geografía y Estadística (IBGE)

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro A1.3
Prueba de Dickey - Fuller aumentada

Variable	Descripción (logaritmos naturales)	Términos determinísticos	Prueba de Dickey - Fuller aumentada		Valores críticos			
			Rezagos del criterio de información de Akaike	Valor	1%	5%	10%	
México	<i>lmr.mx</i>	Importaciones constantes	Tendencia y constante	1	-2,872	-4,040	-3,450	-3,150
			Constante	1	-3,274	-3,510	-2,890	-2,580
		Sin constante ni tendencia	1	2,289	-2,600	-1,950	-1,610	
		Diferencia del <i>ln</i> de las importaciones	1	-6,584	-2,600	-1,950	-1,610	
	<i>lpibr.mx</i>	PIB constante	Tendencia y constante	1	-3,075	-4,040	-3,450	-3,150
			Constante	1	-1,973	-3,510	-2,890	-2,580
		Sin constante ni tendencia	1	4,692	-2,600	-1,950	-1,610	
		Diferencia del <i>ln</i> del PIB	1	-5,980	-2,600	-1,950	-1,610	
	<i>ltcr.mx</i>	Tipo de cambio real	Tendencia y constante	1	-2,354	-4,040	-3,450	-3,150
			Constante	1	-2,582	-3,510	-2,890	-2,580
		Sin constante ni tendencia	1	-0,524	-2,600	-1,950	-1,610	
		Diferencia del <i>ln</i> del tipo de cambio real	1	-9,146	-2,600	-1,950	-1,610	
Brasil	<i>lmr.br</i>	Importaciones constantes	Tendencia y constante	1	-1,817	-4,040	-3,450	-3,150
			Constante	1	-1,267	-3,510	-2,890	-2,580
		Sin constante ni tendencia	1	0,877	-2,600	-1,950	-1,610	
		Diferencia del <i>ln</i> de las importaciones	1	-8,747	-2,600	-1,950	-1,610	
	<i>lpibr.br</i>	PIB constante	Tendencia y constante	1	-2,256	-4,040	-3,450	-3,150
			Constante	1	-1,335	-3,510	-2,890	-2,580
		Sin constante ni tendencia	1	1,836	-2,600	-1,950	-1,610	
		Diferencia del <i>ln</i> del PIB	1	1,836	-2,600	-1,950	-1,610	
	<i>ltcr.br</i>	Tipo de cambio real	Tendencia y constante	1	-2,295	-4,040	-3,450	-3,150
			Constante	1	-2,273	-3,510	-2,890	-2,580
		Sin constante ni tendencia	1	0,350	-2,600	-1,950	-1,610	
		Diferencia del <i>ln</i> del tipo de cambio real	1	-7,009	-2,600	-1,950	-1,610	

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La hipótesis nula (H_0) de la prueba de Dickey-Fuller aumentada es la existencia de una raíz unitaria.

Cuadro A1.4
Prueba Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS)

Variable	Descripción (logaritmos naturales)	Términos determinísticos	KPSS		Valores críticos			
			Rezagos del estimador de Newey-West	Valor	1%	5%	10%	
México	<i>lmr.mx</i>	Importaciones constantes	Tendencia y constante	4	0,322	0,216	0,146	0,119
			Constante	4	1,744	0,739	0,463	0,347
		Diferencia del <i>ln</i> de las importaciones		3	0,393	0,739	0,463	0,347
	<i>lpibr.mx</i>	PIB constante	Tendencia y constante	4	0,157	0,216	0,146	0,119
			Constante	4	2,017	0,739	0,463	0,347
		Diferencia del <i>ln</i> del PIB		3	0,133	0,739	0,463	0,347
<i>ltcr.mx</i>	Tipo de cambio real	Tendencia y constante	4	0,404	0,216	0,146	0,119	
		Constante	4	0,515	0,739	0,463	0,347	
		Diferencia del <i>ln</i> del tipo de cambio real		3	0,410	0,739	0,463	0,347
Brasil	<i>lmr.br</i>	Importaciones constantes	Tendencia y constante	3	0,283	0,216	0,146	0,119
			Constante	3	2,022	0,739	0,463	0,347
			Diferencia del <i>ln</i> de las importaciones		3	0,135	0,739	0,463
	<i>lpibr.br</i>	PIB constante	Tendencia y constante	3	0,399	0,216	0,146	0,119
			Constante	3	2,411	0,739	0,463	0,347
			Diferencia del <i>ln</i> del PIB		3	0,382	0,739	0,463
	<i>ltcr.br</i>	Tipo de cambio real	Tendencia y constante	3	0,247	0,216	0,146	0,119
			Constante	3	0,272	0,739	0,463	0,347
			Diferencia del <i>ln</i> del tipo de cambio real		3	0,097	0,739	0,463

Fuente: Elaboración propia.

Nota: La hipótesis nula (H_0) de la prueba KPSS es que la serie es estacionaria.

Cuadro A1.5
Selección del orden del modelo de autorregresión vectorial

	Especificación	Elasticidad ingreso de las importaciones			
		Criterio de información de Akaike (p)	Criterio de información de Hannan-Quinn (p)	Criterio de información de Schwartz (p)	Criterio de error final de predicción (p)
México	Tendencia	5	4	2	5
	Intercepto	5	4	2	5
	Tendencia e intercepto	5	5	2	5
	Ninguno	5	4	2	5
	Elección		5 rezagos		
Brasil	Tendencia	5	5	5	5
	Intercepto	5	5	5	5
	Tendencia e intercepto	5	5	5	5
	Ninguno	5	5	5	5
	Elección		5 rezagos		

Fuente: Elaboración propia.

Nota: En número máximo de rezagos es ocho.

Cuadro A1.6
Evaluación de los residuales

	Modelo	Q	Valor de p
México	$p = 5$	110,160	0,208
	$p = 4$	147,070	0,052
	$p = 2$	227,980	0,000
Brasil	$p = 5$	116,120	0,115

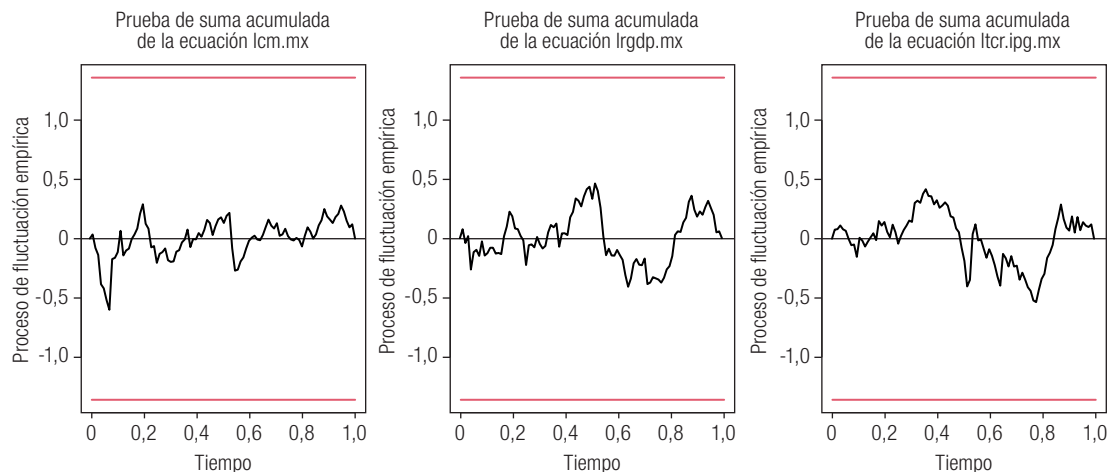
Fuente: Elaboración propia.

Nota: Q: prueba portmanteau, cuya hipótesis nula (H_0) es que no existe autocorrelación en los residuales.

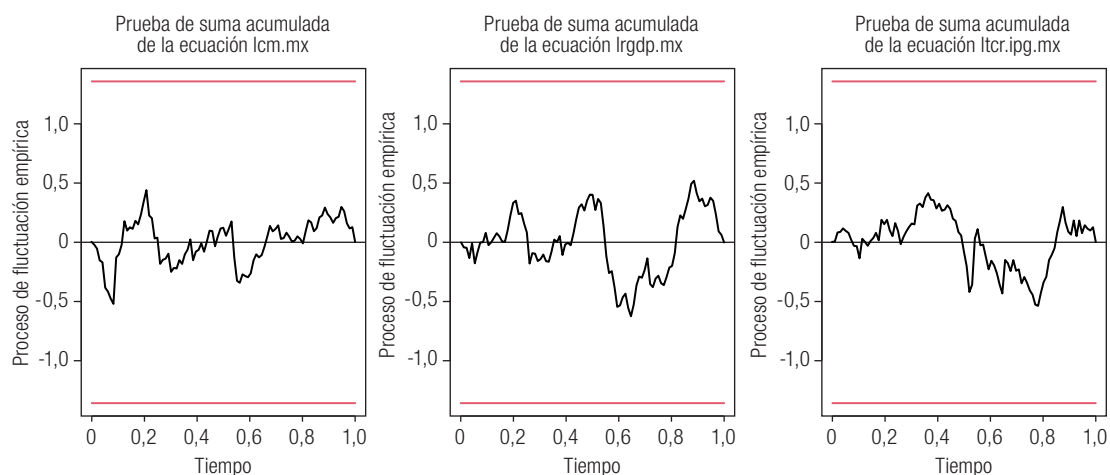
Gráfico 1

México: pruebas de suma acumulada con cinco, cuatro y dos rezagos

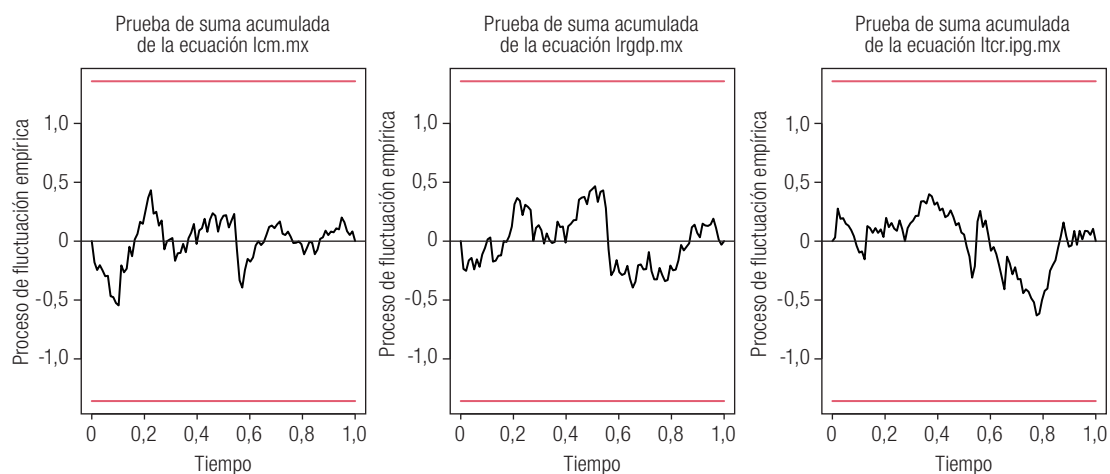
A. Prueba de suma acumulada con cinco rezagos



B. Prueba de suma acumulada con cuatro rezagos



C. Prueba de suma acumulada con dos rezagos



Fuente: Elaboración propia.