

Crecimiento económico en México: restricción por la balanza de pagos

Ana Lourdes Morones Carrillo*

Fecha de recepción: 01 VI 2015

Fecha de aceptación: 15 II 2016

Resumen

El presente documento analiza el cumplimiento de la Ley de Thirlwall para México en el periodo 1993-2014. Se incluyen pruebas de raíz unitaria y cointegración que incorporan choques estructurales endógenos. El vector de cointegración en el contexto teórico sugiere una restricción al crecimiento de México por la balanza de pagos. La tasa de crecimiento del país en el periodo es mayor a la consistente con el equilibrio de balanza de pagos, lo que implica déficit comercial. Los resultados sugieren un cambio estructural de tal forma que se desincentiven las importaciones y se agregue mayor valor a las exportaciones.

Clasificación JEL: E12, F14, F43, O47.

Palabras Clave: Crecimiento económico. Exportaciones. Ley de Thirlwall. México. Cointegración.

Abstract

The paper analyzes the Thirlwall's Law for Mexico during 1993-2014. It includes unit roots and cointegration tests that incorporate endogenous structural breaks. The cointegration vector in the theoretical context suggests growth is constrained by the balance of payments in Mexico. The economic growth rate for the period is greater than the balance of payments equilibrium growth rate, what implied trade deficit. The results suggest a structural change to discourage imports and add value to exports.

* Institución: Universidad Autónoma de Baja California (UABC) (Estudiante de Doctorado en Ciencias Económicas). Dirección: ITR de Tijuana #2321-B2, Otay Tecnológico, CP. 22454, Tijuana Baja California. Correo electrónico: lourdes.morones@uabc.edu.mx.

JEL Classification: E12, F14, F43, O47.

Keywords: Economic growth. Exports. Thirwall's Law. Mexico. Cointegration.

Introducción

Después de la Segunda Guerra Mundial, al observarse diferencias entre los ingresos de los países y entre las tasas de crecimiento, los estudios se enfocaron en los factores que conducían al crecimiento. Las teorías han dado diversas respuestas, como la acumulación de capital o el comercio internacional.

Desde la década de los años ochenta, con la caída de los precios del petróleo, México siguió una estrategia de liberalización comercial para seguir creciendo mediante el impulso a las exportaciones, en particular, a las de manufacturas. El proceso de liberalización comenzó con la firma del Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT), y culminó con la firma del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN). En 1980 la participación de productos manufacturados en las exportaciones era de 20% y para 2003 esa participación se incrementó a 85% (Cardero, Mántey y Mendoza, 2006).

La política de crecimiento basada en exportaciones tiene mayor éxito cuando existen fuertes controles a las importaciones y reglas estrictas para el capital, como lo demuestra la experiencia asiática (Ruiz, 2001).

Se supone que una estrategia de impulso a las exportaciones es más efectiva si se mantiene un tipo de cambio depreciado, para que las exportaciones sean más competitivas. Sin embargo, como lo demuestra Cardero *et al.* (2006), la depreciación del tipo de cambio no corrige la balanza comercial para el caso de México, ya que solo el 5% del PIB corresponde a bienes de consumo. Para 2003, el 27% de las importaciones fueron bienes intermedios y de capital, necesarios para la industria nacional e inelásticos al tipo de cambio. Por su parte, Garcés (2002 y 2003) y Cuevas (2008) encuentran que no se cumple la condición Marshall-Lerner, e indican que la depreciación del tipo de cambio no mejora la balanza comercial.

Además, como el objetivo del Banco Central es mantener una tasa de inflación baja, establece una tasa de interés alta, lo que mantiene el tipo de cambio apreciado. Este, a su vez, puede desincentivar las exportaciones e incrementar el consumo por importaciones, con lo cual se reduce la demanda interna y, en consecuencia, también se reducen las presiones inflacionarias. Al respecto, Arias y Guerrero (1988) realizan un estudio de 1970 a 1987 y

demuestran empíricamente que el tipo de cambio es un determinante de la inflación.

Un país que exporta recibe a cambio divisas, con las que puede financiar inversión y consumo. Sin embargo, el crecimiento mediante exportaciones se ve limitado por la balanza de pagos. La Ley de Thirlwall implica que el crecimiento de una economía puede estar restringido por su balanza de pagos en el largo plazo. Ningún país puede crecer más rápido que el ritmo compatible con aquel donde la cuenta corriente de la balanza de pagos está en equilibrio, a menos que pueda financiar los déficits que son cada vez mayores. Aunque se ha demostrado que Estados Unidos es la excepción, por ser su moneda la que se utiliza como medio de cambio internacional. Formalmente, la tasa de crecimiento observada es igual a la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos.

En este documento, se busca analizar la relación entre el crecimiento económico y la demanda externa en México, incorporando la restricción de la balanza de pagos. México como país en desarrollo y exportador, puede ver restringido su crecimiento por la balanza de pagos (cumplimiento de la Ley de Thirlwall). Esto se debe a que la estrategia de exportaciones no se ha seguido en plenitud, pues no ha sido capaz de producir los insumos y bienes de capital para la industria de exportación, como en el caso asiático. Por lo tanto, la hipótesis que se plantea, es: la tasa de crecimiento efectiva de México se puede aproximar por el cociente de elasticidades ingreso de exportaciones e importaciones obtenida del modelo de Thirlwall. Para demostrar lo anterior, se utilizará la metodología de cointegración y un Modelo de Corrección de Errores, pues se desea determinar si existe una relación en el largo plazo. Las variables a utilizar son el PIB nacional, el PIB de Estados Unidos -principal socio comercial de México-; así como, las exportaciones reales.

Los trabajos desarrollados para México, como el de Moreno-Brid (1998) y Loria (2001), han incluido periodos desde la década de los años cincuenta hasta el año 2000 o incluso 2007. Sin embargo, el país atravesó por una gran crisis en los años 2008-2009, de la cual no se ha recuperado plenamente; por lo que este ejercicio servirá para actualizar los resultados anteriores. Se incluyen pruebas de raíz unitaria y cointegración que consideran choques estructurales endógenos, lo cual genera resultados más robustos.

El documento está estructurado como sigue. La sección 1 presenta el marco teórico y la literatura relevante sobre el tema. La sección 2 muestra las ecuaciones relevantes del modelo. La sección 3 describe los datos que se utilizarán para la estimación. La sección 4 contiene la estimación empírica y

los resultados. Finalmente, aparece la sección que corresponde a las conclusiones.

1. Marco teórico y literatura

El enfoque keynesiano establece que el crecimiento se explica por la demanda agregada. La tasa de crecimiento de la producción real se determina por la tasa de crecimiento de la demanda autónoma, compuesta por las exportaciones. Entonces, las exportaciones se convierten en la variable que impulsa el crecimiento. Thornton (1996) confirma lo anterior, para el caso de México durante 1895-1992, mediante un análisis de causalidad.

Siguiendo la línea de comercio internacional y exportaciones, Thirlwall (1979) sostiene que en una economía abierta, el crecimiento a largo plazo está restringido por su balanza de pagos. Ningún país puede crecer más rápido que su tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos, a menos que pueda financiar los déficits de cuenta corriente con entradas de capital infinitas; lo cual es sumamente difícil. Empíricamente, León-Ledesma y Thirlwall (2002) y Perrotini y Tlatelpa (2003) muestran una mayor tasa de crecimiento actual sobre la tasa de crecimiento, consistente con el equilibrio de la balanza de pagos. Sin embargo, el crecimiento es restringido porque los países no pueden acumular demasiada deuda externa, debido a que los mercados de capitales impondrían primas de riesgo que harían imposible el financiamiento externo de tal déficit.

El crecimiento económico está ligado estrechamente a las exportaciones. Las exportaciones son fuente de divisas con las cuales se pueden financiar las importaciones de bienes intermedios y de capital, que no son producidos internamente y son necesarios para alcanzar una mayor tasa de crecimiento (Esfahani, 1991).

En economías abiertas, donde no hay movilidad de capital, la tasa de crecimiento de largo plazo es igual al cociente de la elasticidad ingreso de exportaciones y elasticidad ingreso de importaciones, multiplicada por la tasa de crecimiento de los ingresos mundiales. El incorporar los flujos de capital, no altera sustancialmente la tasa de equilibrio a largo plazo (McCombie y Roberts, 2002; Thirlwall, 2011). Por ello, el equilibrio de la balanza de pagos se aproxima por el equilibrio de la cuenta corriente.

El crecimiento restringido implica que la relación entre la elasticidad ingreso de exportaciones e importaciones es menor a la unidad. Esto ocurre en los países en desarrollo que producen bienes primarios y manufacturados de baja elasticidad ingreso de demanda, e importan de los desarrollados bienes más

elaborados con mayor elasticidad ingreso; lo cual lleva a un crecimiento lento de los países en desarrollo.

Si un país presenta una tasa de crecimiento cercana a la consistente con el equilibrio de balanza de pagos, y ambas son bajas en relación con otros países, se tiene una restricción de balanza de pagos. Además, si la tasa de crecimiento es superior a la de equilibrio de balanza de pagos, entonces el país está acumulando déficit en cuenta corriente, mismo que está financiado por flujos de capital. Aunque actualmente el país tenga una restricción menor debido a los flujos de capital, la situación es insostenible en el largo plazo (Pardo y Reig, 2002).

Diversos autores han estudiado el crecimiento por exportaciones y el cumplimiento de la Ley de Thirlwall. Las metodologías utilizadas para estudiar el tema son los modelos de brechas, modelos autorregresivos de rezagos distribuidos (ARDL), modelos de mínimos cuadrados en dos etapas, así como los modelos de cointegración.

Jeon (2009) prueba empíricamente, mediante un modelo de brechas, la validez de la Ley de Thirlwall para China durante 1979-2002. Los resultados indican que China creció -en promedio- al ritmo que predijo la Ley de Thirlwall. La tasa de crecimiento efectiva fue de 9.25, mientras que la predicha fue de 8.55; y ambas fueron estadísticamente idénticas.

En cuanto a la segunda metodología, Lanzafame (2014) analiza la relevancia empírica de la Ley de Thirlwall para 22 países miembros de la OCDE. Mediante un modelo de panel con ARDL, media de grupo y media de grupo agrupada, para el periodo 1960-2010, encuentra que se valida la Ley. Además, realiza un análisis de causalidad entre la tasa estimada y la tasa natural de crecimiento, confirmando así, que el crecimiento de largo plazo es determinado por la demanda y que esta está restringida por la balanza de pagos.

Ferreira y Canuto (2003) estudian el crecimiento económico de Brasil de 1949 a 1999, estimando un modelo ARDL para obtener la elasticidad ingreso de importaciones. Posteriormente calculan la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de balanza de pagos con y sin flujos de capital. Sus resultados confirman el cumplimiento de la Ley para Brasil.

En la misma línea, Halicioğlu (2012) pone a prueba la Ley de Thirlwall para Turquía durante el periodo 1980-2008, utilizando un modelo de brechas para cointegración. La tasa de crecimiento predicha por el modelo en los subperiodos, en general es bastante cercana a la tasa efectiva. Asimismo, la tasa efectiva ha sido mayor en varios subperiodos a la tasa predicha por el

efecto de las entradas de capitales a Turquía; por lo tanto, se valida la Ley. Aricioglu, Ucan y Sarac (2013) también analizan a Turquía con el modelo ARDL y el Filtro de Kalman, pero para el periodo 1987-2011. Ponen a prueba la hipótesis de Thirlwall en varias formas; sin embargo, no encuentran soporte para validar la Ley.

León-Ledesma (1999) analiza el cumplimiento de la Ley de Thirlwall para el caso de España, utilizando un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios en dos etapas. Su estudio concluye que los precios relativos no tienen significancia estadística en el modelo, y valida la Ley, pues la tasa de crecimiento de España es muy cercana a la tasa de crecimiento restringida por balanza de pagos. Con el mismo método, Soukiazis y Antunes (2011) verifican si el enfoque de Thirlwall explica el crecimiento económico de Portugal durante 1965-2008. Sus resultados muestran que el crecimiento efectivo puede predecirse por el cociente de elasticidades ingreso de demanda de exportaciones e importaciones. Además, Portugal creció a una tasa ligeramente mayor que la predicha, acumulando déficit externo. En los últimos años, el país creció a una tasa menor por la alta elasticidad ingreso de importaciones y menor crecimiento de exportaciones.

En cuanto a los modelos de cointegración, Razmi (2005) aplica el modelo de crecimiento restringido por balanza de pagos a la India durante 1950-1999, utilizando un Vector de Corrección de Error. El autor obtuvo dos tasas de crecimiento: una de 3.85% con una estimación fuerte, y otra de 4.11% con la estimación débil, que comparadas con la tasa de crecimiento efectiva de 4.51%, verifica la hipótesis de crecimiento restringido por la balanza de pagos en el largo plazo¹. Dentro de la misma metodología, Alcántara y Strachman (2014) analizan si el crecimiento económico de Brasil estuvo restringido por su balanza de pagos de 1951-2008. Las pruebas realizadas que incluyeron el tipo de cambio real no rechazaron la hipótesis de que la tasa de crecimiento en Brasil estuvo restringida por el sector externo.

Por su parte, Capraro (2007) analiza el crecimiento de Argentina de 1970-2003, estimando un modelo de cointegración de la ecuación de Thirlwall sin flujos de capital. El vector encontrado de (1,-0.67) indica una restricción de crecimiento de balanza de pagos, donde 0.67 indica el cociente de las elasticidades ingreso de exportaciones e importaciones. Velastegui (2007) hace lo propio, para el caso de Ecuador de 1970-2004. Su resultado de cointegración fue de (1,-0.92), siendo 0.92 el cociente de elasticidades ingreso de exportaciones e importaciones, con lo cual concluye la existencia

¹ Según Perraton (2003), la estimación fuerte utiliza el PIB mundial para estimar la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de balanza de pagos, mientras que la estimación débil lo hace con las exportaciones.

de una restricción al crecimiento económico por la balanza de pagos. La restricción viene dada por un ritmo mayor de crecimiento de las importaciones que de las exportaciones, siendo estas últimas la fuente para obtener divisas necesarias para financiar el proceso de crecimiento económico.

Para el caso de México, Loria (2001) realiza un análisis entre el crecimiento económico y la balanza comercial para verificar la presencia de la Ley de Thirlwall y concluye que, debido a la dependencia de insumos importados, la balanza de pagos restringe el crecimiento del país. Otro trabajo es el de Moreno-Brid (1998), donde se analiza el crecimiento durante la muestra completa de 1950-1996 y en subperiodos. Encuentra cointegración para el PIB de México y las exportaciones reales durante 1982-1996, con un vector normalizado de (1, -0.40). De este modo, la elasticidad ingreso de importaciones encontrada por el autor para el subperiodo es de 2.47. Esta restricción puede ser la causa de la desaceleración de la actividad productiva en los últimos años.

Matesanz, Fugarolas y Candaudap (2007) analizan la restricción al crecimiento para Argentina y México durante 1968-2003, mediante un modelo de cointegración. Sus resultados indican la existencia de una relación de largo plazo entre las variables de crecimiento económico, exportaciones y términos de intercambio, por lo que el enfoque de restricción de balanza de pagos aplica para explicar el crecimiento económico de México.

Finalmente, Márquez (2009) busca una explicación al crecimiento económico de México utilizando el enfoque de restricción de balanza de pagos. Para ello, estima la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos sin y con flujos de capital, utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios. Las tasas de crecimiento estimadas fueron 1.82% y 2.95% sin y con flujos de capitales, mientras que la tasa observada fue 2.95%, por lo que valida la Ley. Además, confirma que la devaluación no es una solución para mejorar la posición de la balanza de pagos, pues no hay indicio de que el tipo de cambio ajuste la oferta y demanda en el comercio internacional del país.

2. Modelo

El modelo de Thirlwall es un modelo de crecimiento desde la perspectiva de la demanda, cuyo desarrollo arroja la tasa de crecimiento de un país consistente con el equilibrio de la balanza de pagos. Se supone que la tasa de crecimiento efectiva de largo plazo de un país y_t , se aproxima por la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos y_b , misma

que es definida por el cociente de las elasticidades ingreso de exportaciones e importaciones, multiplicado por la tasa de crecimiento del ingreso mundial.

Para llegar a la solución del modelo, se parte de la definición de la balanza de pagos, así como de las demandas de exportaciones e importaciones. La versión más sencilla, que no considera los flujos de capital, se desarrolla a continuación.

La balanza de pagos en equilibrio supone el cumplimiento de:

$$PX = P^*EM \quad (1)$$

Donde

P-nivel de precios domésticos

X-exportaciones

P*-nivel de precios externo

E-tipo de cambio nominal

M-importaciones

Z-PIB mundial

Que expresado en forma dinámica con tasas de crecimiento, se convierte en:

$$p + x = p^* + e + m \quad (2)$$

Del mismo modo, las funciones de exportaciones e importaciones que determinan la cuenta corriente de la balanza de pagos, son:

$$X = (P/EP^*)^\eta Z^\varepsilon \quad (3)$$

$$M = (EP^*/P)^\psi Z^\pi \quad (4)$$

Ambas funciones, expresadas en tasas de crecimiento, se convierten en:

$$x = \eta(p - p^* - e) + \varepsilon z \quad (5)$$

$$m = \Psi(p * + e - p) + \pi y \quad (6)$$

Sustituyendo 5) y 6) en 2), y despejando para el ingreso doméstico y , se obtiene que la tasa de crecimiento del producto consistente con el equilibrio de la balanza de pagos es:

$$y_b = [(1 + \eta + \Psi)(p - p * - e) + \varepsilon z] / \pi \quad (7)$$

Como supone Thirlwall, en el largo plazo se cumple la paridad de precios $p - p * - e = 0$ (por la baja elasticidad precio, por la existencia de mercados oligopólicos que no compiten en precio o por la estabilidad del tipo de cambio real en el largo plazo (Ocegueda, 2003)); entonces, la tasa efectiva es igual a la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio en la balanza de pagos:

$$y_t = y_b = (\varepsilon / \pi) z \quad (8)$$

$$y_t = y_b = x / \pi \quad \text{con } x = \varepsilon * z \quad (8')$$

Donde

y_t -tasa de crecimiento efectiva

y_b -tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos

p - nivel de precios domésticos

$p *$ - nivel de precios externo

x - tasa de crecimiento de las exportaciones

m - tasa de crecimiento de las importaciones

e - tipo de cambio nominal

z -tasa de crecimiento mundial

η - elasticidad precio de exportaciones

Ψ - elasticidad precio de importaciones

ε - elasticidad ingreso de exportaciones

π - elasticidad ingreso de importaciones

La restricción implica un crecimiento más rápido de las importaciones que de las exportaciones de una economía, siendo las exportaciones la vía para la obtención de divisas que financia el crecimiento. Entonces, un país no puede crecer más rápido que sus socios comerciales si $\varepsilon < \pi$.

Las ecuaciones 8 y 8' se estiman mediante un Modelo de Corrección de Error de tipo uniecuacional que incorpora la dinámica de largo y corto plazo entre las variables analizadas. El modelo es estimado en la prueba de Johansen, misma que arroja el vector de cointegración con los coeficientes de largo plazo, que son los necesarios para lo que se pretende analizar. El vector de cointegración normalizado por el coeficiente de la variable dependiente se expresa entre paréntesis, donde el coeficiente unitario es la variable dependiente normalizada y los coeficientes subsecuentes representan las variables independientes estimadas. Un signo negativo expresado en el vector indica un impacto positivo en la variable dependiente y viceversa.

El análisis de cointegración arrojará los cocientes ε/π y $1/\pi$, con los cuales se determinarán los valores de las elasticidades ingreso de importaciones y exportaciones, y si el enfoque de la Ley de Thirlwall de crecimiento restringido por balanza de pagos es un buen predictor del crecimiento económico en México, durante el periodo de análisis. Como señalan McCombie y Thirlwall (1994), la tasa de crecimiento efectiva no tiene que ser igual a la consistente con el equilibrio de balanza de pagos, pero sí lo suficientemente cercana para ser interesante. La pequeña diferencia entre ambas puede darse por estimaciones sesgadas de π , la presencia de flujos de capital, o por efectos de los términos de comercio.

Los modelos a estimar se representan como:

$$\Delta PIB_{MEX_t} = \rho + \alpha(PIB_{MEX_{t-1}} - \beta PIB_{USA_{t-1}}) + \sum \rho_{11} \Delta PIB_{MEX_{t-i}} + \sum \rho_{12} \Delta PIB_{USA_{t-i}} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta PIB_{MEX_t} = \rho + \alpha(PIB_{MEX_{t-1}} - \beta XR_{t-1}) + \sum \rho_{11} \Delta PIB_{MEX_{t-i}} + \sum \rho_{12} \Delta XR_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Donde PIB_{MEX} es el PIB mexicano real, PIB_{USA} es el PIB estadounidense y XR son las exportaciones mexicanas reales.

3. Datos

Se utiliza el modelo sin flujos de capital de la Ley de Thirlwall. Para ello, son necesarias las variables del PIB mexicano real (PIB_{MEX}), las exportaciones mexicanas reales (XR), así como el PIB estadounidense real (PIB_{USA}), que representará al PIB mundial por ser Estados Unidos el mayor socio comercial

de México, ya que el comercio con ese país ha sido de un orden del 72% del total de 1993 a 2014 (Secretaría de Economía, 2015). La serie del PIB para México y exportaciones se obtuvieron del Banco de Información Económica del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). La serie de PIB para Estados Unidos se obtuvo del *Bureau of Economic Analysis* (BEA). El modelo de Thirlwall supone el cumplimiento de la paridad de precios. Sin embargo, se realizará la prueba de raíz unitaria a la serie, para determinar si se incluirá o no en el modelo, ya que para los países en desarrollo el tipo de cambio real puede ser una variable significativa en el análisis.

Las variables de PIB de México y PIB de Estados Unidos se obtuvieron en valores reales de 2008 y 2009, respectivamente. La variable de exportaciones reales XR se construyó a partir del valor nominal de exportaciones mensuales en millones de dólares, se deflactó con el IPC y se transformó a frecuencia a trimestral mediante agregación. El tipo de cambio real TCR se construyó a partir del producto del valor nominal de tipo de cambio y el cociente de los índices de precios externo y nacional; y se cambió la frecuencia de mensual a trimestral mediante el valor promedio. Asimismo, se obtuvieron los logaritmos de las variables. La frecuencia de los datos es trimestral. El estudio abarca el periodo 1993-2014.

4. Estimación empírica y resultados

Para la estimación empírica, se utiliza un modelo de cointegración utilizando las ecuaciones 8 y 8', de tal manera que se obtengan los vectores de cointegración que representan los cocientes ε/π y $1/\pi$.

El proceso de estimación en series de tiempo requiere que las series sean estacionarias, es decir, que su media y varianza no dependan del tiempo, para evitar estimaciones espurias. Para ello, lo que se puede hacer es diferenciar las series para obtener estacionariedad. Sin embargo, al diferenciar las series se pierde información valiosa de largo plazo de las mismas. La ventaja de los modelos de cointegración es que se evita la pérdida de información al no ser necesaria la diferenciación de las series.

La idea detrás de estos modelos de cointegración es que puede existir una combinación lineal, de dos series no estacionarias del mismo orden de integración ($I \sim (d)$, con $d \neq 0$), que sea estacionaria. Formalmente, existe $a = a_1 + a_2$ distinto de cero, tal que $a_1 Y_t + a_2 X_t$ es $I \sim (0)$, donde el vector a es el vector de cointegración. Para obtener el vector normalizado, se establece $a_1 = 1$, por lo que el vector normalizado es $(1 a_2)$.

En aras de estimar el modelo de cointegración, primero se verifica la no estacionariedad de las series y, posteriormente, se determina si existe cointegración entre ellas, es decir, que compartan una relación de largo plazo que sea estacionaria.

Para verificar la estacionariedad de las series se realizan pruebas de raíces unitarias a las series. Las pruebas efectuadas son la Dickey-Fuller Aumentada (DFA), que controla por autocorrelación y cuya hipótesis nula es raíz unitaria; la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS), cuya hipótesis es estacionariedad; y la prueba de Harvey, Leybourne y Taylor (2011), que controla por dos cambios estructurales endógenos en la serie y cuya hipótesis nula es raíz unitaria. Los valores críticos para la prueba de Harvey *et al.*, a una significancia de 5% son -3.85 y -4.58 (Harvey *et al.*, 2011). Los resultados de las pruebas se muestran a continuación.

Cuadro 1
Pruebas de raíz unitaria

Variable	DFA	KPSS	Harvey <i>et al.</i>	
			MDF 1	MDF 2
PIB_MEX	-1.8477	1.1785 **	-2.74	-2.933
Δ PIB_MEX	-4.5245 **	0.1487		
PIB_USA	-1.1482	1.1734 **	-2.351	-2.661
Δ PIB_USA	-6.4715 **	0.187		
XR	-2.4585	1.1313 **	-3.525	-3.57
Δ XR	-4.7932 **	0.3299		
TCR	-4.0441 **	0.4058	-3.858 *	-4.256

Notas: la especificación de la ecuación de prueba aplicada es: con intercepto. Δ indica operador de primeras diferencias. * y ** indican rechazo de la hipótesis nula al 5% y 1% de significancia, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con las pruebas realizadas, el PIB de México posee raíz unitaria. La prueba de Harvey *et al.*, no puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria a pesar de controlar por dos choques estructurales, posiblemente debidos a la crisis de 1994 y 2009-2010. Por lo tanto, PIB_MEX es I~ (1).

Para el caso del PIB_USA, las pruebas tampoco pudieron rechazar la presencia de raíz unitaria, controlando o no por los choques estructurales. Por lo tanto, la variable PIB_USA es I~ (1).

Para XR, las pruebas no rechazaron la hipótesis de raíz unitaria. Entonces, la variable XR es I~ (1) y se realizó la prueba en primeras diferencias. La variable diferenciada rechazó la presencia de raíz unitaria.

Finalmente, la variable de TCR rechazó raíz unitaria de acuerdo a DFA y Harvey *et al.*, en presencia de choques estructurales al 1% y 5% de significancia, respectivamente; mientras que KPSS no pudo rechazar estacionariedad al 5%. La variable resultó ser estacionaria en niveles, es decir, $I \sim (0)$; por lo tanto, no se incluye en el análisis de cointegración, asumiendo que se cumple la paridad de precios y se infiere que no hay una relación de largo plazo entre el PIB de México, las exportaciones y el TCR en el periodo analizado.

Una vez determinado el orden de integración de las series, se procede a verificar la existencia de cointegración, es decir, una combinación lineal de las variables que marque una tendencia en el largo plazo. Se realizan tres pruebas de cointegración: la prueba de Phillips y Ouliaris, la prueba de Johansen y la prueba de Hatemi-J (2008). Para las tres pruebas, la hipótesis nula es la no cointegración entre las variables.

La prueba de Johansen se realiza partiendo de la estimación de un VAR con un determinado número de rezagos, y se emplean dos criterios: el de la traza y el del eigenvalor. Además, la prueba de Johansen proporciona el valor del vector de cointegración del Modelo de Corrección de Error.

La prueba de Hatemi-J (2008) resuelve la existencia de cointegración ante la presencia de choques estructurales. Parte de la siguiente expresión:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta_0 x_t + \beta_1 D_{1t} x_t + \beta_2 D_{2t} x_t + u_t \quad (11)$$

Donde y_t y x_t son las variables de cointegración, $\alpha_0, \alpha_1, \beta_0, \beta_1, \beta_2$ son los coeficientes a estimar y u_t el término de error; mientras que D_{1t} y D_{2t} son variables *dummy*, definidas como:

$$D_{1t} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq [n\tau_1] \\ 1 & \text{si } t > [n\tau_1] \end{cases} \quad D_{2t} = \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq [n\tau_2] \\ 1 & \text{si } t > [n\tau_2] \end{cases}$$

Con $\tau_1 \in (0,1)$ y $\tau_2 \in (0,1)$, que representan los parámetros que indican el momento en el que ocurre el corte estructural, en el intervalo de tiempo entre 0 y 1.

La hipótesis nula es la no cointegración y los criterios de determinación son DFA y Phillips. Este último tiene dos estadísticos: Z_a y Z_t . Los valores críticos de las pruebas ADF y Z_t al 1%, 5% y 10% de significancia son

-6.503, -6.015 y -5.653, respectivamente; mientras que para el estadístico Z_a son -90.794, -76.003 y -52.232. Los resultados de la prueba entre el PIB de México y el de Estados Unidos se muestran a continuación.

Cuadro 2
Prueba de Cointegración entre PIB_MEX y PIB_USA

		PIB_MEX, PIB_USA	
PO	Estadístico T	-2.8354	**
Johansen	Traza	0.1828	***
	Eigenvalor	0.1828	***
Hatemi-J	DFA	-5.262	**
	Z_a	-67.176	*
	Z_t	-7.404	***

Notas: PO prueba de Phillips y Ouliaris. *, **, *** representan rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

La prueba de Phillips y Ouliaris, considerando el estadístico Tau, muestra cointegración entre las variables a un nivel de significancia de 5%, pues los residuos de la estimación rechazaron la hipótesis de no cointegración.

Para la prueba de Johansen, se procedió a determinar el número de rezagos óptimos, considerando los distintos criterios. El número óptimo de rezagos para el sistema fue de $\rho = 2$. Por lo tanto, se utilizaron $\rho - 1$ rezagos. La prueba mostró rechazo de la hipótesis nula al 1% de significancia bajo el criterio de la traza y del eigenvalor, arrojando la existencia de una ecuación de cointegración. Finalmente, la prueba de Hatemi-J también rechazó la hipótesis nula; la prueba DFA lo hizo al 5%, el estadístico Z_a lo hizo al 10% y el estadístico Z_t al 1%.

El vector de cointegración normalizado arrojado por la metodología de Johansen es (1,-0.9877), mismo que se puede interpretar como elasticidad. Un incremento en 1 punto porcentual en el crecimiento mundial, aproximado por Estados Unidos, incrementaría en 0.9877 puntos porcentuales el crecimiento de México. El resultado del coeficiente beta es el cociente de las elasticidades ingreso de exportaciones e importaciones ε/π .

El ritmo de crecimiento mexicano inferior al experimentado por la economía mundial, en el contexto del modelo de Thirlwall, sugiere que el crecimiento del país tiene una restricción por la balanza de pagos en el periodo analizado. La elasticidad ingreso de exportaciones es menor a la de importaciones.

Para proceder a calcular las elasticidades ingreso y posteriormente la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos es necesario estimar la ecuación entre las variables de PIB_MEX y XR. Anteriormente, se determinó que ambas variables son I~ (1), por lo que se procederá con la prueba de cointegración. Los resultados se muestran en el cuadro 3.

Cuadro 3
Prueba de cointegración entre PIB_MEX y XR

		PIB_MEX, XR
PO	Estadístico T	-4.961 ***
Johansen	Traza	0.2343 ***
	Eigenvalor	0.2343 ***
Hatemi-J	DFA	-6.197 **
	Za	-49.808
	Zt	-5.523

Notas: PO prueba de Phillips y Ouliaris. *,**,*** representan rechazo de la hipótesis nula al 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Fuente: elaboración propia.

Las pruebas en general rechazan la no cointegración entre las variables. La prueba de Phillips y Ouliaris rechaza a un 1% de significancia, utilizando el estadístico Tau. Para la prueba de Johansen se determinó que el número óptimo de rezagos es $\rho = 5$, por lo que se aplicó la prueba de Johansen con $\rho - 1$ rezagos. Tanto la prueba de la traza como la del eigenvalor rechazaron cointegración al 1% de significancia. La prueba DFA Hatemi-J rechazó la hipótesis nula al 5% de significancia, mientras que Za y Zt no pudieron rechazarla.

El vector de cointegración resultante de la prueba de Johansen es (1,-0.4393). Un incremento en un punto porcentual de las exportaciones ocasiona un incremento en 0.4393 puntos porcentuales en el PIB de México. El resultado del coeficiente beta -en este contexto- es el cociente $1/\pi$. El resultado obtenido concuerda con el encontrado por Agosin (2009), quien encuentra que la relación entre el PIB y la elasticidad de exportaciones es de 0.45 para el periodo 1991-2003. También se aproxima al de Moreno-Brid (1998), quien encuentra una elasticidad de exportaciones de 0.40 para el periodo 1982-1996.

Con esta información, se pueden calcular las elasticidades ingreso de exportaciones y de importaciones. La elasticidad ingreso de importaciones es 2.2763, similar a la encontrada por Moreno-Brid (1998) de 2.47. Por otro

lado, la elasticidad ingreso de exportaciones es de 2.2483². Por lo tanto, como se expuso anteriormente, México no es capaz de solventar la totalidad de sus importaciones con las exportaciones, por ello ha existido déficit en la cuenta corriente durante la mayoría de los años en el análisis.

El último paso de este ejercicio es calcular la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos.

La tasa de crecimiento media anual de Estados Unidos ha sido de 2.53%, en el periodo analizado. Eso implica que la tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de la balanza de pagos para México³, es de 2.50%. Sin embargo, la tasa de crecimiento de México durante el periodo ha sido de 2.53% en promedio anual, prácticamente igual a la de Estados Unidos y ligeramente mayor a la de equilibrio de balanza de pagos.

Para verificar que no existe diferencia significativa entre la tasa de crecimiento estimada y la tasa de crecimiento efectiva, se realizó un análisis de varianza (ANOVA). Este análisis descompone la variabilidad total (SCT) en dos componentes: la variabilidad por diferencia entre los tratamientos (SCF) y la variabilidad residual por diferencias dentro de cada tratamiento (SCR) (Salinas, s.a.); en este caso, variabilidad por las diferencias entre las tasas de crecimiento y dentro de cada serie de las tasas de crecimiento. La hipótesis nula es que no existe diferencia entre la media de la tasa de crecimiento efectiva y la media de la tasa de crecimiento estimada, es decir, $H_0: \bar{y}_t = \bar{y}_b$ ⁴. De acuerdo con el estadístico F, con un nivel de significancia de 0.05, el valor crítico es $F_{1,40} = 4.085$, el cual es mayor que el F ratio de 0.008, se acepta la hipótesis nula, por lo que la diferencia entre las series no es significativa.

Estos resultados, en el contexto del modelo, implican que México está acumulando déficit en su balanza comercial, que está siendo financiado por entradas de capital. Aunque los flujos de capital han relajado la restricción, el sector externo marca la pauta del crecimiento. No existe diferencia significativa entre las tasas de crecimiento efectiva y predicha por el modelo, lo que significa que la Ley de Thirlwall es una buena herramienta para explicar el crecimiento de México.

² $\varepsilon/\pi = 0.9877$ y $1/\pi = 0.4393$.

³ La tasa de crecimiento consistente con el equilibrio de largo plazo es resultado de multiplicar el cociente de elasticidades de exportación e importación por la tasa de crecimiento media de Estados Unidos (ε/π) * z.

⁴ $F_{ratio} = \frac{CMF}{CMR} \approx F_{glF, glR}$, donde $CM = SC/gl$, con $SCT = 0.02696$, $SCF = 9.54E-07$, $SCR = 0.02695$. Los grados de libertad son: $glT = 41$, $glF = 1$, $glR = 40$.

Conclusiones

Desde el fracaso del Modelo de Sustitución de Importaciones y la rápida apertura comercial, el país comenzó a incrementar sus importaciones cada vez más, incluso por encima de sus exportaciones. Lo anterior tiene una implicación negativa, ya que México se encuentra en una situación de crecimiento restringido por su balanza de pagos, específicamente, su balanza comercial. Las importaciones, que para el periodo estudiado no son muy grandes en relación con las exportaciones (una relación de 1 a 0.96), han estado siendo financiadas por entradas de capital. Sin embargo, como apunta Thirlwall, un país no puede estar financiando déficits en el largo plazo, pues llegará un momento donde el crédito se volverá demasiado caro, al punto de no poder solventar más deuda.

El análisis confirma que el crecimiento de México está explicado por la orientación hacia la demanda, y valida el cumplimiento de la Ley de Thirlwall durante el periodo analizado, en cuanto que son relevantes las exportaciones en el crecimiento y se predice correctamente la tasa de crecimiento efectiva. Se utilizó la prueba de Harvey *et al.* (2011), de raíces unitarias y la prueba de Hatemi-J para cointegración, que consideran los choques endógenos en las series, lo que permite generar resultados más robustos para ser comparados con otros trabajos. Los vectores de cointegración obtenidos en los resultados están en concordancia con los obtenidos por Agosin (2009) y Moreno-Brid (1998). Este trabajo, al igual que otros realizados para México: Agosin (2009), Márquez (2009), Moreno-Brid (1998), Loria (2001) y Matesanz *et al.* (2007)), valida el cumplimiento de la Ley para el periodo analizado.

La restricción al crecimiento se puede verificar en la desaceleración que ha sufrido el país desde décadas atrás. En las décadas de 1950 a 1981 el país creció a una tasa media anual de 6.6% (Moreno-Brid, 1998); mientras que de 1995 a 2014, la tasa media fue de 2.53%. El crecimiento de las exportaciones, que son un medio de obtención de divisas que permiten consumo externo, no ha sido suficiente para financiar el crecimiento de las importaciones. El desequilibrio en la balanza comercial se debe principalmente a la importación de bienes de capital que poseen mayor elasticidad de demanda.

Para eliminar la restricción impuesta se sugiere actuar sobre las exportaciones e importaciones. Una opción para incentivar las exportaciones pueden ser las devaluaciones. Sin embargo, como señalan Soukiazis y Antunes (2011), en el largo plazo se agrava la inflación doméstica, reduciendo la competitividad y empeorando el desequilibrio externo.

Los resultados sugieren modificar los componentes del ratio de elasticidades ingreso, implementando estrategias que desincentiven las importaciones de bienes de capital e insumos de la manufactura y motiven a las exportaciones. Asimismo, se sugiere un cambio estructural que incremente la productividad, avanzar hacia la producción de bienes de capital e incrementar el valor agregado de las exportaciones. La competitividad internacional se logra mediante mejoras en la calidad, diseño y diferenciación del producto, entre otras características distintas al precio. En este sentido, es necesario ampliar la vinculación entre universidades, centros de investigación y empresas, de tal forma que se fomenten las actividades de investigación y desarrollo que culmine en la fabricación de productos de mayor valor agregado para la exportación.

Además, México puede aplicar una política de atracción de industrias extranjeras de manufactura y servicios especializados, ofreciendo incentivos a cambio de incluir un porcentaje considerable de insumos nacionales y obtener conocimiento y capacitación que permitan, en un futuro, que dicho proceso de producción o servicio sea llevado a cabo por industrias nacionales.

Finalmente, al ser México uno de los países con más acuerdos internacionales, es necesario avanzar aún más en la diversificación de sus mercados, para reducir el riesgo que se produce en su comercio externo cuando se presentan crisis económicas.

Como señala Jeon (2009), una posición ventajosa en la balanza de pagos, en el contexto de una economía abierta, permite un crecimiento económico más rápido, lo que también resultará en un crecimiento más rápido de la productividad. Este incremento en productividad se traduce en ventaja competitiva, acelerando las exportaciones y con ello, el crecimiento económico.

Los resultados empíricos muestran que es necesario analizar el crecimiento económico desde la perspectiva de la demanda, la cual ha sido poco estudiada por los economistas.

Referencias

- Agosin, M. (2009). "Crecimiento y diversificación de exportaciones en economías emergentes". *Revista Cepal*, 97,117-134.
- Alcántara, D. y Strachman, E. (2014). "Balance-of-payments-constrained growth in Brazil:1951-2008". *Journal of Post Keynesian Economics*, 36(4673), 673-697. doi 10.2753/PKE0160-3477360405.

- Arias, L. y Guerrero, V. (1988). "Un Estudio Econométrico de la Inflación en México de 1970 a 1987". *Documento de Investigación del Banco de México No.65*.
- Aricioglu, E., Ucan, O. y Sarac, T. (2013). "Thirlwall's Law: The case of Turkey, 1987-2011". *International Journal of Economics and Finance*, 5(9), 59-68.
- Capraro, S. (2007). "The Thirlwall law. A theoretical and empirical approach. The case of Argentina during years 1970-2003". *Munich Personal RePEc Archive Paper No. 4868*.
- Cardero, E., Mántey, G. y Mendoza, M. (2006). "What is wrong with economic liberalization? The Mexican case". *Investigación Económica*, LXV(257), 19-43.
- Cuevas, V. (2008). "Inflación, crecimiento y política macroeconómica en Brasil y México: una investigación teórico-empírica". *EconoQuantum*, 4(2), 35-78.
- Esfahani, H. (1991). "Exports, Imports, and GDP Growth in Semi-Industrialized Countries". *Journal of Development Economics*, 35(1), 93-116. doi:10.1016/0304-3878(91)90068-7.
- Ferreira, A. y Canuto O. (2003). "Thirlwall's Law and foreign capital in Brazil". *Momento Económico*, 125, 18-29.
- Garcés, D. (2002). "Análisis de las funciones de importaciones y exportaciones de México 1980-2000". *Documento de investigación del Banco de México No.2002-12*.
- Garcés, D. (2003). "La relación de largo plazo del PIB mexicano y de sus componentes con la actividad económica en los Estados Unidos y con el tipo de cambio real". *Documento de investigación del Banco de México No. 2003-4*.
- Halicioglu, F. (2012). "Balance-of-payments constrained growth: the case of Turkey". *Journal of PostKeynesian Economics*, 35(165), 65-77. doi 10.2753/PKE0160-3477350104.
- Harvey, D., Leybourne, S. y Taylor, R. (2011). "Testing for Unit Roots in the Possible Presence of Multiple Trend Breaks Using Minimum Dickey-Fuller Statistics". *Granger Centre for Time Series Econometrics and School of Economics, University of Nottingham Working Paper*.
- Hatemi-J, A. (2008). "Test for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with and Application to Financial Market Integration." *Empirical Economics*, 35, 497-505. doi: 10.1007/s00181-007-0175-9.
- Jeon, Y. (2009). "Balance-of-payments constrained growth: the case of China, 1979-2002". *International Review of Applied Economics*, 23(2), 135-146. doi 10.1080/02692170802700476.
- Lanzafame, M. (2014). "The balance of payments-constrained growth rate of growth: new empirical evidence". *Cambridge Journal of Economics*, 38(4), 817-838.
- León-Ledesma, M. (1999). "An application of Thirlwall's to the Spanish Economy". *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(3), 433-445.
- León-Ledesma, M. y Thirlwall A. (2002). "The endogeneity of the natural rate of growth". *Cambridge Journal of Economics*, 26, 441-460.
- Loria, E. (2001). "El Desequilibrio comercial en México, o porque ahora no podemos crecer a 7%". *Momento Económico*, 113, 16-21.
- Márquez, Y. (2009). "Balanza de pagos, estabilidad y crecimiento en México 1979-2005". *Revista de Economía Institucional*, II(21), 179-203.

- Matesanz, D., Fugarolas, G. y Candaudap, E. (2007). “Balanza de pagos y crecimiento económico restringido. Una comparación entre la economía Argentina y la Mexicana”. *Revista de Economía Mundial*, 17, 25-49.
- McCombie, J. y Roberts M. (2002). The role of the balance of payments in economic growth. En Setterfield, M. (Ed.) *The Economics of Demand-Led Growth* (87-114). Cheltenham: Edward Elgar. doi: 10.4337/1840641770.00014.
- McCombie, J. y Thirlwall, A. (1994). *Economic Growth and the Balance-of-Payments Constraint*. Basingstoke, UK: Macmillan.
- Moreno-Brid, J. (1998). “México: crecimiento económico y restricción de la balanza de pagos”. *Comercio Exterior*, 48(6) 398-406.
- Ocegueda, J. (2003). “El sector manufacturero y la restricción externa al crecimiento económico de México”. *Problemas del Desarrollo*, 34(132), 77-110.
- Pardo, J.y Reig, N. (2002). “Crecimiento, demanda y exportaciones en la economía uruguaya 1960-2000”. *Documento de trabajo de la Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República No. 11*.
- Perrotini, I. y Tlatelpa D. (2003). “Crecimiento endógeno y demanda en las economías de América del Norte”. *Momento Económico*, 128, 10-15.
- Razmi, A. (2005). “Balance-of-payments-constrained growth model: the case of India”. *Journal of Post Keynesian Economics*, 27(4655), 655-687.
- Ruiz, P. (2001). “Liberalisation, exports and growth in Mexico 1978-94: a structural analysis”. *International review of applied economics*, 15(2), 163-180.
- Salinas, J. (s.a.) ANOVA. Disponible en: <http://www.ugr.es/~jsalinas/apuntes/Anova.pdf>
- Secretaría de Economía (2015). Información estadística y arancelaria. Disponible en: <http://www.economia.gob.mx/comunidad-negocios/comercio-exterior/informacion-estadistica-y-arancelaria>
- Soukiazis, E. y Antunes, M. (2011). “Application of the balance-of-payments-constrained growth model to Portugal, 1965-2008”. *Journal of Post Keynesian Economics*, 34(2), 353-380. doi 10.2753/PKE0160-3477340209.
- Thirlwall, A. (1979). “The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences”. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 32(128), 45-53.
- Thirlwall, A. (2011). “Balance of payments constrained growth models: history and overview”. *PSL Quarterly Review*, 64 (259), 307-351.
- Thornton, J. (1996). “Cointegration, Causality and Export-Led Growth in Mexico 1895-1992”. *Economics Letters*, 50(3), 413-416.
- Velastegui, L. (2007). “Crecimiento Económico en el Ecuador y restricciones en la balanza de pagos: una aplicación a la ley de Thirlwall 1970-2004”. *Observatorio de la Economía Latinoamericana*, 88. Disponible en: <http://www.eumed.net/coursecon/ecolat/ec/2007/lavm-ae.htm>.