

ISSN: 1576-0162

BALANZA DE PAGOS Y CRECIMIENTO ECONÓMICO RESTRINGIDO. UNA  
COMPARACIÓN ENTRE LA ECONOMÍA ARGENTINA Y LA MEXICANA

*BALANCE OF PAYMENTS AND ECONOMIC GROWTH CONSTRAINED. A  
COMPARATION BETWEEN ARGENTINE AND MEXICO*

*David Matesanz Gómez*  
Universidad de Oviedo  
[matesanzdavid@uniovi.es](mailto:matesanzdavid@uniovi.es)

*Guadalupe Fugarolas Álvarez-Ude*  
GAME-Idtega y Caixa Galicia  
[guadafugarolas@gmail.com](mailto:guadafugarolas@gmail.com)

*Eduardo Candaudap*  
Universidad Nacional Autónoma de México  
[candaudap@yahoo.com.mx](mailto:candaudap@yahoo.com.mx)

*Recibido: mayo de 2007; aceptado: agosto de 2007*

RESUMEN

En las últimas cinco décadas la senda de crecimiento de México y Argentina viene a mostrar rasgos estructurales comunes: por un lado, ambos países registraron un crecimiento relativamente rápido antes de la crisis de la deuda en los ochenta a la par que, durante los noventa, intensas crisis económicas truncaron el crecimiento de este periodo; por otro lado, estas economías han mostrado especializaciones internacionales claramente disímiles aún cuando comparten una dinámica en su restricción de balanza de pagos similar. Este trabajo tiene por objetivo comparar las dinámicas de crecimiento de la economía mexicana y argentina en el periodo 1968-2003. Para ello, se utiliza el marco analítico del modelo de la restricción de balanza de pagos y, en particular, una versión de la popular Ley de Thirlwall (1979). Los resultados muestran la utilidad del modelo de restricción de balanza de pagos para explicar las dinámicas de crecimiento y las recientes crisis de ambos países.

*Palabras clave:* México; Argentina; Restricción de balanza de pagos; Modelo de Thirlwall; Cointegración.

## ABSTRACT

Mexican and Argentine economic growth have shown common features in the last five decades. On one hand, both countries have shown a rapid economic growth before debt crises in the eighties; after those years, growth rate dropped and intense crises occurred (Mexico 1994-95 and Argentine 2002). On the other hand, both economies have shown very different international patterns of specialization but both face up similar balance of payments restrictions on growth. The aim of this paper is to compare the economic growth dynamic in Mexico and Argentine in the 1968-2003 period. In so doing, we use the balance of payments constraint model, labelled Thirlwall's Law. We demonstrate the existence of a long-run relationship among economic growth, exports and terms of trade in the Mexican economy. We compare these estimations with those for Argentine economy addressed by Fugarolas and Matesanz (2007). Our results show that the balance of payments constrained model is useful to explain the dynamics of economic growth and the recent crises in both countries.

*Keywords:* Mexico; Argentine; Balance of Payments Constrained Model; Thirlwall's Law; Cointegration

*Clasificación JEL:* C22, C32, F31, F43.



## 1. INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

La senda de crecimiento de las economías latinoamericanas después de la década de los setenta ha sido relativamente lenta frente a otras regiones en desarrollo, especialmente Asia. Además, la elevada volatilidad ha caracterizado dicho crecimiento con más intensidad, igualmente, después de los setenta. En general, estas economías han seguido modelos de desarrollo similares en su vertiente de inserción internacional aunque, como es evidente, con rasgos propios (mecanismos implementados, políticas comerciales y cambiarias aplicadas, especializaciones comerciales, etcétera) y distintos ritmos temporales de aplicación. Así, el periodo previo a los ochenta se corresponde con la etapa final del modelo de sustitución de importaciones (ISI). En los ochenta, la crisis de la deuda señaló el agotamiento de la estrategia de desarrollo “hacia dentro”, induciendo en las economías latinoamericanas una larga etapa de ajuste recesivo de sus economías, de planes de ajuste estructural y de intensa volatilidad en los precios. En el periodo posterior comienza una etapa de desregulación y apertura de la economía en el entorno de las políticas que se recomendaban en el denominado Consenso de Washington. Por último, las políticas neoliberales aplicadas en los noventa han producido un impulso en el crecimiento de las economías aunque con profundas crisis en diversos países.

En este contexto, el presente trabajo compara los efectos de la balanza de pagos en el crecimiento económico de Argentina y México. La comparación entre ambos países es interesante por varios motivos. En primer lugar, porque la dinámica de ambos ha sido similar en líneas generales; un periodo, correspondiente a la etapa de la ISI, de crecimiento relativamente rápido en ambos países y una etapa posterior a la crisis de la deuda de crecimiento más lento, ambas han afrontado intensos y rápidos procesos de liberalización y apertura y ambas han sufrido importantes crisis financieras y económicas en

<sup>1</sup> Los autores agradecen los valiosos y detallados comentarios recibidos de dos evaluadores anónimos.

los noventa<sup>2</sup>. En cualquier caso, a lo largo de todo el periodo considerado el sector externo de ambos países se ha configurado como un elemento clave en la dinámica global de ambas economías. Sin embargo, en segundo lugar, el motivo más importante de comparar México y Argentina deriva de su diferente inserción internacional. Argentina ha mostrado en todo el periodo de análisis una inserción basada en el sector primario y en sus transformados industriales, siendo un prototipo de país primario exportador (alrededor del 60% de sus exportaciones). En sentido contrario, México ha mostrado un proceso de cambio estructural en sus exportaciones hacia bienes industriales, de tal forma que, a finales del periodo analizado, alrededor del 80% de sus exportaciones son industriales. Así, comparar la restricción de balanza de pagos en estos países nos permitirá comparar diferentes inserciones internacionales y sus efectos en el crecimiento económico en dos países que han seguido modelos de desarrollo, en su vertiente externa, similares. Por último, ambos países han sufrido fuertes crisis, México en 1994 y Argentina en 2002<sup>3</sup>, después de la crisis de la deuda de los ochenta, y el presente trabajo muestra una posible explicación desde el lado de la demanda y la restricción de balanza de pagos.

Este trabajo tiene por objetivo comparar las dinámicas de crecimiento de la economía mexicana y argentina en el periodo 1968-2003 desde la óptica de las explicaciones de demanda derivadas de la inserción internacional de ambos países que tienen su reflejo, en última instancia, en la balanza de pagos. En concreto, se utiliza el marco analítico del modelo de la restricción de balanza de pagos, desarrollado en su versión más popular por Thirlwall (1979) y que se ha utilizado para analizar el efecto de la posición de la balanza de pagos sobre el crecimiento de economías desarrolladas y en vías de desarrollo (véanse, entre otros, Atesoglu (1993, 1995 y 1997), Hieke (1997), McCombie y Thirlwall (1994) y McCombie (1997), Moreno-Brid (1999) Moreno-Brid y Pérez (1999) López y Cruz (2000), Fujii (2003), Perraton (2003) y Pacheco-López y Thirlwall (2004). Se realiza, por tanto, un análisis keynesiano, de demanda, heredero de las visiones que analizan los efectos que la demanda agregada tiene sobre el crecimiento económico y tenían autores como Hicks, Verdoon, Prebisch y Myrdal. En el análisis de la restricción de balanza de pagos al crecimiento se pretende validar el modelo de Thirlwall para las dos economías en diversos periodos de tiempo, dentro del periodo total, con el objetivo de indagar en la influencia de la balanza de pagos en el crecimiento durante el periodo de sustitución de importaciones y el posterior de apertura y desregulación. Igualmente, con el modelo pretendemos aportar una explicación a las crisis de los noventa de México y Argentina (1994, 2002) desde esta óptica estructuralista de demanda. Por último, la aplicación del modelo a estas dos

<sup>2</sup> En los Cuadros 1 y 2 se muestran las tasas de crecimiento del PIB, exportaciones e importaciones y términos de intercambio para distintos periodos seleccionados.

<sup>3</sup> Dichas crisis cambiarias y financieras tuvieron importantes efectos reales en las economías de los dos países. Como ejemplo, basta señalar cómo en Argentina el PIB cayó el 11% en términos reales en 2002, mientras en México la caída del PIB fue de algo más del 6%.

economías nos permite indagar no sólo en los efectos de la apertura sobre la restricción de balanza de pagos, sino también en las distintas especializaciones comerciales de los dos países sobre dicha restricción.

Las aportaciones del presente trabajo en este marco analítico son dos: en primer lugar, ofrecer una explicación de las crisis de los noventa de ambos países, poco analizada en la literatura empírica. En segundo lugar, contrastar cómo la restricción de balanza de pagos continúa siendo una limitación en el desarrollo de estos dos países, pero por razones bastante diferentes que, creemos, tienen su raíz última en la especialización internacional y los socios comerciales elegidos.

La metodología elegida para validar dicho modelo en las dos economías es el análisis multivariante de cointegración. En este trabajo demostramos para la economía mexicana que su crecimiento en el largo plazo viene determinado por las exportaciones y los términos de intercambio para posteriormente comparar los resultados con las estimaciones realizadas por Fugarolas y Matesanz (2007) para Argentina. El mencionado trabajo sigue una metodología similar, utiliza datos de las mismas fuentes e igualmente construidos y mantiene la misma lógica que el presente análisis del modelo de Thirlwall para la economía mexicana, por lo que los resultados del mismo son directamente comparables, lo cual constituye, finalmente, el objetivo y la aportación de este trabajo.

CUADRO 1: MÉXICO. PIB REAL, EXPORTACIONES, IMPORTACIONES Y TÉRMINOS DEL INTERCAMBIO COMERCIAL (1968-2003 Y PERIODOS SELECCIONADOS)

|           | y (1) | x (1) | m (1) | $\pi$ (2) | TOT (3) |
|-----------|-------|-------|-------|-----------|---------|
| 1968-2003 | 3.8   | 15.0  | 13.8  | 3.6       | -1.5    |
| 1968-1994 | 4.3   | 16.1  | 15.5  | 3.6       | -1.5    |
| 1982-2003 | 2.3   | 9.6   | 11.6  | 5.1       | 1.0     |
| 1982-1994 | 2.1   | 8.0   | 13.7  | 6.6       | 2.9     |
|           |       |       |       |           |         |
| 1968-1981 | 6.8   | 25.2  | 22.9  | 3.4       | -4.7    |
| 1982-1986 | -0.3  | -2.4  | -0.2  | 0.8       | 14.0    |
| 1987-1994 | 3.5   | 12.0  | 22.8  | 6.5       | -2.8    |
| 1996-2003 | 3.4   | 8.1   | 9.6   | 2.8       | -1.2    |

Fuente: Elaboración propia con datos de FMI y CEPAL.

(1) Tasas de crecimiento del PIB, exportaciones e importaciones, respectivamente.

(2) Elasticidad implícita de las importaciones ( $\pi = m / y$ ).

(3) Tasa de variación. Términos de intercambio ( $TOT = p / p^*$ ).

El trabajo se estructura como sigue: la Sección 2 presenta sintéticamente el marco analítico del modelo de restricción de balanza de pagos de Thirlwall. La Sección 3 desarrolla el análisis descriptivo de las variables implicadas en el modelo para México y Argentina en el periodo 1968-2003. La Sección 4 recoge

el análisis econométrico de validación de la Ley de Thirlwall para México. La Sección 5 compara los resultados para la economía mexicana con los previamente obtenidos para Argentina. La Sección 6 concluye con las implicaciones entre las distintas especializaciones exportadoras mostradas por ambos países y los resultados del modelo de restricción de balanza de pagos aplicado.

CUADRO 2: ARGENTINA. PIB REAL, EXPORTACIONES, IMPORTACIONES Y TÉRMINOS DEL INTERCAMBIO COMERCIAL (1968-2003 Y PERIODOS SELECCIONADOS)

|           | y (1) | x (1) | m (1) | $\pi$ (2) | TOT (3) |
|-----------|-------|-------|-------|-----------|---------|
| 1968-2003 | 1.72  | 9.18  | 7.31  | 4.26      | - 0.37  |
| 1968-2000 | 2.06  | 9.37  | 9.76  | 4.72      | - 0.17  |
| 1980-2003 | 0.91  | 5.84  | 1.19  | 1.30      | 0.09    |
| 1980-2000 | 1.41  | 5.82  | 4.25  | 3.02      | 0.46    |
| 1990-2003 | 2.54  | 6.94  | 9.85  | 3.87      | 1.88    |
| 1980-1990 | -1.17 | 4.41  | -9.06 | -         | 2.72    |
| 1990-2000 | 4.11  | 7.87  | 20.02 | 4.87      | -1.69   |

Fuente: Elaboración propia con datos de FMI y CEPAL.

(1) Tasas de crecimiento del PIB, exportaciones e importaciones, respectivamente.

(2) Elasticidad implícita de las importaciones ( $\pi = m / y$ ).

(3) Tasa de variación. Términos de intercambio ( $TOT = p / p^*$ ).

## 2. LA LEY DE THIRLWALL. MARCO TEÓRICO

Como nos señala Thirlwall (2004), un mero aumento de la oferta de recursos no implica necesariamente el crecimiento de un país si al mismo tiempo no mejora su posición de balanza de pagos de largo plazo. Si las exportaciones permanecen estáticas y las importaciones se elevan, el déficit de balanza de pagos puede ser insostenible, la demanda tendrá que contraerse y los recursos quedar subutilizados. Es en este sentido en el que la balanza de pagos puede restringir el crecimiento económico. Esta es la idea central del modelo de restricción de balanza de pagos expuesto, en su versión más sencilla, por Thirlwall (1979). Este modelo resulta de la formalización dinámica del multiplicador de comercio exterior de Harrod (1933) que establece que el nivel de renta de una economía ha de ser idéntico al nivel de las exportaciones dividido por la propensión marginal a importar. Para ello Thirlwall parte de la condición de equilibrio de balanza de pagos y que viene dada por:

$$p + x = p^* + m \quad (1)$$

y considera las funciones de demanda de exportaciones e importaciones que determinan el comercio internacional



$$x = \eta(p - p^*) + \varepsilon y^* \quad (2)$$

$$m = \gamma(p^* - p) + \pi y \quad (3)$$

donde  $x$ ,  $m$ ,  $p$ ,  $p^*$ ,  $y$  e  $y^*$  representan las tasas de crecimiento del volumen de exportaciones, importaciones, precios de las importaciones, precios de las exportaciones, producto interno y producto internacional, respectivamente;  $\eta < 0$  y  $\gamma < 0$  denotan las elasticidades precio de la demanda exportaciones e importaciones; y  $\varepsilon > 0$  y  $\pi > 0$  las elasticidades renta de exportaciones e importaciones respectivamente. Sustituyendo la ecuación (2) y (3) en (1) se obtiene la expresión que determina la tasa de crecimiento del producto consistente con el equilibrio de la balanza de pagos de una economía abierta.

$$y_{BP} = \frac{(1 + \eta + \gamma)(p - p^*) + \varepsilon y^*}{\pi} \quad (4)$$

Obsérvese que si la expresión  $\varepsilon y^*$  dada en la ecuación (2) se sustituye en la ecuación (4), entonces la tasa de crecimiento  $y_{BP}$  viene dada por una combinación lineal de la tasa de crecimiento de las exportaciones  $x$  y los términos de intercambio

$$y_{BP} = \frac{x + (1 + \gamma)(p - p^*)}{\pi} \quad (5)$$

Finalmente, si se asume, como Thirlwall (1979) señala, que en el largo plazo los precios relativos se mantienen constantes, i.e,  $p - p^* = 0$ , entonces la ecuación (4) se reduce a

$$y_{BP} = \frac{\varepsilon y^*}{\pi} \quad (6)$$

$$y_{BP} = \frac{x}{\pi} \quad (7)$$

La expresión (7) es referida en la literatura como la Ley de Thirlwall y establece que, en el largo plazo, la tasa de crecimiento de la economía de un país viene determinada por su posición internacional de pagos. Luego, el sector externo y, en particular, las exportaciones, como único componente de la demanda autónoma, determinan el crecimiento sostenible de la economía.

El modelo simple de Thirlwall ha sufrido diferentes especificaciones para incluir en la tasa de crecimiento económico teórica compatible con el equilibrio de balanza de pagos los efectos de los términos de intercambio (o el tipo de cambio real), el flujo de capitales extranjeros o ambos. En Thirlwall y Hussain (1982) se puede encontrar el modelo ampliado para la inclusión de los términos del intercambio y el flujo de capitales.

Las contribuciones más recientes para Argentina y México en esta línea de trabajos son las presentadas por Moreno-Brid (1999 y 2001)<sup>4</sup> Moreno-Brid y Pérez (1999), López y Cruz (2000), Holland, Vilela y Canuto (2002), Fujii (2003) y Pacheco-López y Thirlwall (2004) que, en su validación de la Ley de Thirlwall, han asumido que tanto los términos del intercambio como los flujos de capital permanecen constantes en el largo plazo y, por tanto, han venido a contrastar la forma funcional dada en la ecuación (7) por diversos métodos<sup>5</sup>. Sin embargo, el tipo de cambio y, en particular, los términos de intercambio han sido una variable esencial dentro de las políticas económicas desarrolladas en México y Argentina. Por ello, nuestro objetivo en este trabajo y, como han hecho Fugarolas y Matesanz (2007) para Argentina, es demostrar empíricamente para el caso mexicano la validez de una variante de la Ley de Thirlwall que postula la existencia de una relación de equilibrio entre las tasas de crecimiento del producto interior bruto, las exportaciones y los términos de intercambio. Hay que señalar que las validaciones de los anteriores trabajos tanto para México como para Argentina del modelo de Thirlwall han mostrado resultados ajustados al crecimiento real de ambas economías.

### 3. ANÁLISIS DESCRIPTIVO. ARGENTINA Y MÉXICO, 1968-2003

En esta sección presentamos la evolución de las principales variables de crecimiento y de sector exterior para las economías mexicana y argentina a lo largo del período 1968-2003. Para ello utilizamos datos anuales del Fondo Monetario Internacional (FMI) y la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). EL producto interior bruto (*PIB*) viene definido por el índice de volumen (*FM*), mientras que las exportaciones (*X*) e importaciones (*M*) están medidas en dólares corrientes y fueron obtenidas de CEPAL. Los términos de intercambio (*TOT*) asumimos que vienen dados por el cociente entre precios de importación (*p*) y precios de exportación (*p\**), ambos medidos en dólares. Todas las variables del estudio, salvo balanza comercial, están expresadas en forma logarítmica.

La Figura 1 grafica la información relativa a la evolución del producto interior, exportaciones e importaciones para Argentina y México. Como puede observarse en ambas economías, las tres variables presentan una tendencia ascendente y parecen estar correlacionadas, al menos en el largo plazo. En el caso de Argentina, las importaciones son, con diferencia, las que más fluctuaciones sufren, mientras que las exportaciones muestran una senda más estable donde sólo se observa una pendiente más elevada desde 1968 hasta finales de la década siguiente y, de nuevo, en el periodo 1991-92

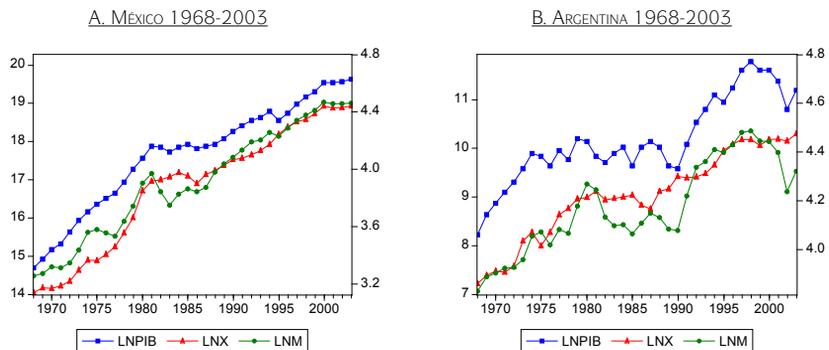
<sup>4</sup> En Moreno-Brid (2001) se analiza el modelo para la economía mexicana incluyendo los flujos de capital sin modificaciones importantes de la ley básica de Thirlwall.

<sup>5</sup> Para una crítica a la modelización de diversos trabajos ver Alonso y Garcimartin (1998-1999) y Perrotini (2002).

hasta aproximadamente 1997. Estos periodos de más rápida expansión de las exportaciones vienen a coincidir con los de mayor crecimiento económico y, a su vez, con una mayor expansión de las importaciones. En el periodo intermedio de la década de los ochenta, el producto y las exportaciones se estancan, mientras que las importaciones sufren una fuerte contracción en este periodo de ajuste recesivo de la economía argentina. Hacia finales del periodo analizado, nuevamente el producto y las importaciones caen drásticamente, mientras las exportaciones crecen a ritmos más moderados a los previos alcanzados en los primeros noventa.

Para México, son las exportaciones la variable externa que muestra mayores oscilaciones en términos de la volatilidad intrínseca. Como puede observarse en la Figura 1A., la dinámica global de todas las variables es mucho más estable para México que para Argentina, con sendas de crecimiento de mayor pendiente y menores fluctuaciones a lo largo de todo el periodo. Sin embargo, se observa un crecimiento en el producto y las importaciones más intenso antes de la crisis de la deuda de los ochenta.

FIGURA 1: PRODUCTO INTERIOR (PIB), EXPORTACIONES (X) E IMPORTACIONES (M)



Fuente: Elaboración propia. Logaritmo de PIB, escala derecha, logaritmos de X y M, escala izquierda.

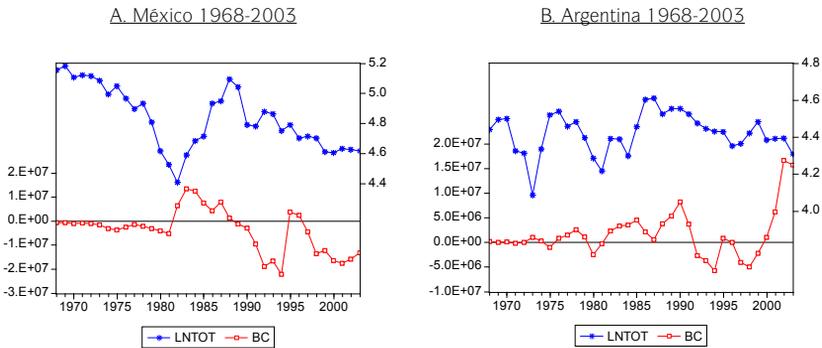
Hay que señalar que, en ambos casos, la dinámica de las importaciones es mucho más parecida al comportamiento del PIB que el de las exportaciones, aunque las variaciones son mínimas, mostrando la intensa relación entre el sector exterior y el crecimiento en ambos países. En consecuencia, aún cuando las fluctuaciones de las tres variables no son idénticas año a año, en el largo plazo parecen estar correlacionadas, coincidiendo los periodos de mayor expansión de exportaciones e importaciones con aquellos de mayor crecimiento de la actividad económica, lo cual, evidentemente, es un primer indicio de que, en el largo plazo, el crecimiento de las economías argentina y mexicana viene a estar influenciado por su situación en el sector externo. De

hecho, conviene señalar que si en el periodo 1968-2003 la correlación entre PIB y exportaciones es de 0.95 y 0.88 para el caso mexicano y argentino respectivamente, ésta registra un incremento de hasta en cuatro décimas al considerar las importaciones, situándose así el coeficiente en 0.99 y 0.93.

Aún siendo el valor de la correlación de las exportaciones y el PIB considerable, lo cual sustenta nuestra hipótesis de correlación de largo plazo entre las mismas, se observa que la estabilidad o inestabilidad de las importaciones en ambas economías es producto de su alta correlación con su dinámica de crecimiento. Por tanto, el modelo de Thirlwall, que incluye en el análisis exportaciones e importaciones, se perfila adecuado para contrastar los efectos externos en el crecimiento económico de las dos economías.

La Figura 2 muestra el saldo de la balanza comercial y los logaritmos de la serie de términos de intercambio (TOT). En Argentina se observa que mejoras en la situación de balanza comercial se corresponden con caídas en los términos de intercambio y viceversa. Para los términos de intercambio, aún cuando muestran importantes fluctuaciones e incluso cierta tendencia ascendente, se mantienen en 2003 en niveles muy parecidos a los de 1968.

FIGURA 2: TÉRMINOS DE INTERCAMBIO (TOT) Y BALANZA COMERCIAL (BC)



Fuente: CEPAL. BC escala izquierda y logaritmo de TOT escala derecha.

En México la balanza comercial muestra prácticamente dos periodos: uno de estabilidad y de déficits constantes que va de 1968 hasta los primeros años de la década de los ochenta, seguido de uno de alta volatilidad con etapas de superávit y de déficit desde 1980 hasta 2003. La variable TOT indica un constante deterioro de los mismos, excepto para el periodo 1983-1989 en el que hubo una recuperación que se corresponde, precisamente, con un periodo sostenido de superávit de la balanza comercial. Señalemos aquí que la variable TOT, al estar medidos los precios del intercambio en dólares de



Estados Unidos, incluye el tipo de cambio frente al dólar<sup>6</sup>, por lo que refleja también las devaluaciones y revaluaciones de la moneda de cada país.

La inclusión de la variable TOT en nuestro modelo es importante puesto que su influencia en la posición externa es fundamental, tanto por la situación de los precios de importación y exportación como por el tipo de cambio nominal frente al dólar incluido en esta variable. Además, en el caso de Argentina el tipo de cambio fue una variable fundamental en el Plan de Convertibilidad vigente desde 1991 hasta enero de 2002. Para México es igualmente relevante, puesto que los TOT se han deteriorado a lo largo de todo el periodo, excepto durante la crisis de los ochenta, y por la utilización de sistemas cambiarios fijos y semifijos, especialmente hasta la crisis de 1994.

#### 4. ANALISIS DE COINTEGRACIÓN. VALIDACIÓN DE LA LEY DE THIRLWALL PARA MÉXICO

En esta sección recogemos el análisis econométrico de estimación de la variante de la Ley de Thirlwall para la economía mexicana a lo largo del periodo 1968-2003 en el que hemos distinguido subperiodos más cortos— 1968-1994, 1968-1981 y 1982-2003— que hemos fijado de forma exógena de acuerdo con la orientación externa de la economía y, en el caso del corte en 1994, con la crisis de los noventa que sufre la economía en esa fecha. En tanto que nuestro objetivo es verificar si existe una relación en el largo plazo entre crecimiento del PIB, las exportaciones y los términos de intercambio, consideramos el modelo log-lineal en primeras diferencias asociado a la ecuación (5) y que viene definido por

$$\Delta \ln(Y_{BP}) = \alpha \Delta \ln(X) + \beta \Delta \ln\left(\frac{P}{P^*}\right) \quad (8)$$

siendo  $\alpha = \frac{1}{\pi}$  y  $\beta = \frac{(1+\gamma)}{\pi}$  y donde las letras mayúsculas indican que las variables se encuentran en niveles y  $\Delta$  representa el símbolo del operador de primeras diferencias.

Como es sabido, la estimación directa de alguna de las versiones de la relación funcional (8) en tasas de crecimiento (véase por ejemplo Moreno-Brid y Pérez (1999) y Holland, Vilela y Canuto (2002), evita generalmente los problemas de regresiones espurias relacionados con aquellas estimaciones donde las series muestran raíces unitarias. Sin embargo, este análisis de regresión donde las variables se han ido diferenciando hasta lograr su estacionariedad, puede resultar en la pérdida de la información que en sí mismas proporcionan las series en niveles.

<sup>6</sup> En definitiva, la variable TOT es un índice de tipo de cambio real donde los precios involucrados son los precios de exportación e importación.

En este contexto, aún cuando individualmente muestren tendencias estocásticas, el análisis de cointegración permite contrastar la existencia de combinaciones lineales entre las series que, alrededor de una media fija y aumentando o disminuyendo a una tasa aproximadamente igual, describen una senda de movimiento estable que, en definitiva, viene a representar el estado de equilibrio al que se converge en el largo plazo. Por tanto, en nuestra estimación de la tasa de crecimiento teórica compatible con la posición de la balanza de pagos consideraremos la forma funcional

$$\ln Y_{BP,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln X_t + \beta_2 \ln(P/P^*)_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

donde  $\varepsilon_t$  es el término de error aleatorio ruido blanco y, trataremos de determinar si existe una relación estacionaria entre PIB, exportaciones y términos de intercambio en cada uno de los períodos señalados.

La estimación se realiza en dos etapas. El primer paso de nuestro análisis econométrico consiste en analizar si cada una de las variables responde bien a un proceso estacionario alrededor de una tendencia o bien en diferencias y, en este caso, fijar su orden de integración. En este análisis univariante de raíces unitarias para el periodo total se aplican los test de Dickey-Fuller (Test DF) o Dickey Fuller Aumentado (Test ADF) siguiendo el esquema “progresivo” de Charemza y Deadman (1992) que proponen partir del modelo menos restringido hasta el más restringido, (i)-(iii), e ir contrastando, bajo la hipótesis nula  $\delta = 0$ , la adecuación de los términos deterministas –constante y tendencia– de acuerdo con los valores obtenidos para los estadísticos  $\Phi_3$  y  $\tau_{\beta\delta}$  y  $\Phi_1$  y  $\tau_{\alpha\mu}$ . El Cuadro 3 muestra los resultados de las pruebas de raíz unitaria para el periodo completo-1968-2003; de acuerdo con los criterios de información de Akaike y Schwarz y para evitar posibles autocorrelaciones entre los residuos, se ha seleccionado el número de retardos óptimo correspondiente a cada variable. Los resultados llevan a aceptar que si bien la tendencia no es significativa al nivel de confianza del 95% en ninguna serie, la constante sí lo es para el logaritmo del PIB. Además, todas las series –producto interior bruto, exportaciones y términos de intercambio– son estacionarias en primeras diferencias<sup>7</sup>.

<sup>7</sup> En el Cuadro 1 del Apéndice se presenta un resumen del análisis univariante de raíces unitarias de las variables para cada uno de los sub-períodos considerados; en este caso, como las series pueden mostrar cambio estructural, se hicieron las pruebas no sólo para la ADF sino también para el test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

CUADRO 3: TEST DE DICKEY-FULLER AMPLIADO (ADF). MÉXICO 1968-2003

$$H_0 : \delta = 0$$

$$H_1 : \delta < 0$$

$$(i) \Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$$

$$(ii) \Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$$

$$(iii) \Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m (\alpha_i \Delta y_{t-i}) + \varepsilon_t$$

| Variable        | k | Modelo (i) |                   |          | Modelo (ii) |                 | Modelo (iii) |             |
|-----------------|---|------------|-------------------|----------|-------------|-----------------|--------------|-------------|
|                 |   | $\Phi_3$   | $\tau\beta\delta$ | $t_{tc}$ | $\Phi_1$    | $\tau\alpha\mu$ | $t_c$        | $t_{nc}$    |
| ln pib          | 1 | 3.113      | 1.682             | -2.209   | 6.901 *     | 2.508 *         | -2.195       | n.d.        |
| $\Delta$ ln pib | 1 | n.d.       | n.d.              | n.d.     | 5.947 *     | 2.290 *         | -3.134 *     | n.d.        |
|                 | 1 | 2.976      | 1.645             | -1.883   | 2.494       | 1.507           | -1.246       | 2.048       |
| $\Delta$ ln X   | 1 | n.d.       | n.d.              | n.d.     | n.d.        | n.d.            | n.d.         | -2.021938 * |
| ln TOT          | 1 | 1.287      | -1.081            | -2.293   | 4.502       | -2.614          | -2.063       | -0.930      |
| $\Delta$ ln TOT | 1 | n.d.       | n.d.              | n.d.     | n.d.        | n.d.            | n.d.         | -3.707 **   |

Nota: Los subíndices  $tc$ ,  $c$  y  $nc$  denotan respectivamente que está presente el término tendencia y constante, que hay constante y que no existe constante en los modelos (iii), (ii) e (i).  $\Phi_3$ ,  $\tau\beta\delta$ ,  $\Phi_1$ ,  $\tau\alpha\mu$  representan los estadísticos de prueba de significatividad conjunta e individual del componente tendencia y del componente constante respectivamente admitiendo la presencia de raíz unitaria.  $k$  es el número de retardos elegidos en el test de raíz unitarias para garantizar la no autocorrelación de los residuos. (\*) y (\*\*) indican significatividad a los niveles de confianza 5% y 1% respectivamente (McKinnon, 1996). n.d.: no disponible ya que los test de Modelo (i) rechazan la significatividad de tendencia y constante. Todos los resultados se han realizado con Eviews 4.1.

En tanto que las tres series son integradas de orden uno,  $I(1)$ , en todos los períodos considerados, la cointegración se presenta como la técnica más adecuada para estimar la forma funcional (9) e inferir si existe una relación en el largo plazo entre las tres variables. Así, el segundo paso consiste en verificar si existe una combinación lineal de las mismas que sea estacionaria y, en este caso, diremos que las variables están cointegradas. En tanto que se trata de un análisis trivariante, lo más adecuado sería utilizar el procedimiento de Johansen y Juselius

(1990) que, sobre la base de modelos de vectores autorregresivos (VARs) y el supuesto esencial de que los residuos son gaussianos, parte de la hipótesis nula inicial de que no existe cointegración; utilizando máxima verosimilitud contrasta de forma iterativa, mediante el test de la traza y del autovalor máximo<sup>8</sup>, la existencia de hasta tres posibles relaciones de cointegración y que vienen dadas por el número de variables endógenas consideradas en el modelo.

El enfoque de Johansen es precisamente el que utilizamos para el período total 1968-2003. Para ello estimamos el sistema adecuado de vectores autorregresivos (VAR) entre producto interior, exportaciones y términos de intercambio, lo que requiere determinar la longitud de retardo óptima que garantiza que los residuos son ruido blanco y siguen una distribución normal. El Cuadro 4 muestra los resultados de la estructura de retardos del modelo VAR de acuerdo con los criterios de información de Error Final de Predicción (EPF), Akaike (AIC), Schwarz (SC) y Hannah-Quinn (HQ), siendo uno el retardo óptimo en tanto que optimiza los estadísticos considerados en los criterios de EPF y SC. Bajo este orden, la diagnosis del modelo VAR nos lleva a aceptar la no significatividad de los estadísticos de los test de autocorrelación de Portmanteau y del multiplicador de Lagrange (ML), del test de heterocedasticidad de White y tampoco en las extensiones del test de normalidad de Jarque-Bera (JB) siguiendo las factorizaciones de Cholesky y Urzúa<sup>9</sup>, lo que nos permite concluir que los residuos obtenidos para el modelo VAR vienen a verificar las propiedades gaussianas.

CUADRO 4: MÉXICO 1968-2003. SISTEMA VAR-PIB, EXPORTACIONES, TOT

| A. Estructura de retardos óptima |           |                           |                        |                     |
|----------------------------------|-----------|---------------------------|------------------------|---------------------|
| Criterio de Selección            |           |                           |                        | Retardo             |
| EPF                              | AIC       | SC                        | HQ                     |                     |
| 1.73E-07 <sup>1</sup> (1)        | -7.08 (2) | -6.51 <sup>1</sup> (1)    | -6.88 <sup>1</sup> (1) | 1                   |
| B. Test de residuos              |           |                           |                        |                     |
| Ho: No autocorrelación           |           | Ho: No heterocedasticidad |                        | Ho: Normalidad      |
| $Q_{Box-Pierce}$                 | ML        | White                     | JB <sub>Cholesky</sub> | JB <sub>URZUA</sub> |
| 85.80*                           | 4.09*     | 35.38*                    | 8.05*                  | 48.26               |

Nota: (!) indica la longitud de retardo elegida por el criterio. Estimaciones con Eviews 4.1.

(\*) indica no significatividad al nivel de confianza del 5%. La elección de la longitud de retardo en Q y ML se calcula hasta un tercio de la longitud de la serie de tiempo. Resultados obtenidos con Eviews 4.1.

<sup>8</sup> En caso de posibles divergencias entre las reglas de decisión de los dos estadísticos, Johansen y Juselius (1990) sugieren que el test del autovalor máximo es el más adecuado (véase la discusión recogida en Maddala y Kim (2002)).

<sup>9</sup> Nótese que el estadístico JB lleva a aceptar la normalidad de los residuos para la ortogonalización de Cholesky aunque no con la de Urzua. En este caso, la prueba de acuerdo con la factorización de Doornik-Hansen arroja un valor de 8,693 para el estadístico JB, lo que reafirma la normalidad de los residuos.

De acuerdo con la estimación robusta del sistema de vectores autorregresivos pasamos finalmente a analizar la posible existencia de relaciones estables en el largo plazo utilizando para ello el Test de Rango Reducido de Johansen. El Cuadro 5 muestra los resultados del procedimiento tanto para el test de la traza como el test del autovalor máximo; de acuerdo con los valores críticos tabulados por Osterwald-Lenum (1992) podemos aceptar que existe al menos una relación de cointegración a un nivel de significación del 5% período 1968-2003.

CUADRO 5: MÉXICO 1968-2003. TEST DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

| <i>Test de Johansen</i> |   |                     |                         |
|-------------------------|---|---------------------|-------------------------|
| <i>Retardos</i>         | <i>Número de relaciones cointegración bajo Ho</i> | <i>Estadísticos</i> |                         |
|                         |   | <i>Traza</i>        | <i>Autovalor máximo</i> |
| 1                       | Ninguna   | 32.84972**          | 18.00207*               |
|                         | A lo más 1  | 14.84765*           | 12.89815*               |
|                         | A lo más 2  | 1.949503            | 1.949503                |

Nota: La estructura de retardos para cada período se eligen con base a los resultados del Cuadro 4. (\*) y (\*\*) indican que se rechaza la hipótesis nula a los niveles de 5% a 1%, respectivamente en relación a los valores críticos tabulados por Osterwald-Lenum (1992). Test implementados en Eviews 4.1.

Sin embargo, en cada uno de los sub-períodos considerados ¿viene a mantenerse esta relación de equilibrio? En este punto conviene señalar que, aún cuando el procedimiento adecuado para el análisis debería de ser el utilizado para el periodo total, el test de Johansen depende de forma decisiva del rango de la matriz y sus raíces unitarias y, en consecuencia, para muestras de longitud reducida como las definidas para 1968-2004, 1968-1981 y 1982-2003 viene a resultar en matrices casi singulares, no permitiendo por tanto la estimación por máxima verosimilitud de sistemas de ecuaciones interdependientes. Por ello, en cada uno de estos períodos recurriremos al método desarrollado por Engle y Granger (1987) que, suponiendo a priori un solo vector de cointegración en el modelo, estima la ecuación (9) por mínimos cuadrados ordinarios analizando, mediante el test DF/ADF, la estacionariedad de los residuos estimados y de acuerdo a los valores de la t-estadística proporcionados. El Cuadro 6 resume los resultados de la prueba de Engle y Granger para cada uno de los sub-períodos y nos lleva a aceptar al nivel de confianza del 99% la existencia de una única relación estable en el largo plazo tanto en 1968-1994 como en 1968-1981.

CUADRO 6: MÉXICO. RESULTADOS DEL TEST DE COINTEGRACIÓN DE ENGLE Y GRANGER

| Período   | Modelo | t         | Valor crítico | No de variables | No de observaciones |
|-----------|--------|-----------|---------------|-----------------|---------------------|
| 1968-1994 | C,0    | 0.911448  | 2.06          | 2               | 27                  |
| 1968-1981 | C,0    | -2.391877 | 2.179         | 2               | 14                  |
| 1982-2003 | C,0    | 0.45349   | 2.086         | 2               | 22                  |

Nota: Cálculos realizados con Eviews 4.1, C,0 se refiere a la existencia o no de la constante para el modelo (0, para no y 1 para sí) el estadístico t presentado se refiere a la significancia de la constante y el valor crítico a la distribución de probabilidad conjunta del vector. Los tres vectores resultan significativos al 99% de confianza.

Por tanto, en cada uno de los periodos considerados admitimos que, en el largo plazo, existe una relación estable entre PIB, exportaciones y términos de intercambio, demostrando así la validez empírica de nuestra versión de la ley de Thirlwall para la economía mexicana. El Cuadro 7 recoge las estimaciones parámetros estimados para los vectores de cointegración —las elasticidades de exportaciones y términos de intercambios respecto al PIB—, la elasticidad ingreso de las importaciones y las tasas de crecimiento teóricas y reales.

CUADRO 7: MÉXICO. TEST DE JOHANSEN. ECUACIÓN DE COINTEGRACIÓN ESTIMADA

| Período   | Coeficientes cointegrantes |       |        | Elasticidad |          |      |
|-----------|----------------------------|-------|--------|-------------|----------|------|
|           | $b_0$                      | $b_1$ | $b_2$  | $\pi$       | $Y_{BP}$ | $Y$  |
| 1968-2003 | -                          | 0.25  | - 0.06 | 3.97        | 3.67     | 3.83 |
| 1968-1994 | 0.48                       | 0.23  | - 0.05 | 4.32        | 3.61     | 4.29 |
| 1968-1981 | -                          | 0.26  | - 0.04 | 3.86        | 6.19     | 6.75 |
| 1982-2003 | 0.18                       | 0.23  | - 0.01 | 4.26        | 2.17     | 2.27 |

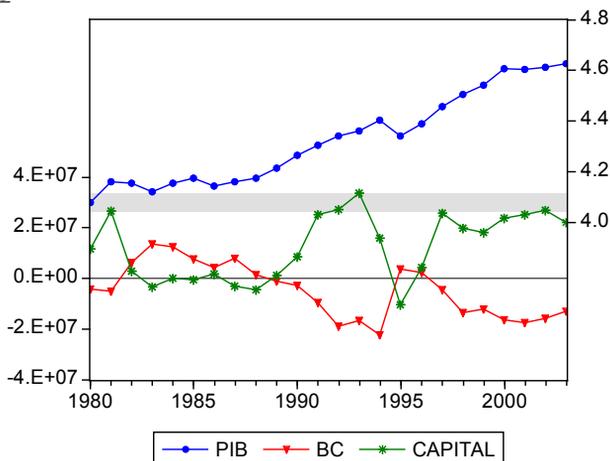
Nota: Los coeficientes están normalizados para el PIB  $b_1$  y  $b_2$  representan la elasticidad de las exportaciones y de los términos de intercambio;  $\pi$  es la elasticidad renta de las importaciones (la inversa de  $b_1$ ) e  $Y_{BP}$  indica la tasa de crecimiento del producto interior estimado consistente con el equilibrio de balanza de pagos. Resultados implementados con Eviews 4.1. Los parámetros estimados son significativos (pueden ser obtenidos de los autores).

Como puede observarse en el Cuadro 7, los resultados obtenidos se ajustan con mucha precisión a las tasas reales de crecimiento de México, mostrando cómo el modelo acerca relativamente bien la senda de crecimiento de largo plazo de la economía, como, por otro lado, han mostrado para México los trabajos de Moreno-Brid (1999, 2001), López y Cruz (2000), Fujii (2003) y Pacheco-López y Thirlwall (2004) entre otros. Los resultados señalan que el crecimiento del país ha sido más elevado que la tasa teórica de equilibrio de balanza de pagos, lo que supone un cierto riesgo de ajuste del crecimiento al nivel compatible

con dicho equilibrio. En efecto, los resultados obtenidos para los subperiodos de 1968-1994 y 1968-1981, en donde se presentan las mayores diferencias entre ambas tasas, nos indican que las crisis de esos años (1982 y 1994) son resultado de la vulnerabilidad externa de la economía generada por la baja dinámica de exportación en comparación con la alta elasticidad ingreso de las importaciones o, en otras palabras, de la incapacidad de las exportaciones para generar un flujo suficiente de divisas para financiar las importaciones. Para estos periodos se observa el diferencial más alto entre las tasas reales de crecimiento y las teóricas calculadas (alrededor del 0.5%). El ajuste recesivo de las crisis posteriores parece haber sido el método de ajustar la balanza de pagos.

También observamos cómo la elasticidad ingreso de las importaciones se incrementa a partir de los años ochenta cuando el modelo de la ISI se agota y la crisis de los ochenta es el ajuste previo a la etapa de apertura y liberalización (ver periodos 1968-1981 y 1982-2003 del Cuadro 7). El incremento de la elasticidad, coincidente con la mayor parte de los estudios realizados para México y señalados en este trabajo, junto con la caída en el crecimiento de las exportaciones ha supuesto una caída del crecimiento real de la economía, como se desprende de las tasas reales y teóricas obtenidas. En este sentido, la etapa posterior a la ISI no ha superado la restricción de balanza de pagos, sino que la ha aumentado, limitando el crecimiento de la economía mexicana.

FIGURA 4: MÉXICO. PRODUCTO INTERNO BRUTO (PIB), BALANZA COMERCIAL (BC) Y ENTRADAS DE CAPITAL, 1968-2005



Fuente: Capital (FMI) y BC (CEPAL) escala izquierda y PIB, en logaritmos, (FMI) escala derecha.

Como se señala en Thirlwall y Hussain (1982), el motivo por el cual las tasas teóricas de equilibrio de balanza de pagos pueden ser superiores a las reales, como sucede en México en todos los periodos analizados, es la financiación

internacional de dichos desequilibrios. En la Figura 4 se muestran el PIB, las entradas de capital y la balanza comercial para el periodo 1980-2003. El PIB muestra un crecimiento casi continuo con una importante desaceleración en su dinámica a partir de 1999 y una intensa caída en 1995. Por su parte, el BC muestra un déficit en la década de los noventa, sólo corregido durante la crisis de 1994-1995, y un superávit en los ochenta.

Las entradas de capital, como no puede ser de otra forma, se mueven en dirección contraria al balance comercial. Se observa cómo en 1982 y 1994 se vuelven fuerte y rápidamente negativas, induciendo el ajuste comercial a través, principalmente, de la contracción del nivel de actividad. En este sentido, la financiación internacional del mayor crecimiento real sobre el teórico de balanza de pagos de la economía ha mostrado rasgos temporales y no sostenibles, como se desprende de los resultados de este trabajo mostrados en el Cuadro 7. También podemos observar una ralentización en el crecimiento de la economía después de 1999, coincidente con un estancamiento de las entradas de capital.

## 5. MÉXICO Y ARGENTINA. RESTRICCIÓN DE BALANZA DE PAGOS COMPARADA

El objetivo último de este trabajo es comparar la dinámica que la balanza de pagos impone al crecimiento económico en México y Argentina. El Cuadro 8 muestra los resultados del modelo simple de Thirlwall para Argentina realizado por Fugarolas y Matesanz (2007). Como ya se señaló, este trabajo se ha realizado con la misma metodología que el trabajo previo de Fugarolas y Matesanz, de forma que ambos son comparables.

Como puede apreciarse en los Cuadros 7 y 8, la primera conclusión de estos análisis es que el modelo de Thirlwall aproxima bien la dinámica de crecimiento seguida por ambos países. En efecto, para ambos países las tasas de crecimiento teóricas de equilibrio de balanza de pagos están muy cerca de las tasas de crecimiento reales observadas, lo cual viene a señalar que el crecimiento de ambos países está muy influenciado por su posición externa, a pesar de que son países con una apertura comercial de su economía al exterior claramente disímil; mientras Argentina no supera en ningún periodo el 30% de apertura (medido como las exportaciones más las importaciones sobre PIB), México se acerca al 45% y en términos reales más del 50% al final del periodo analizado. En este sentido, el modelo de demanda de restricción de balanza de pagos es útil para analizar la dinámica del lento crecimiento de la economía argentina en todo el periodo y de la ralentización del crecimiento mexicano posterior a la década perdida coincidente con el periodo de liberalización de la economía.

En segundo lugar, se observa cómo en ambos países después de la crisis de la deuda de los ochenta y el posterior inicio de la liberalización y desregulación de la economía (frente a una etapa previa de modelo de desarrollo de sustitución de importaciones), el crecimiento real y teórico de la economía se ha visto claramente reducido (especialmente en el caso de México cuando se pasa de

un crecimiento superior al 6% anual a uno de poco más del 2%). Sin duda este no es el único caso, pues esta caída en el crecimiento posterior a los setenta se ha observado también en países desarrollados y se ha explicado sobre la base del modelo aquí presentado (ver Turner (1999) y Atesoglu (1995), entre otros).

Ahora bien, las causas, en términos de sector exterior, de la ralentización del crecimiento en ambos países después de los ochenta son diferentes. En el caso de Argentina, la apertura y desregulación de la economía vino acompañada por una caída en la elasticidad de las importaciones y, a la vez, por una ralentización del crecimiento de las exportaciones, siendo ésta la causa fundamental del estancamiento a largo plazo de su economía (Fugarolas y Matesanz, 2007). Sin embargo, en el caso de México la situación es diferente. En efecto, en México la apertura y desregulación de la economía posterior a los ochenta no sólo redujo el crecimiento de las exportaciones, como sucedió en Argentina, sino que además incrementó la elasticidad de las importaciones al crecimiento económico interno, lo que vino a suponer un elemento claro de freno en el gran dinamismo de la actividad económica del país previo a la crisis de la deuda.

CUADRO 8: ARGENTINA. TEST DE JOHANSEN. ECUACIÓN DE COINTEGRACIÓN ESTIMADA

| <i>Periodo</i> | <i>Coefficientes cointegrantes</i> |       |       | <i>Elasticidad</i> |          |      |
|----------------|------------------------------------|-------|-------|--------------------|----------|------|
|                | $b_0$                              | $b_1$ | $b_2$ | $\pi$              | $Y_{BP}$ | $Y$  |
| 1968-2003      | 3.84                               | 0.20  | -0.61 | 4.81               | 2.01     | 1.72 |
| 1968-2000      | 3.89                               | 0.20  | -0.62 | 4.81               | 1.98     | 2.06 |
| 1980-2003      | 1.28                               | 0.26  | -0.25 | 3.75               | 1.39     | 0.91 |
| 1980-2003      | 1.03                               | 0.28  | -0.25 | 3.54               | 1.29     | 1.41 |

Fuente: Fugarolas y Matesanz (2007).

Nota: Los coeficientes están normalizados para el PIB  $b_1$  y  $b_2$  representan la elasticidad de las exportaciones y de los términos de intercambio;  $\pi$  es la elasticidad renta de las importaciones (la inversa de  $b_1$ ) e  $Y_{BP}$  indica la tasa de crecimiento del producto interior estimado consistente con el equilibrio de balanza de pagos. Resultados implementados con Eviews 4.1. Los parámetros estimados son significativos (pueden ser obtenidos de los autores).

En tercer lugar, los resultados del modelo muestran que la crisis argentina de 2002 puede ser explicada porque previamente el país estaba creciendo a tasas superiores a las compatibles con el equilibrio de balanza de pagos, por lo que la crisis puede ser interpretada como un ajuste hacia esas tasas de equilibrio externo de largo plazo. Sin embargo, el caso mexicano es más complejo, ya que los resultados obtenidos muestran que el crecimiento real de la economía está por encima del teórico en todos los periodos analizados, si bien es cierto que la diferencia entre ambos es más acusada en los periodos previos a la crisis de 1982 y 1994. En este sentido, la dinámica de crecimiento de la economía mexicana parece siempre limitada por la restricción de balanza de pagos y los ajustes recurrentes en el tiempo son necesarios para reequilibrar

el crecimiento y comenzar otra nueva etapa de expansión más equilibrada externamente<sup>10</sup>.

Por último, podemos señalar que la elasticidad precio muestra un coeficiente negativo, lo que implica que una caída de los términos de intercambio se relaciona positivamente con un incremento del producto, lo que, en nuestro caso, indica que, según medimos nuestra variable TOT, la mejora de los precios de las exportaciones o la caída de los precios de importaciones se asocian a una expansión de la actividad económica. Teniendo en cuenta que los precios están medidos en dólares, el signo del coeficiente nos indica también que una depreciación se relaciona con un incremento de TOT y, por tanto, con una caída del nivel de actividad.

## 6. ESPECIALIZACIÓN INTERNACIONAL Y CRECIMIENTO. A MODO DE CONCLUSIONES

En este trabajo hemos mostrado cómo una versión del modelo de restricción de balanza de pagos, desarrollado por Thirlwall (1979), es un marco analítico útil para explicar, desde el lado externo, el crecimiento de México y Argentina en el periodo bajo análisis, 1968-2003, a la par permite explicar, desde una óptica menos analizada, las recientes crisis de los dos países, 1994 y 2002. En este sentido, se constata que las tasas de crecimiento teóricas obtenidas no distan de las tasas reales en todos los periodos analizados. Igualmente, se observa cómo antes de las crisis las tasas de crecimiento real eran significativamente superiores a las teóricas estimadas, lo que nos estaba señalando que ambas economías han sido capaces de superar su restricción de balanza de pagos durante un periodo de tiempo, pero finalmente tuvo que producirse un ajuste de la actividad económica hasta niveles de "compatibilidad" con su nivel de equilibrio externo.

El análisis empírico desarrollado, aunque no novedoso para estas economías, pone de manifiesto que el lento crecimiento económico experimentado por ambos países desde los años ochenta tiene su base en el lento crecimiento de sus exportaciones en relación a su elasticidad de importaciones. Para México, no sólo disminuyó el ritmo de crecimiento de sus exportaciones, sino que también se incrementó la necesidad de importar para crecer, aumentando la elasticidad renta de las importaciones. En Argentina disminuyó la elasticidad de importaciones, lo que podría hacer suponer un mayor crecimiento acorde con el equilibrio de balanza de pagos; sin embargo, las exportaciones crecieron a un ritmo muy inferior, lo que redujo el crecimiento de la actividad económica compatible con la balanza de pagos en el segundo periodo de los analizados. Así, ambos países muestran una peor dinámica desde los ochenta, explicada por su sector externo.

<sup>10</sup> Probablemente el caso argentino sea similar, simplemente los resultados no lo muestran porque el periodo termina en 2003, fecha inmediatamente posterior a la intensa crisis de 2002 (donde la caída del PIB llegó al 11%).

Básicamente, el modelo de crecimiento de ambas economías sigue mostrando una secuencia del tipo *stop and go*, en la cual a las etapas de mayor crecimiento les ha seguido la necesidad de ajustar su desequilibrio externo. Es interesante señalar cómo dicho esquema, a pesar de sustanciales diferencias, ha seguido vigente tanto en el periodo de sustitución de importaciones como en la etapa posterior de liberalización, apertura y desregulación de la economía. En este esquema el ajuste se ha producido a través de devaluaciones, las cuales han arrastrado a la demanda interna debido a la incertidumbre y la inestabilidad monetaria que provocaron, especialmente hacia finales de los ochenta y de los noventa. De los resultados presentados se deduce que, en una primera aproximación, el ajuste de la balanza comercial se produce por contracción de la demanda interna, siendo la modificación del tipo de cambio la variable inductora de la contracción en el nivel de actividad y, con él, en las importaciones. Esto es especialmente cierto cuando los países han mantenido políticas cambiarias rígidas o semi-rígidas durante un largo periodo de tiempo, como sucedió en Argentina hasta 2002 y en México antes de la crisis de 1994. En este sentido, la elasticidad renta es más importante que la elasticidad precio.

Por tanto, aunque no hay estrategias que garanticen un mayor crecimiento económico a largo plazo, para Argentina y México parece ineludible superar la restricción que sobre el mismo impone el sector externo. En el caso argentino, la variable clave ha sido el pobre desempeño de las exportaciones y, por tanto, es necesario implementar medidas de política de fomento de las mismas con el objetivo de elevar su dinamismo en los mercados internacionales. En el caso mexicano, un factor adicional ha sido el hecho de que esta economía haya aumentado sus requerimientos de importaciones, elasticidad de importaciones más elevada en la etapa post-ochenta.

Sin duda, la especialización de ambos países es la "responsable", en último término, de los resultados agregados mostrados en el presente análisis. En el caso argentino, se ha observado una reprimarización<sup>11</sup> del patrón exportador desde principios de los ochenta o finales de los setenta, que se intensificó fuertemente a partir del Plan de Convertibilidad de 1991 (ver Matesanz, 2002). Dicho patrón no ha permitido acelerar las exportaciones del país presionando la posición externa del mismo y limitando, aún más, el ya lento crecimiento de la economía. La crisis de 2002 con un fuerte cambio en los precios relativos a favor de las exportaciones tampoco parece haber cambiado ese patrón, antes bien, lo ha profundizado aún con socios comerciales con los que previamente había mostrado una especialización más dinámica e industrial como es el caso del MERCOSUR y, en especial, Brasil. En el caso mexicano se ha optado, en cambio, por un crecimiento inducido por las exportaciones de productos procesados de bajo valor agregado, la expresión más clara es el fuerte impulso

<sup>11</sup> Basado en el sector agropecuario, ya sea de bienes transformados o no, y en la década de los noventa en el sector del petróleo.

que se ha dado a la maquila desde principios de los ochenta hasta la fecha, tendencia que se ha reforzado con la implantación del TLCAN desde 1994. Dicho patrón ha acelerado la apertura de la economía mexicana, debilitando la posición externa de México al estimular las importaciones en mayor medida que las exportaciones, ya que el patrón elegido condiciona el crecimiento de las exportaciones nacionales al incremento permanente de las importaciones de bienes intermedios y de capital.

En ambos países, por tanto, la inserción internacional posterior a la etapa sustitutiva de importaciones no ha sido lo suficientemente competitiva para mantener ritmos de exportación e importación acordes con el crecimiento interno, a pesar de las distintas especializaciones y socios comerciales que ambos países han mostrado. Lo cual nos está señalando que no sólo la especialización exportadora es importante para superar las restricciones externas al crecimiento, sino que son centrales los efectos de la misma sobre las importaciones. Asimismo, y como futuras líneas de investigación, se hace necesario relacionar la especialización comercial, tanto en su vertiente exportadora como importadora, con los servicios que las mismas implican en la balanza de pagos (transporte, royalties, seguros, etcétera), los que probablemente tienen una incidencia también importante en la restricción externa y que han sido mucho menos analizados en la literatura empírica para ambos países.

## ANEXO

CUADRO 1: TEST DE DICKEY-FULLER AMPLIADO (ADF) Y KPSS (DISTINTOS PERIODOS)

| Variable      | Periodo   | TEST ADF  |                      | TEST KPSS (constante) |                      | TEST KPSS (constante y tendencia) |                      |
|---------------|-----------|-----------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------------------|----------------------|
|               |           | Niveles   | Primeras diferencias | Niveles               | Primeras diferencias | Niveles                           | Primeras diferencias |
| <i>ln pib</i> | 1968-1994 | 1.84298   | -1.554869            | 0.745713              | 0.399282*            | 0.184912**                        | 0.097615*            |
| <i>ln X</i>   |           | 1.830451  | -1.680532            | 0.739684              | 0.140991*            | 0.143535*                         | 0.09452*             |
| <i>ln X</i>   |           | -0.743939 | -3.095414**          | 0.30202*              | 0.105695*            | 0.13597*                          | 0.093187*            |
| <i>ln pib</i> | 1968-1981 | 2.305312  | -0.14739             | 0.58007**             | 0.211117*            | 0.089055*                         | 0.122729*            |
| <i>ln X</i>   |           | 1.702132  | -0.022632            | 0.548964**            | 0.385643*            | 0.151783**                        | 0.086992*            |
| <i>ln TOT</i> |           | -2.05763* | -0.993727            | 0.541217**            | 0.394597*            | 0.171972**                        | 0.419428             |
| <i>ln pib</i> | 1982-2003 | 2.509048  | -3.094582**          | 0.634471**            | 0.250138*            | 0.132207*                         | 0.092656*            |
| <i>ln X</i>   |           | 2.382996  | -2.889295**          | 0.630199**            | 0.216643*            | 0.137906*                         | 0.124956*            |
| <i>ln TOT</i> |           | 0.117303  | -3.436454**          | 0.192579*             | 0.240549*            | 0.159777**                        | 0.106483*            |

Nota: (\*) y (\*\*) indican significatividad a los niveles de confianza 5% y 1% respectivamente. En el caso del test ADF, k indica los retardos elegidos en el test de raíz unitaria para garantizar la no autocorrelación de los residuos. El test KPSS esta basado en el análisis espectral de Bartlett, por lo que se eligió el espectro de acuerdo a lo establecido por Newey-West. Como información adicional, recordemos que ambas pruebas son inversas, por lo que, para el caso de la KPSS, (\*) y (\*\*) significan que no se rechaza la hipótesis nula (que indica que la serie es estacionaria) al 95% y al 99%, respectivamente. Resultados implementados con Eviews 4.1.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alonso, J. y Garcimartin, C. (1998-1999): "A New Approach to Balance-of-Payments Constraint: Some Empirical Evidence", *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(3), 259-282.
- Atesoglu, H.S. (1997): "Balance of Payment Constrained Growth Model and its Implications for the United States", *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3), 327-335.
- Atesoglu, P. S. (1995): "An Explanation of the Slowdown in US Economic Growth", *Applied Economics Letters*, 2, 91-94.
- Atesoglu, H.S. (1993): "Balance-of-Payment-Constrained Growth", *Journal of Post Keynesian Economics*, 15(4), 507-516.
- Charemza W.W. y Deadman F.D. (1992): *New Directions in Econometric Practice* Brookfiels VT-Edward Elgar.
- Engle R. y Granger C. (1987): "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- Fugarolas Álvarez-Ude, G. y Matesanz Gómez, D.: "Long and Short Run Balance of Payments Adjustment. Argentine Economic Growth Constrained", *Applied Economics Letters*, por publicar.
- Fujii, G. (2003): "Los límites de balanza de pagos al crecimiento económico de Argentina, Brasil, México y Chile", *Revista de Economía Mundial*, 8, 73-93.
- Harrod, R. (1933): *International Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hieke, H. (1997): "Balance of Payments Constrained Growth: A Reconsideration of the Evidence for the U.S. Economy", *Journal of Post Keynesian Economics*, 19 (3), 313-325.
- Holland, M., Vieira, F. V. y Canuto, O. (2002): *Economic Growth and the Balance of Payments Constraint in Latin America*, VII Encontro Nacional de Economia Política, 28-31 de mayo de 2002, disponible en [http://www.sep.org.br/eventos.asp?evento=s\\_sete](http://www.sep.org.br/eventos.asp?evento=s_sete)
- Johansen, S. y Juselius, K. (1990): "Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Lopez, J. y Cruz, A. (2000): "Thirwall's Law and Beyond: The Latin American Experience", *Journal of Post Keynesian Economics*, 22 (3), 477-495.
- MacKinnon, J. (1996): "Numerical Distribution Functions for the Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
- Maddala, G.S. y Kim, I. (2002): *Unit Roots. Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge.

- Matesanz, D. (2002): *Patrón de especialización tecnológico comercial y crecimiento económico*, Tesis Doctoral, Universidad Autónoma de Madrid, mimeo.
- McCombie, J. (1997): "On the Empirics of Balance of Payments-Constraint Growth", *Journal of Post Keynesian Economics*, 19(3), 345-376.
- McCombie, J., y Thirlwall, A.P. (1994): *Economic Growth and the Balance of Payments Constrained Growth*, St. Martin Press, Nueva York.
- Moreno-Brid, J.C. (2001): *Essays on Economic Growth and the Balance of Payments Constraint with Special Reference to the Case of Mexico*, Tesis Doctoral, Trinity College, Cambridge.
- Moreno-Brid, J.C. (1999): "Mexico Economic Growth and the Balance of Payments Constraint: A Cointegration Analysis", *International Review of Applied Economics*, 13(2), 149-159.
- Moreno-Brid, J.C. y Pérez, E. (1999): "Balance of Payments Constrained Growth in Central America: 1950-96", *Journal of Post Keynesian Economics*, 22, (1), 131-147.
- Osterwald-Lenum, M. (1992): "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 461-474.
- Pacheco-López, P. y Thirlwall, A.P. (2004): "Trade Liberalisation in Mexico: Rhetoric and Reality", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 229, 141-167.
- Perraton, J. (2003): "Balance of Payments Constrained Growth and Developing Countries: An Examination of Thirlwall's Hypothesis", *International Review of Applied Economics*, 17 (1), 1-22.
- Perrotini, I. (2002): "La ley de Thirlwall y el crecimiento en la economía global: Análisis crítico del debate", *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura*, VIII (2), 117-141.
- Thirlwall, A.P. (2004): *Trade, the Balance of Payments and Exchange Rate Policy in Developing Countries*, Edward Elgar Pub. (Disponible en: <http://www.kent.ac.uk/economics/staff/at4/Trade-BalofPay.doc>).
- Thirlwall, A.P. (1979): "The Balance of Payments Constraint as an Explanation of International Growth Rate Differences", *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 128, 45-53.
- Thirlwall, A.P. y Hussain, M. N. (1982): "The Balance of Payments Constraint, Capital Flows and Growth Rates Differences Between Developing Countries", *Oxford Economics Papers*, 10, 498-509.
- Turner, P. (1999): "The Balance of Payments Constraint and the Post 1973 Slowdown of Economic Growth in the G7 Economies", *International Review of Applied Economics*, 13 (1), 41-53.