



Maestría en Economía

Facultad de Ciencias Económicas

Universidad Nacional de La Plata

TESIS DE MAESTRIA

ALUMNO

Maximiliano Albornoz

TÍTULO

Elasticidades de comercio exterior en Latinoamérica. Estimaciones para el periodo 1993-2014

DIRECTOR

Daniel Berrettoni

CO-DIRECTOR

Jorge Puig

FECHA DE DEFENSA

11/08/2016

Elasticidades de comercio exterior en Latinoamérica. Estimaciones para el periodo 1993-2014

Maximiliano Albornoz¹

Tesis de Maestría

Maestría en Economía

Universidad Nacional de La Plata

Director: Daniel Berrettoni

Co-Director Jorge Puig

RESUMEN

Este trabajo proporciona estimaciones de elasticidades agregadas de comercio exterior para un conjunto de países de Latinoamérica utilizando un modelo de corrección de errores para el periodo 1993-2014. Los resultados muestran una baja elasticidad de los volúmenes exportados e importados a los cambios del tipo de cambio real multilateral. La elasticidad-ingreso de las importaciones es superior con respecto a la elasticidad-ingreso de las exportaciones en la mayoría de los países, como señala gran parte de la literatura. La volatilidad cambiaria tiene un efecto negativo sobre los volúmenes de comercio, pero con mayor impacto en las importaciones.

Clasificación JEL: F3, F4.

Palabras claves: Exportaciones, importaciones, tipo de cambio real, elasticidades, volatilidad

¹ Este trabajo constituye la tesis final de la Maestría en Economía de la Universidad Nacional de La Plata (UNLP) realizada bajo la dirección de Daniel Berrettoni y la co-dirección de Jorge Puig. El autor agradece incommensurablemente su apoyo como también a los participantes de los seminarios de tesis, especialmente a Ricardo Bebczuk. Los errores u omisiones son de mi exclusiva responsabilidad. Email: cmalbornoz@yahoo.com.ar

Índice

| | |
|---|----|
| 1. Introducción | 2 |
| 2. Revisión de la literatura | 4 |
| 3. Hechos estilizados en Latinoamérica | 9 |
| 4. Metodología | 13 |
| 5. Datos | 16 |
| 6. Resultados y análisis | 16 |
| 7. Conclusiones | 18 |
| Referencias | 20 |
| Tabla de elasticidades de largo plazo | 24 |
| Tabla de elasticidades de corto plazo | 25 |
| Anexo I | 26 |
| Anexo II | 32 |
| Anexo III | 35 |
| Anexo IV | 36 |

1. Introducción

La estimación de elasticidades de comercio exterior es un viejo asunto en economía internacional. Una extensa literatura se inicia desde Orcutt (1950) y fue estimulada en los inicios por el Fondo Monetario Internacional a través de los *Staff Papers*, como expresan Blejer, Khan y Masson (1995). Los economistas le han prestado una gran atención al tema, no sólo a través de la amplia literatura, especificando y estimando ecuaciones, sino también resumiendo los aportes mediante *surveys*. Entre los más citados se destacan Cheng (1959), Prais (1962), Kreinin (1967), Stern, Francis y Schumacher (1976), Goldstein y Khan (1985), Gardiner y Dixit (1986), Marquez (2002) y Via (2011).

Thursby y Thursby (1987) señalan que existieron tres causas que motivaron la extensa literatura en el tópico. Por un lado, desde un enfoque positivo, poder testear las teorías sobre comercio de manera de comprender la transmisión de perturbaciones económicas entre países. Por otro lado, desde un enfoque normativo, evaluar políticas comerciales, macroeconómicas y regímenes cambiarios alternativos. Finalmente, aprovechar la disponibilidad de datos económicos sobre transacciones internacionales, los cuales han sido de fácil acceso para los académicos y hacedores de políticas en comparación con otras fuentes de información. Prais (1962) expresa que de las distintas áreas de la economía, la referida a Comercio Internacional es la que ha tenido la mayor información disponible para largos periodos de tiempo por países.

Las elasticidades agregadas de comercio tienen por finalidad cuantificar cómo responden los volúmenes de exportaciones e importaciones ante el cambio del 1% de las distintas variables explicativas. Tradicionalmente, se utilizaban medidas de precios relativos y de ingresos.

La teoría macroeconómica estándar reconoce como determinantes de los volúmenes de las exportaciones al PIB de los socios comerciales y al tipo de cambio real², mientras que los volúmenes de las importaciones están influidos por el PIB doméstico y por el tipo de cambio real. La variable “ingresos” suele tener mayor preponderancia que la variable “precios”, aunque la segunda ha tenido un análisis teórico y empírico mayor con respecto a la primera (Via, 2011). La literatura académica convalida estas variables incorporando en tiempos recientes algunas otras, como, por ejemplo, la volatilidad del tipo de cambio real (Véase Chowdhury, 1993; Aristotelous, 2001; Clark et al, 2004; Ozturk, 2006; Zhao, 2010).

La mayor parte de la literatura académica sobre elasticidades de comercio se ha enfocado en economías avanzadas, mientras que regiones en vías de desarrollo (como Latinoamérica) han recibido mucha menos atención (Fullerton, Sawyer, Sprinkle, 1999). Si bien existen trabajos de elasticidades para países de la región, sea individual o

² Véase Dornbusch, Fischer y Startz, 1998; Sachs y Larraín, 1994; Blanchard y Pérez Enrri, 2001; Mankiw, 2014; De Gregorio, 2007.

para un grupo de ellos³, no se ha encontrado un análisis que agrupe a la mayor cantidad de países para los últimos años.

Ante la ausencia de un estudio amplio y actualizado de elasticidades de comercio exterior para Latinoamérica, el presente trabajo viene a cubrir este vacío seleccionando una muestra de países más abarcativa. El objetivo principal es analizar la respuesta de los volúmenes de las exportaciones e importaciones a cambios en el PIB, el tipo de cambio real multilateral (TCRM) y la volatilidad del TCRM. En concreto, se buscará proveer evidencia para 10 países de la región (Argentina, Brasil, Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú, Venezuela y Uruguay) utilizando un modelo de corrección de errores basado en Engle y Granger (1987) para el periodo 1993.Q1-2014.Q4.

La primera hipótesis postula que las devaluaciones reales no serían efectivas para estimular el comercio, dado el reducido efecto que tiene el tipo de cambio real en los volúmenes de exportación e importación, en comparación con el impacto que tiene el PIB sobre aquellas. Es decir, se requerirían grandes movimientos de la variable “precios” (bruscas devaluaciones), para poder lograr un crecimiento de las cantidades exportadas. La segunda hipótesis postula que la elasticidad de las importaciones al PIB doméstico es mayor que la elasticidad de las exportaciones al PIB de los socios comerciales; por lo tanto, los países tenderán a enfrentar un deterioro comercial en el caso de crecer al mismo nivel que sus principales socios.

Los resultados obtenidos señalan que el principal determinante de los volúmenes de comercio exterior es el PIB, teniendo el tipo de cambio real un rol secundario. Además, la elasticidad-ingreso de las importaciones es superior a la elasticidad-ingreso de las exportaciones en la mayoría de los países, por lo cual la región registraría una tendencia al deterioro de la balanza comercial bajo condiciones de crecimiento económico equilibrado. La volatilidad cambiaria resultó significativa deprimiendo tanto las importaciones como las exportaciones, aunque con un mayor impacto en las primeras con respecto a las segundas.

La tesis se organiza de la siguiente manera. La sección 2 proporciona una revisión general de la literatura académica sobre elasticidades de comercio exterior. La sección 3 describe las variables macroeconómicas de Latinoamérica utilizadas en el trabajo durante los últimos 25 años y sus hechos estilizados más relevantes. La sección 4 presenta la metodología de estimación. La sección 5 suministra los datos utilizados y las fuentes de información. La sección 6 ofrece los resultados de las estimaciones y un análisis de los mismos. La sección 7 presenta las conclusiones.

³ Véase Gachet, Lastra, Lojan, Ortiz y Pinzon, 1998; Loza Tellería, 2000; Catao y Falcetti, 2002; Paiva, 2003; Aravena 2005; Monfort, 2008; Berrettoni y Castresana, 2009; Guardarucci y Puig, 2012; Zack y Dalle, 2014.

2. Revisión de la literatura

La literatura académica sobre elasticidades de comercio exterior es extensa y abundante. Como expresan Imbs y Mejean (2009; 2010), el cálculo de elasticidades es un viejo asunto en economía internacional. Después de la posguerra, uno de los trabajos pioneros fue el de Orcutt (1950), el cual describía los principales problemas que tenían las estimaciones en ese tiempo que provocaban un sesgo a la baja en las elasticidades-precio (*Elasticity pessimism*), por lo que una devaluación podría no mejorar la balanza comercial. También mencionaba efectos no lineales de cambios de precios relativos sobre las cantidades, sesgo de ecuaciones simultáneas, sesgo de agregación y ausencia en contabilizar rezagos.

Goldstein y Khan (1985) y Thursby y Thursby (1987) señalan que la disponibilidad de datos económicos sobre flujos de comercio contribuyó al avance natural del trabajo empírico sobre modelos de comercio. Desde Orcutt (1950), en los veinte años siguientes, además de una gran cantidad de artículos, pueden encontrarse *surveys* que describen las contribuciones en el área. Se destacan los de Cheng (1959), Prais (1962), Taplin (1967) y Kreinin (1967).

A fines de la década del cincuenta, Johnson (1958) estableció una controversia sobre las diferencias en las elasticidades-ingreso. Si en un modelo de 2 países, el comercio está inicialmente en equilibrio, si los precios son constantes y el crecimiento del ingreso es el mismo en ambos países, el balance comercial entre ellos puede cambiar a través del tiempo si las elasticidades-ingreso difieren. Si un país tiene una elasticidad-ingreso de las importaciones mayor a su elasticidad-ingreso de las exportaciones, experimentará un crecimiento mayor de sus importaciones y un deterioro de su balanza comercial.

En la década del sesenta, el influyente trabajo de Houthakker y Magee (1969) incorpora como variables explicativas al PIB doméstico y de los socios comerciales y postula el *puzzle* sobre la tendencia al déficit comercial de Estados Unidos, debido a que la elasticidad-ingreso de las importaciones era mayor a la elasticidad-ingreso de las exportaciones. Esta conjetura no se cumplió; varios trabajos posteriores dieron interpretaciones al respecto (Crane, Crowley y Quayyum, 2007). Bussiere, Callegari y Ghironi (2011) mencionan que la elasticidad-ingreso de las importaciones ha estado sobreestimada por tomar como variable ingreso al PIB o a la demanda agregada. Para corregir este problema, estos autores construyen una medida de demanda ajustada por importaciones, donde la variable-ingresos registra una elasticidad mucho más reducida, cerrando la brecha entre las elasticidades de las importaciones y las exportaciones.

Aquellas especificaciones iniciales han sufrido décadas de desarrollos econométricos en el área, incluyendo aspectos dinámicos y estáticos, diferencias entre elasticidades de corto y largo plazo, análisis de heterogeneidad, estabilidad de las relaciones de comercio, cuestiones de endogeneidad, etc. (Imbs y Mejean, 2010). Los desarrollos teóricos de Granger y Newbold (1974), Engle y Granger (1987), Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) sentaron las bases para la modelización y estimación de ecuaciones de comercio exterior evitando las relaciones espurias.

El quiebre del sistema de Bretton Woods de regímenes de tipos de cambio fijos en 1973 hacia regímenes de tipos de cambios flexibles provocó un interés académico creciente respecto de los efectos de la volatilidad de los tipos de cambios sobre los flujos de comercio. La volatilidad cambiaria fue incorporándose como variable explicativa en las estimaciones. El argumento teórico estándar expresa que la incertidumbre generada por la volatilidad cambiaria impone costos a los agentes económicos adversos al riesgo; especialmente, con respecto a los precios que los exportadores recibirían y pagarían en el futuro. Esto derivaría en una disminución de los volúmenes. No obstante, la evidencia empírica es ambigua en sus resultados (Véase Chowdhury, 1993; Todani y Munyama, 2005; Ozturk, 2006; Serenis y Serenis, 2008; Zhao, 2010)

Un trabajo que ha merecido gran atención es el de Goldstein y Khan (1985), el cual expresa que la literatura empírica sobre ecuaciones de comercio ha estado dominada por dos tipos de modelos, denominados de “sustitutos imperfectos” y de “sustitutos perfectos”. Nos centraremos en el primero. Señala que ni las exportaciones ni las importaciones son sustitutos perfectos para los bienes domésticos, debido a que no se cumple la ley de precio único. Por lo cual, los países tendrían comercio en ambas direcciones.

Krugman (1988) analizó la existencia de una regularidad empírica (la llamó “regla de 45°”), la cual relaciona el cociente entre elasticidades-ingreso de las exportaciones e importaciones sobre el ratio del crecimiento del PIB doméstico con respecto a la variación del PIB de los socios comerciales. En presencia de esta relación, la tendencia a los movimientos del tipo de cambio real sería mucho menor que la sostenida por la literatura, ya que cambios en las elasticidades estarían asociados a variaciones en las tasas de crecimiento.

El trabajo de Reinhart (1995) ha sido de los más citados en la literatura y con mayor impacto para el diseño de políticas públicas. Comienza con un interrogante acerca de la efectividad de las devaluaciones para corregir desequilibrios externos en un contexto donde los países en vías de desarrollo realizaban reformas económicas y la devaluación era una parte central en éstas. Las variables “ingresos” y “precios” suelen ser significativas, pero las segundas tienden a ser bajas, y se requeriría de un gran movimiento en los precios relativos para tener un impacto positivo en los flujos de comercio.

Estimaciones para países desarrollados pueden encontrarse en Houthakker-Magee (1969), Goldstein y Khan (1976), Goldstein y Khan (1985), Marquez y McNeilly (1988), Krugman (1988), Chowdhury (1993), Senhadji-Montenegro (1999), Hooper, Johnson y Marquez (2000), Márquez (2002), Clark, Tamirisa y Jin-Wei (2004) y Crane, Crowley y Quayyum (2007). Las elasticidades-ingreso de las importaciones se ubican en un rango de 0,9 y 2,2, mientras que las elasticidades-ingreso de las exportaciones se distribuyen entre 0,8 y 1,6. Estados Unidos y Reino Unido verifican la asimetría entre elasticidades (*puzzle*). Las elasticidades-precios de los flujos de comercio no superan la unidad, aunque sumadas, validan la condición Marshall-Lerner.

Enfocándose en Latinoamérica, Gachet, Lastra, Loján, Ortiz y Pinzon (1998) estiman una función de importaciones para Ecuador en el periodo 1985-1998 utilizando técnicas de co-integración. Los volúmenes responden a los cambios en el PIB, mientras que el tipo de cambio real no resulta significativo. Loza Tellería (2000) analiza los determinantes de las importaciones y exportaciones para Bolivia durante 1990-1999, encontrando que los volúmenes son inelásticos al tipo de cambio real, mientras que la variable PIB influye de manera significativa. No obstante, sostiene que dado que se cumple la condición Marshall-Lerner, en el largo plazo, la política cambiaria sería relevante para corregir desequilibrios comerciales. Paiva (2003) analiza los determinantes de los flujos de comercio de Brasil durante el periodo 1991-2001 utilizando un modelo de corrección de errores y estimando sus elasticidades. Para las exportaciones, aquella es positiva para el PIB de los socios comerciales (cerca a 1,5) y negativa para la volatilidad del tipo de cambio real. Para las importaciones, las variables relevantes son el PIB doméstico (con un coeficiente mayor que la unidad) y la volatilidad del tipo de cambio real, siendo ambas positivas. Aravena (2005) estima elasticidades ingresos y precios de los flujos comerciales para Argentina y Chile utilizando un modelo de corrección de errores durante 1996 y 2004. En el caso de Argentina, la elasticidad-ingreso de las importaciones es de 3,62, mientras que la elasticidad-ingreso de las exportaciones es de 0,83. En cambio, las elasticidades precios resultaron bajas (0,33 y 0,06 respectivamente). En el caso de Chile, se obtienen resultados similares a los anteriores, con elasticidades ingresos de 1,13 y 0,41 y elasticidades precios de 0,12 y 0,08 respectivamente. Monfort (2008) analiza los determinantes de las exportaciones e importaciones para Chile durante 1990-2007 en un contexto de liberalización comercial, encontrando una respuesta positiva del PIB de los socios comerciales en las exportaciones y del PIB doméstico en las importaciones. No resulta significativo el tipo de cambio real en la ecuación de exportaciones. Brunini y Mordecki (2011) examinan los determinantes de las exportaciones e importaciones para Uruguay durante 1993-2010, encontrando una relación positiva y significativa entre las exportaciones y la demanda externa, no así con el tipo de cambio real. Guardarucci y Puig (2012) trabajan con los países del Mercosur (Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay) utilizando un modelo de corrección de errores con datos para 1993-2010, obteniendo una baja elasticidad de los volúmenes exportados con respecto al tipo de cambio real multilateral con relación al PIB de los socios comerciales. Además, estos autores encuentran un efecto negativo de la volatilidad cambiaria sobre las exportaciones.

Para el caso específico de Argentina, Heymann y Navajas (1998) analizan los determinantes de los flujos de comercio de Argentina para el periodo 1970-1997 encontrando que éstos dependen del estado macroeconómico del comprador (resumido en el nivel de actividad y en el tipo de cambio real con el dólar). En el caso de las importaciones de Argentina, las elasticidades-ingreso y tipo de cambio real son de 1,24 y de -0,37 respectivamente. En el caso de las exportaciones argentinas hacia Brasil, cada punto de crecimiento del PIB brasileño habría generado un aumento de 1,46% en las exportaciones argentinas a Brasil, mientras que el tipo de cambio real de Brasil registró

una elasticidad de 0,48. Catao y Falcetti (2002) analizan los determinantes de los flujos comerciales durante 1980-1996 para explicar los fuertes desequilibrios ocurridos durante la década del noventa. Al enfoque tradicional de las exportaciones, dependiendo del PIB de los socios comerciales y del tipo de cambio real (usan como variable su volatilidad) agregan una variable de precios relativos, una de capacidad productiva y una variable de absorción. Los resultados señalan valores positivos y significativos para los precios de los productos básicos, la absorción interna y la actividad económica del principal socio comercial, Brasil. Para la estimación de las importaciones, además del PIB doméstico y del tipo de cambio real, incorporan a la tasa de interés real. La elasticidad es positiva para el PIB doméstico (y superior a la unidad) y negativa para el tipo de cambio real y la tasa de interés real. Bus y Nicolini-Llosa (2007) estiman la función de importaciones para Argentina en el periodo 1970-2007 utilizando un modelo de corrección de errores; encuentran una elasticidad-ingreso de 3,51 y una elasticidad del tipo de cambio real de -0,37. Berrettoni y Castresana (2009) analizan los determinantes de las exportaciones durante 1993-2008 utilizando, también, un modelo de corrección de errores; encuentran que la respuesta de las exportaciones e importaciones al tipo de cambio real es baja con relación a la sensibilidad de estos agregados a los cambios en el nivel de actividad. Además, encuentran que la volatilidad del TCRM afecta negativamente los flujos de comercio. Zack y Dalle (2014), analizando datos para 1996-2013, encuentran que las elasticidades del comercio exterior condicionan el crecimiento económico a largo plazo, dado que el tipo de cambio real no puede resolver el obstáculo al deterioro de la balanza comercial. Utilizando un modelo de corrección de errores para las importaciones y exportaciones, calculan sus elasticidades (1,81 y 0,99 para los PIB doméstico y de los socios comerciales) mientras que para las variables-precios (el tipo de cambio real) se ubican en -0,34 y 0,07 respectivamente.

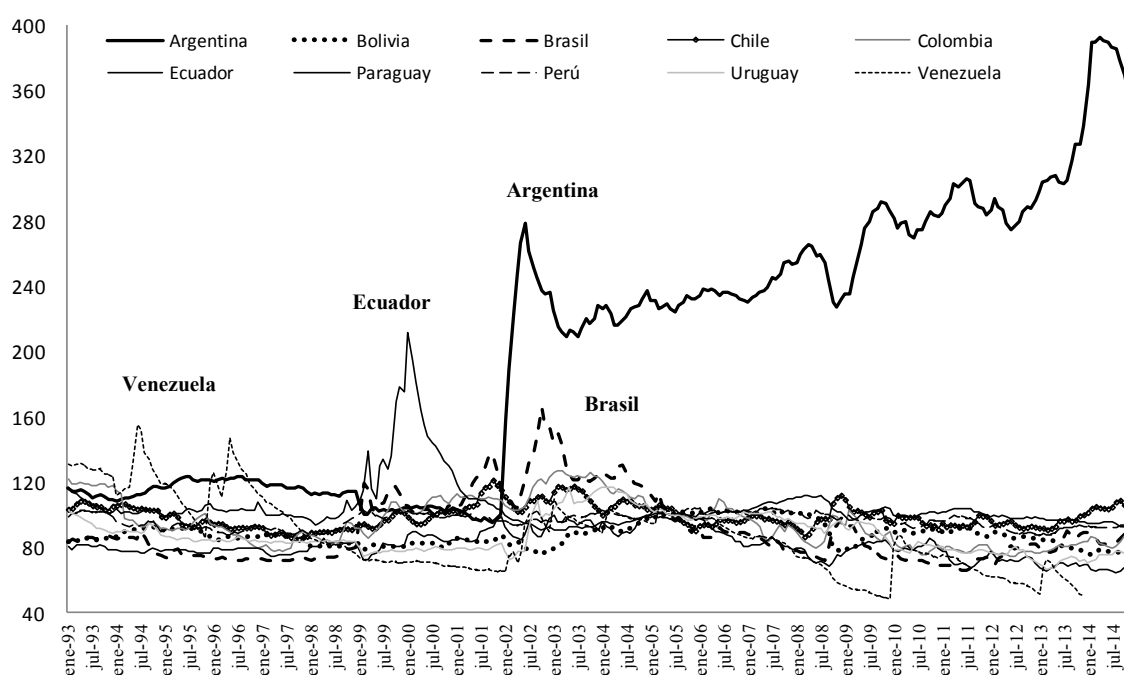
Tabla 1. Comparación de estudios seleccionados sobre elasticidades de comercio exterior

| Autor | Países | Periodo | Metodología | Exportaciones | | | | Importaciones | | | |
|-------------------------------|---|-----------------|---------------------|---------------|---------------|--------------|---------------|---------------|---------------|-------|-------|
| | | | | ingreso | precios | tcrm | volat | ingreso | precios | tcrm | volat |
| Houthakker-Magee (1969) | 14 países desarrollados | 1951-1966 | OLS | (0,88;3,55) | (-0,03;0,20) | | | (0,9;2,19) | (-1,66;0,83) | | |
| Krugman (1988) | 9 países desarrollados | 1971-1986 | OLS | (1,24;3,86) | (-0,56;0,62) | | | | | | |
| Chowdhury (1993) | Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Reino Unido, Estados Unidos | 1973.Q1-1990.Q4 | Co-integración-MCE | (0,17;0,34) | (-0,46;-0,18) | | (-0,82;-0,07) | | | | |
| Reinhart (1995) | 12 países en desarrollo | 1970.Q1-1991.Q4 | Co-integración-MCE | (0,88;4,41) | (-0,32;0,31) | | | (0,38;2,75) | (-0,15;-1,36) | | |
| Heymann-Navajas (1998) | Argentina | 1970.Q1-1997.Q4 | Co-integración- VAR | 1,46 | | -0,48 | | 1,24 | | -0,36 | |
| Gachet et al (1998) | Ecuador | 1985.Q1-1998.Q1 | Co-integración-MCE | | | | | 1,18 | | -0,01 | |
| Senhadji-Montenegro (1999) | 75 países | 1960.Q1-1993.Q4 | Co-integración-MCE | (0,17;4,34) | (-0,02;-4,72) | | | | | | |
| Hooper-Johnson-Marquez (2000) | Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Reino Unido, Estados Unidos | 1970.Q1-1996.Q4 | Co-integración-MCE | (0,8;1,6) | (-0,9;-1,6) | | | (0,9;2,2) | (-0,3;-0,9) | | |
| Loza Tellería (2000) | Bolivia | 1990.Q1-1999.Q2 | Co-integración-MCE | 0,95 | 0,82 | 0,62 | | 2,12 | -0,24 | | |
| Catao y Falcetti (2002) | Argentina | 1980.Q1-1996.Q4 | Co-integración-MCE | 1,12 | 1,18 | | -1,02 | 2,42 | -0,8 | -0,14 | |
| Paiva (2003) | Brasil | 1991.Q1-2001.Q4 | Co-integración-MCE | 1,5 | | 0,56 | -0,19 | 2,6 | | -0,30 | |
| Aravena (2005) | Argentina y Chile | 1996.Q1-2004.Q4 | Co-integración-MCE | (0,41;0,83) | (0,06;0,08) | | | (1,13;3,62) | -0,12;-0,33) | | |
| Bus-Nicolini-Llosa (2007) | Argentina | 1970.Q1-2007.Q1 | Co-integración-MCE | | | | | 3,51 | | -0,37 | |
| Monfort (2008) | Chile | 1990.Q1-2006.Q4 | Co-integración-MCE | 2,63 | | 0,18 | | 1,37 | | -0,24 | |
| Berrettoni-Castresana (2009) | Argentina | 1993.Q1-2008.Q4 | Co-integración-MCE | 1,84 | | 0,30 | -0,25 | 2,76 | | -0,34 | -0,24 |
| Brunini y Mordecki (2011) | Uruguay | 1993.Q1-2011.Q4 | Co-integración-MCE | 1,73 | | 1,06 | | | | | |
| Guardarucci-Puig (2012) | Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay | 1993.Q1-2010.Q4 | Co-integración-MCE | (1,03;3,42) | | (-0,97;0,63) | (-5,45;-0,82) | | | | |
| Zack-Dalle (2014) | Argentina | 1996.Q1-2013.Q4 | Co-integración-MCE | 0,99 | | 0,07 | 0,03 | 1,81 | | -0,34 | -0,02 |

3. Hechos estilizados en Latinoamérica

Previo al cálculo de las elasticidades agregadas, esta sección tiene por objeto describir la evolución de las variables que se utilizan en las estimaciones (volúmenes de exportaciones e importaciones, PIB doméstico y de los socios comerciales, TCRM y Volatilidad). La Figura 1 muestra la evolución de los TCRM de los países latinoamericanos (Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela) en el periodo 1993-2014, según las fuentes utilizadas en la sección 5, pudiéndose extraer varias conclusiones. Entre 1993 y 1998 se observa una apreciación del TCRM en un contexto de liberalización de la cuenta de capital y de ingreso de capitales en los países de la región. A partir de marzo de 1998 se inicia un breve periodo ascendente hasta enero de 2000 (principalmente, por la devaluación del real). Luego comienza otro breve periodo de caída del TCRM que dura hasta junio de 2001, donde empieza a crecer lentamente hasta junio de 2002; a partir de esta fecha, registra un salto con un máximo en enero de 2003. Desde este momento, se inicia un extenso periodo de caída del TCRM.

Figura 1. Tipo de cambio real multilateral en Latinoamérica
(1993-2014 = Base 100)



Fuente: Elaboración propia a partir de CEPAL y BCRA

Además de analizar su evolución, también es importante apreciar la volatilidad del TCRM. La Tabla 2 describe su comportamiento. La década de mayor dispersión fue el periodo 2000-2009, siendo Argentina y Brasil los países con los ratios más elevados. En cambio, en el periodo 1993-1999, Argentina y Uruguay registran los menores valores, mientras que Ecuador el nivel más alto (a partir de marzo 1999 crece la inestabilidad cambiaria que culmina con la dolarización total de la economía en enero de 2000). Para

el periodo 2010-2014, Ecuador, debido a lo mencionado anteriormente, presenta la menor dispersión, mientras que Venezuela se encuentra en el extremo opuesto. Éste último periodo registra la menor volatilidad, aunque tiene menos años que los dos restantes.

La evolución del TCRM en Argentina merece un comentario. Dados los inconvenientes de precios relativos, la CEPAL dejó de publicar sus datos. Para subsanar este problema, se utilizó la serie que publica el BCRA. Pero, analizando la evolución de las series de TCRM para los países latinoamericanos, se observa que 9 de los 10 registran una apreciación en la última década, mientras que solo Argentina presenta una depreciación. Ante esta inconsistencia, se procedió a re-calcular el TCRM deflactándolo tanto por un índice de salarios nominales como por el precio de poroto de soja. El anexo I desarrolla una breve discusión sobre el tema, especialmente a través de los aportes de Lucángeli (2014 y 2015).

Tabla 2. Volatilidad del tipo de cambio real multilateral

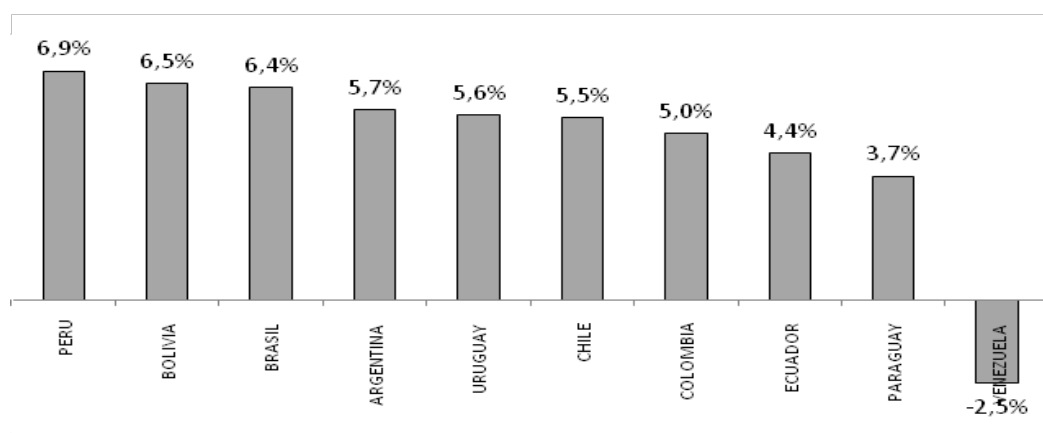
| (1993-2014 = Base 100) | | | |
|-------------------------|------------------|------------------|------------------|
| País | 1993-1999 | 2000-2009 | 2010-2014 |
| Argentina | 55 | 141 | 81 |
| Bolivia | 87 | 115 | 87 |
| Brasil | 87 | 119 | 80 |
| Chile | 77 | 117 | 99 |
| Colombia | 103 | 106 | 84 |
| Ecuador | 147 | 97 | 40 |
| Perú | 75 | 114 | 107 |
| Paraguay | 127 | 87 | 88 |
| Uruguay | 71 | 116 | 108 |
| Venezuela | 101 | 65 | 151 |
| Media Aritmética | 93 | 108 | 92 |

Fuente: Elaboración propia a partir de CEPAL y BCRA

Nota: para obtener la volatilidad cambiaria se procedió a calcular el desvío estándar de la variación mensual del tipo de cambio real multilateral. Para un análisis más profundo, véase Chowdhury (1993), Aristotelous (2001), Clark et al (2004) y Zhao (2010). El anexo IV presenta los gráficos de las volatilidades cambiarias.

Los volúmenes de exportaciones se analizan a través de sus tasas de crecimiento para el periodo 1993.T1-2014.T3, las cuales se ordenaron de mayor a menor según la Figura 2. Los países de mayor crecimiento en sus volúmenes de exportación han sido Perú (6,9%), Bolivia (6,5%) y Brasil (6,4%). Venezuela (-2,5%) es el único de los 10 países de la muestra que registra una tasa de variación negativa. El promedio aritmético simple de crecimiento de los volúmenes de exportación ha sido de 4,7%. Se observa que, de los 10 países, 7 crecen por encima de la media.

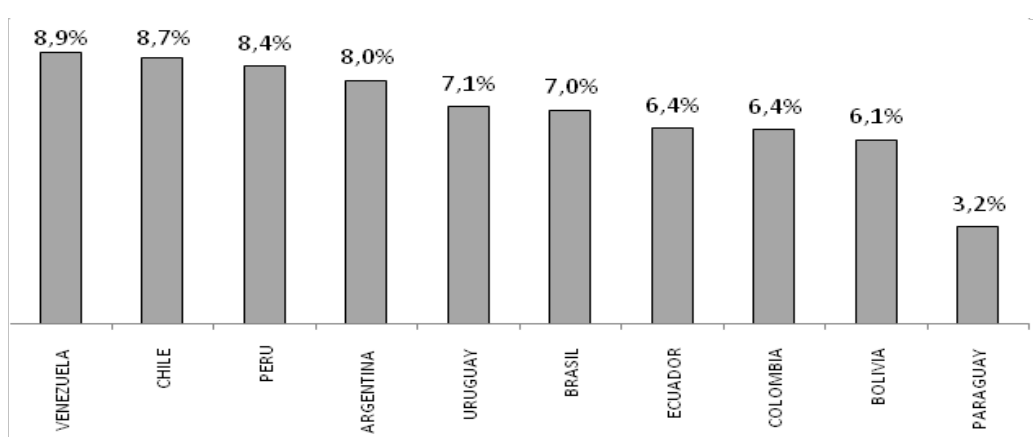
Figura 2. Tasas de crecimiento anual promedio de los volúmenes de exportación 1993.T1-2014.T3



Fuente: Elaboración propia a partir de Institutos de Estadísticas y Bancos Centrales

Para el análisis de los volúmenes de importaciones, se realiza el mismo procedimiento utilizado en las exportaciones. Considerando el periodo 1993.T1-2014.T3, se calculan las tasas de crecimiento anuales y se las ordena de mayor a menor según la Figura 3. A diferencia de las exportaciones, no existen tasas de crecimiento negativas para las importaciones y los niveles son más elevados. Los países con mayores tasas de crecimiento para sus volúmenes de importaciones son Venezuela (8,9%), Chile (8,7%) y Perú (8,4%). El promedio aritmético simple ha sido de 7,0%. Se observa que existe mucha menos asimetría, si se la compara con las exportaciones.

Figura 3. Tasas de crecimiento anual promedio de los volúmenes de importación 1993.T1-2014.T3

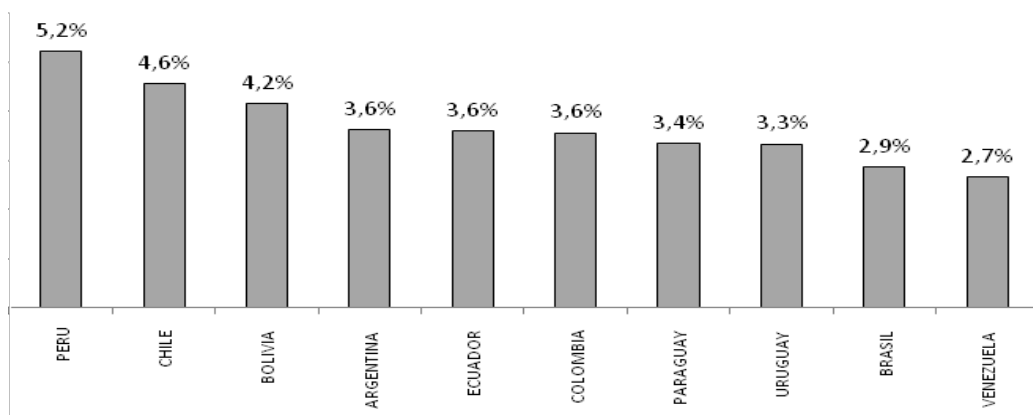


Fuente: Elaboración propia a partir de Institutos de Estadísticas y Bancos Centrales

Como se verá más adelante, el principal determinante de las importaciones es el PIB doméstico. La Figura 4 describe el comportamiento de esta variable para el periodo 1993.T1-2014.T3. Los países son ordenados de mayor a menor y el promedio aritmético

simple de crecimiento del PIB doméstico ha sido de 3,7%. Las tasas de crecimiento más elevadas correspondieron a Perú (5,2%), Chile (4,6%) y Bolivia (4,2%).

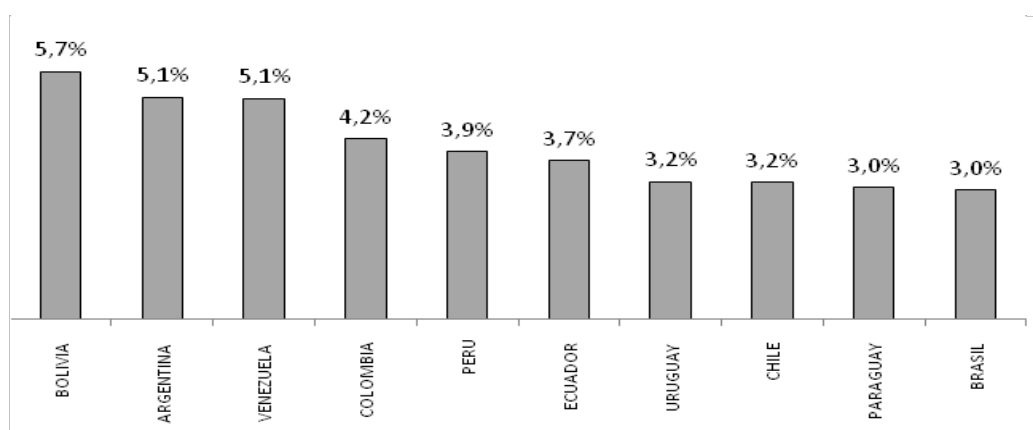
Figura 4. Tasa de crecimiento anual promedio del PIB doméstico a precios constantes 1993.T1-2014.T3



Fuente: Elaboración propia a partir de Institutos de Estadísticas y Bancos Centrales

La Figura 5 tiene por objetivo analizar la evolución del PIB de los socios comerciales para cada país. Los tres países con socios más dinámicos han sido Bolivia (5,7%), Argentina (5,1%) y Venezuela (5,1%). Al observar los volúmenes de exportación, estos países se ubican en posiciones opuestas. Bolivia ha registrado el segundo crecimiento más vigoroso en sus exportaciones, mientras que Venezuela ha tenido un desempeño mucho menos satisfactorio, debido a que sus volúmenes en términos absolutos, han retrocedido. El promedio aritmético simple de crecimiento del PIB de los socios comerciales ha sido de 4,0%.

Figura 5. Tasa de crecimiento anual promedio del PIB de los socios comerciales 1993.T1-2014.T3



Fuente: Elaboración propia a partir de Institutos de Estadísticas, Bancos Centrales y FMI

Del análisis de los datos, se pueden extraer las siguientes conclusiones. Los tipos de cambios reales multilaterales para todos los países se han apreciado desde 2003, con la

única excepción de Argentina. La volatilidad cambiaria disminuyó con respecto al comienzo de la década, salvo para Venezuela. Las importaciones han crecido a una tasa promedio superior al incremento de las exportaciones (7% y 4,7% respectivamente), mientras que el PIB de los socios comerciales registró un comportamiento más dinámico con respecto al PIB doméstico (4% y 3.7%).

4. Metodología

Los estudios empíricos utilizan un modelo estándar para estimar elasticidades de comercio exterior (Goldstein y Khan, 1985). En el caso de las importaciones, los volúmenes suelen depender del PIB doméstico y del tipo de cambio real. En el primer caso la relación es directa (una suba del ingreso doméstico provoca mayores importaciones), mientras que en el segundo caso la relación es negativa (una devaluación real restringe las importaciones). Los volúmenes de exportaciones suelen depender del PIB de los socios comerciales y del tipo de cambio real. De la misma manera, un incremento del PIB de los socios comerciales estimulará las exportaciones, mientras que una suba del tipo de cambio real también hará crecer las ventas externas, pero en una cuantía menor. Estas relaciones han dado origen a los efectos “ingresos y precios” en los volúmenes de comercio exterior.

La literatura ha ido incorporando nuevas variables explicativas, tanto para las exportaciones como para las importaciones, por ejemplo, la volatilidad del tipo de cambio real, el uso de la capacidad instalada, los derechos de exportación, etc. En este trabajo, junto con las variables “ingresos” y “precios” se incorpora la volatilidad del tipo de cambio real. Ésta suele aparecer en la mayoría de los trabajos empíricos recientes (Véase Paiva, 2003; Berrettoni y Castresana, 2007 y 2009; Guardarucci y Puig, 2012; Zack y Dalle, 2014).

Se utilizará un modelo de corrección de errores (MCE) basado en Engle y Granger (1987), tanto para las ecuaciones de exportación e importación, eligiendo como variables explicativas el PIB de los socios comerciales y el tipo de cambio real multilateral en el primer caso, y el PIB doméstico y el tipo de cambio real en el segundo caso; junto con una variable de volatilidad del tipo de cambio real en ambos casos. El MCE relaciona interacciones de corto y largo plazo. Es necesario que las series tengan el mismo grado de integración, y en el caso que los residuos sean estacionarios, las estimaciones de corto plazo serán válidas⁴. La literatura académica también suele emplear el procedimiento de Johansen- Juselius para obtener las ecuaciones de co-integración, el cual no presenta los inconvenientes de estimar una sola ecuación de co-integración ni la determinación de la exogeneidad a priori en el caso de dos variables. No obstante, dado que el fundamento teórico sobre las ecuaciones de exportaciones e importaciones es claro según la extensa literatura que modeló los flujos de comercio (Goldstein-Khan, 1985; Thursby y Thursby, 1987; Marquez, 2002), se selecciona la metodología propuesta por Engle y Granger.

⁴ Para un análisis más detallado sobre Econometría de series de tiempo, véase Enders (1995).

Para las exportaciones, los modelos de largo y corto plazo vienen dados por:

$$\ln \text{Exportaciones}_t = a_1 + a_2 \ln \text{PIB socios}_t + a_3 \ln \text{TCRM}_t + a_4 \text{Volatilidad}_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta \ln \text{Exportaciones}_t = b_0 + b_1 \Delta \ln \text{PIB socios}_t + b_2 \Delta \ln \text{TCRM}_t + b_3 \Delta \text{Volatilidad}_t + \text{TCE}_t + \varepsilon_t$$

Donde la variable dependiente está dada por los volúmenes de las exportaciones de bienes y servicios en el periodo t , mientras que las variables explicativas son el tipo de cambio real multilateral (TCRM) en el periodo t , el nivel de actividad de los socios comerciales (PIB socios comerciales) en el periodo t y la variable volatilidad del tipo de cambio real (Volatilidad). Salvo ésta última, todas se expresan en logaritmos naturales para obtener sus elasticidades. En este caso, las elasticidades de las exportaciones a largo plazo vienen dadas por los coeficientes a_2 y a_3 respectivamente.

Se utilizarán variables binarias por trimestres para controlar y captar efectos estacionales. A su vez, se incorporarán variables *dummies* que permitan captar efectos particulares. En lo que respecta al análisis de estacionariedad de las series, se realiza mediante el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Se parte de la premisa (hipótesis nula) de que las series tienen raíz unitaria, y para evitar las regresiones espurias (Granger y Newbold, 1974,) es necesario diferenciar las series para transformarlas en estacionarias.

En la estimación de corto plazo, las variables se diferencian una vez y se agrega el término de corrección de errores (llamado TCE) que no es otra cosa que los residuos de la regresión de largo plazo rezagados un periodo. Éste tiene que tener signo negativo y estadísticamente significativo, lo cual garantiza la estabilidad del modelo.

Para el caso de las importaciones, se realiza el mismo análisis, solo que considerando el PIB doméstico en lugar del PIB de los socios comerciales.

Los modelos de largo y corto plazo para los volúmenes de importaciones de bienes y servicios vienen dados por:

$$\ln \text{Importaciones}_t = a_1 + a_2 \ln \text{PIB doméstico}_t + a_3 \ln \text{TCRM}_t + a_4 \text{Volatilidad}_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta \ln \text{Importaciones}_t = b_0 + b_1 \Delta \ln \text{PIB dom}_t + b_2 \Delta \ln \text{TCRM}_t + b_3 \Delta \text{Volatilidad}_t + \text{TCE}_t + \varepsilon_t$$

La variable volatilidad del tipo de cambio real multilateral (TCRM) se estimó de la manera usual según la literatura académica. El impacto de la volatilidad sobre los volúmenes de exportaciones e importaciones tiene un signo ambiguo según sea el trabajo seleccionado. Clark et al (2004) sostiene que la revisión de la literatura teórica sobre volatilidad y flujos de comercio indica que no hay una clara relación entre ellas. La presunción de que el comercio es afectado negativamente por la volatilidad del tipo de cambio depende de una serie de supuestos, que no se sostienen, necesariamente, en todos los casos, en especial, en un entorno de equilibrio general. En países en vías de desarrollo es por la ausencia de posibilidades de cobertura, sea a través del mercado de divisas o de operaciones de compensación. Para países desarrollados, donde están bien

perfeccionados los mercados de divisas, las transacciones pueden ser cubiertas, por lo cual se reducen los movimientos no imprevistos del tipo de cambio. Además, en ambos casos, dado que las decisiones de exportar e importar se reflejan en una serie de transacciones que involucran pagos, cobros y tipos de cambio que no se conocen con certeza, estos eventos podrían reducir las decisiones sobre los flujos de comercio (Clark et al, 2004).

Con respecto a los trabajos mencionados en la revisión de literatura, se encuentra una relación inversa entre volatilidad del tipo de cambio real y volúmenes de comercio exterior. Una suba de la incertidumbre (medida por la volatilidad del TCRM) provocará una caída tanto de las exportaciones como de las importaciones. Chowdhury (1993) y Clark et al (2004) señalan que un aumento de la volatilidad del tipo de cambio real impondría costos adicionales a los participantes del mercado con aversión al riesgo (especialmente si operan en mercados donde el mercado de capitales está poco desarrollado y no pueden cubrirse del riesgo). Como resultado, la mayor variabilidad daría lugar a una disminución en los volúmenes de comercio. Aunque Clark et al (2004) sostiene que esta evidencia no es robusta y que su impacto es limitado. Berrettoni y Castresana (2009) señalan que el impacto es negativo, debido a que provocará una reducción de los beneficios de las empresas e impactarán en las decisiones de los exportadores e importadores. Por su parte, Aristotelous (2001) encuentra que la volatilidad no tiene impacto en los volúmenes de exportación.

La literatura académica utiliza además de los MCE, otra metodología de estimación basada en la ecuación de gravedad postulada por Tinbergen (1962). Estos modelos suelen llamarse “modelos gravitacionales” y toman como variables relevantes, además del PIB, la distancia entre los países, las similitudes culturales, etc. Para una breve discusión, ver el anexo III.

5. Datos

Los países elegidos para el análisis son los más representativos de Latinoamérica: Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Chile, Ecuador, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Dada la heterogeneidad de los mismos, las fuentes de información y recolección de datos han sido variadas. La información detallada sobre el origen de los datos para cada país se ubica en el anexo II. A modo de resumen, la Tabla 3 proporciona una descripción simplificada del periodo de referencia para cada país, y de las fuentes de los datos.

Tabla 3. Resumen de los datos y sus fuentes

| País | Periodo | Fuentes de información |
|-------------|-----------------|--|
| Argentina | 1993.T1-2014.T1 | Instituto de Estadística y Censos /Banco Central de la República Argentina /CEPAL /FMI |
| Bolivia | 2000.T1-2013.T3 | Instituto Nacional de Estadística /Instituto Boliviano de Comercio Exterior /CEPAL /FMI |
| Brasil | 1996.T1-2014.T3 | Instituto Brasileño de Geografía y Estadística /CEPAL /FMI |
| Chile | 1994.T1-2014.T1 | Banco Central de Chile /CEPAL /FMI |
| Colombia | 1995.T1-2014.T1 | Banco Central de Colombia /Departamento Administrativo Nacional de Estadística /CEPAL /FMI |
| Ecuador | 1996.T1-2014.T2 | Banco Central de Ecuador /CEPAL /FMI |
| Paraguay | 1995.T1-2014.T3 | Banco Central de Paraguay /CEPAL /FMI |
| Perú | 1994.T1-2014.T3 | Banco Central de Reserva de Perú /Sistema Integrado de Información sobre Comercio Exterior /CEPAL /FMI |
| Uruguay | 1995.T1-2014.T2 | Banco Central de Uruguay /CEPAL /FMI |
| Venezuela | 1998.T1-2013.T4 | Banco Central de Venezuela /CEPAL /FMI |

6. Resultados y análisis

En términos generales, los resultados muestran que tanto los volúmenes de exportación como los de importación responden más a los cambios en el ingreso (medido a través del PIB doméstico y del PIB de los socios comerciales) que a los cambios en los precios relativos (medidos a través del TCRM y de la Volatilidad). Esto está en consonancia con estimaciones previas (Gachet, Lastra, Lojan, Ortiz y Pinzon, 1998; Loza Tellería, 2000; Catao y Falcetti, 2002; Paiva, 2003; Aravena, 2005; Monfort, 2008; Berrettoni y Castresana, 2009; Guardarucci y Puig, 2012; Zack y Dalle, 2014).

La Tabla 5 muestra los resultados de estimar las ecuaciones de largo plazo correspondientes a las cantidades exportadas e importadas. Los coeficientes indican el grado de respuesta de los volúmenes frente a un cambio en cada una de las variables explicativas, es decir, miden elasticidades (se interpretan como el cambio porcentual en las cantidades exportadas e importadas frente a un cambio del 1% en cada una de las variables explicativas).

El PIB resultó significativo y con el signo esperado en todos los países, tanto para los volúmenes exportados como importados, con la excepción de Venezuela, donde la elasticidad-ingreso de las exportaciones presenta un signo negativo. La elasticidad-ingreso de las importaciones superó a la elasticidad-ingreso de las exportaciones en seis de nueve países (Argentina, Bolivia, Chile, Colombia, Ecuador y Paraguay). En cambio, para Brasil, Perú y Uruguay se obtuvieron los resultados opuestos.

La elasticidad-ingreso de las exportaciones superó la unidad en siete de diez países (las excepciones fueron Ecuador, Paraguay y Venezuela). En cambio, la elasticidad-ingreso de las importaciones superó el valor de 1,3 en nueve de diez países (la única excepción fue Venezuela), pero, a su vez, en seis de los nueve se ubicó por encima de 1,5.

Con respecto al tipo de cambio real multilateral, por el lado de las exportaciones resultó significativo en ocho de diez países (las excepciones fueron Perú y Venezuela), pero solo en cinco de los ocho tuvo el signo esperado (Argentina, Brasil, Bolivia, Chile y Ecuador) y en casi todos no superó el valor de 0,5. El coeficiente más bajo lo registró Argentina (0,166) mientras que el más alto lo obtuvo Bolivia (0,674). Por el lado de las importaciones, el TCRM fue negativo y significativo en ocho de diez países (las excepciones fueron Ecuador y Paraguay). A su vez, el coeficiente más bajo le correspondió a Uruguay (-0,223) mientras que el más alto lo registró Perú (-0,957). Se aprecia que los movimientos del TCRM tienen mayor impacto en deprimir las importaciones que en estimular las exportaciones, especialmente en Argentina y Chile.

Los resultados obtenidos para la volatilidad están en consonancia con los obtenidos por Berrettoni y Castresana, 2009; Guardarucci y Puig, 2012; Zack y Dalle, 2014). Se puede apreciar un impacto negativo y estadísticamente significativo en los volúmenes de comercio, en particular, para las importaciones. En éstas, el impacto es relevante en siete de diez países (las excepciones fueron Brasil, Chile y Perú). En cambio, en las exportaciones, la volatilidad resultó significativa en sólo tres de los diez países (Argentina, Ecuador y Uruguay).

La Tabla 6 muestra los resultados de estimar las ecuaciones de corto plazo. Se observa que, en términos generales, la principal variable que resulta ser significativa es el PIB. El término de corrección de errores (TCE) resultó negativo y significativo para todas las ecuaciones y todos los países, lo cual sustenta la estabilidad del modelo (mide qué porcentaje del desvío de la relación de largo plazo se corrige en cada periodo). En el caso de las exportaciones, la velocidad de ajuste más rápida la tiene Bolivia (-0,55) mientras que la más lenta le corresponde a Brasil (-0,07). En cambio, para las importaciones, Uruguay presenta un valor de -0,98 mientras que Paraguay de -0,17.

De acuerdo con lo mencionado anteriormente, se pueden extraer algunas lecciones generales, las cuales se resumen en la Tabla 4. Primero, dado que la elasticidad-ingreso de las importaciones es superior a la elasticidad-ingreso de las exportaciones en la mayoría de los países, en caso de crecimiento económico equilibrado, algunos podrían registrar una tendencia al empeoramiento de su balanza de comercio. Segundo, el TCRM tiene un rol secundario sobre los volúmenes de comercio exterior teniendo en cuenta sus bajos coeficientes de elasticidades. Tercero, la volatilidad afectaría en mayor medida a aquellos países con historia de inestabilidad cambiaria, como Argentina (registró a fines de la década del ochenta un proceso hiperinflacionario que derivó en 1991 en un esquema de caja de conversión) y Ecuador (dolarizó su economía en 2000 luego de una grave crisis cambiaria). Cuarto, en los únicos países donde no se cumplió el *Houthakker-Magge puzzle* es en aquellos que registraron las elasticidades-ingreso de

las exportaciones más elevadas del grupo. Quinto, como expresan Thursby y Thursby (1987), las elasticidades-ingreso-precios de los flujos de comercio suelen ser sensibles al periodo de tiempo, al país, e incluso al tipo de variables elegidas.

Tabla 4. Resumen de elasticidades

| Países | Exportaciones | | Importaciones | |
|-----------|---------------|----------|---------------|----------|
| | PIB socios | TCRM | PIB doméstico | TCRM |
| Brasil | 2,32*** | 0,46*** | 1,78*** | -0,46*** |
| Uruguay | 1,95*** | -0,26* | 1,32*** | -0,22*** |
| Perú | 1,82*** | 0,26 | 1,46*** | -0,95*** |
| Chile | 1,48*** | 0,39* | 1,90*** | -0,61*** |
| Colombia | 1,31*** | -0,34*** | 1,63*** | -0,49*** |
| Argentina | 1,02*** | 0,16*** | 1,98*** | -0,29*** |
| Bolivia | 1,01*** | 0,67*** | 1,53*** | -0,39** |
| Paraguay | 0,75*** | -1,06*** | 1,41*** | -0,06 |
| Ecuador | 0,63*** | 0,29* | 2,03*** | 0,20 |

Nota: Significatividad estadística *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

7. Conclusiones

La estimación de elasticidades agregadas de comercio ha sido una fecunda área de investigación aplicada en economía internacional desde la posguerra. La disponibilidad de datos para una gran cantidad de países, el interés en evaluar modelos teóricos a nivel empírico y el análisis de políticas macroeconómicas alternativas fomentaron el interés en el tópico. Durante las décadas del cincuenta y sesenta, gran parte de los estudios contaron con el apoyo del F.M.I. No obstante, regiones como Latinoamérica han merecido menor interés por parte de la Academia y los hacedores de políticas en comparación con la abundante literatura existente para economías avanzadas.

En esta línea, el objetivo del trabajo fue cubrir en parte este vacío y suministrar resultados actualizados para una amplia muestra de países de Latinoamérica. Los resultados obtenidos confirman lo expresado por la literatura, siendo el PIB una variable de mayor relevancia con respecto al tipo de cambio real multilateral sobre los volúmenes de importaciones y exportaciones.

La elasticidad-ingreso de las importaciones resultó superior a la elasticidad-ingreso de las exportaciones en la mayoría de los países, lo cual indicaría que en caso de que un país crezca al mismo ritmo que sus principales socios comerciales, registraría un deterioro de su balanza comercial, como expresaba Johnson más de cincuenta años atrás. La baja elasticidad del tipo de cambio real multilateral señala que se requerirían grandes movimientos de los precios relativos para estimular los volúmenes de comercio, siendo este resultado consistente con trabajos previos.

La volatilidad cambiaria resultó significativa y con signo negativo, lo cual está en sintonía con una parte de la literatura que sostiene que la incertidumbre del tipo de

cambio deprime los volúmenes de comercio. No obstante, se observa un mayor impacto en las importaciones con respecto a las exportaciones.

Posibles extensiones del presente trabajo serían estimar elasticidades desagregadas por rubros, tanto para las exportaciones como para las importaciones; como también utilizar otras variables explicativas como una medida ajustada de demanda agregada en el caso de las importaciones y derechos de exportaciones para los volúmenes exportados, en el caso argentino.

Referencias

- [1] Aravena, C (2005). “Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile”. Serie estudios estadísticos y prospectivos N° 36. CEPAL.
- [2] Aristotelous, K (2001). “Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK–US Export Function (1889–1999)”. *Economics Letters* 72, pp 87–94.
- [3] Berrettoni, D; Castresana, S (2007). “Exportaciones y tipo de cambio real. El caso de las manufacturas industriales argentinas”. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*.
- [4] Berrettoni, D; Castresana, S (2009). “Elasticidades de comercio de la Argentina para el periodo 1993-2008”. *Revista del Centro de Economía Internacional*.
- [5] Blanchard, O; Perez Enrri, D (2001). “Macroeconomía con aplicaciones para América Latina”. Primera edición. Prentice Hall. Perú.
- [6] Blejer, M; Khan, M; Masson, P (1995). “Early Contributions of Staff Papers to International Economics” in “Celebrating Fifty Years of the International Monetary Fund”. Staff Paper Special Edition. Vol 42, Num 4.
- [7] Brunini, A; Mordecki, G (2011). “Las exportaciones uruguayas y el tipo de cambio real: un análisis sectorial a través de modelos VECM, 1993-2010”. Instituto de Economía. UDELAE. Documento de trabajo 13/11.
- [8] Bussiere, M; Callegari, G; Ghironi, F (2011). “Estimating Trade Elasticities: Demand Composition and Trade Collapse of 2008-09”.
- [9] Cafiero, J (2005). “Modelos gravitacionales para el análisis del comercio exterior”. *Revista del Centro de Economía Internacional*.
- [10] Catao, L; Falcetti, Elisabetta (2002). “Determinants of Argentina’s External Trade”. *Journal of Applied Economics*. Vol 5, Num 1, pp 19-57.
- [11] Chanely, T (2011). “The Gravity Equation in International Trade: An Explanation”.
- [12] Cheng, H (1959). “Statistical Estimates of Elasticities and Propensities in International Trade: A Survey of Published Studies”. *IMF Staff Papers*, 1959, Vol 7, issue 1, pp 107-158.
- [13] Chowdhury, A (1993). “Does Exchange Rate Variability Depress Trade Flows? Evidence From Error Correction Models”. *Review of Economics and Statistics* 75, pp 700–706.
- [14] Clark, P; Tamirisa, N; Wei, S; Sadikov, A; Zeng, L (2004). “Exchange Rate Volatility and Trade Flows. Some New Evidence”. IMF.

- [15] Crane, L; Crowley, M; Quayyum, S (2007). "Understanding the Evolution of Trade Deficits: Trade Elasticities of Industrialized Countries". *Economic Perspectives*. Federal Reserve Bank of Chicago.
- [16] De Gregorio, José (2007). "Macroeconomía: teoría y políticas". Primera edición. Pearson. México.
- [17] Dornbusch, R; Fischer, Stanley; Startz, R (1998). "Macroeconomía". Séptima edición. Mc Graw Hill. España.
- [18] Enders, W (1995). "Applied Econometric Time Series". New York: Willey.
- [19] Engle, R; Granger, C (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometría*. 55 (2), pp 251-276.
- [20] Fullerton, T; Sawyer, W; Sprinkle, R (1999). "Latin American Trade Elasticities". *Journal of Economics and Finance*. Vol 23, pp 143-156.
- [21] Gachet, I; Lastra, A; Loján, V; Ortiz, M; Pinzon, C (1998). "Cálculo de las elasticidades de la demanda total por importaciones en el Ecuador". *Cuestiones Económicas*. N° 35. Banco Central de Ecuador.
- [22] Gardiner, W; Dixit, P (1986). "Price elasticity of export demand: concepts and estimates". ERS Staff Report, No. AGES860408. Economic Research Service. U.S Department of Agriculture. Washington, D.C.
- [23] Goldstein, M; Khan, M (1985). "Income and Price Effects in Foreign Trade", in R.W. Jones and P.B. Kenen, eds, *Handbook of International Economics*. Vol 2. Amsterdam.
- [24] Granger, C; Newbold, P (1974). "Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*. 2 (2), pp 111-120.
- [25] Guardarucci, I; Puig, J (2012). "Exportaciones en el Mercosur: Evidencia empírica sobre determinantes bajo el enfoque de las elasticidades del comercio exterior". RED Mercosur. Documento de trabajo N° 3.
- [26] Heymann, D; Navajas, F (1998). "Coordinación de políticas macroeconómicas en Mercosur: Algunas Reflexiones". *Ensayos sobre la inserción Regional de la Argentina*. Documento de Trabajo N° 81. CEPAL.
- [27] Hooper, P; Johnson, K; Marquez, J (2000). "Trade Elasticities For The G-7 Countries". *Princeton Studies in International Economics*. N° 87.
- [28] Houthakker, H; Magee, S (1969). "Income and Price Elasticities in World Trade". *The Review of Economics and Statistics*. Vol 51, Num 2, pp 111-125.
- [29] Imbs, J; Mejean, I (2009). "Elasticity Optimism". IMF Working Paper 279.

- [30] Imbs, J; Mejean, I (2010). "Trade Elasticities". Mimeographed working paper, Ecole Polytechnique, Palaiseau, France.
- [31] Johansen, S (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". Journal of Economic Dynamics and Control. Num 12, pp 231-254.
- [32] Johansen, S; Juselius, K (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with application to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics 52, pp 169-210.
- [33] Johnson, H (1958). "International Trade and Economic Growth": Studies in Pure Theory". London: Allen and Unwin.
- [34] Kreinin, M (1967). "Price Elasticities in International Trade". Review of Economics and Statistics. Vol 49, pp 510-16.
- [35] Krugman, P (1988). "Differences in Income Elasticities and Trends in Real Exchange Rates". NBER Working Paper N° 2761.
- [36] López Giral, D; Muñoz Navia, F (2008). "Los modelos de gravedad en América Latina: el caso de Chile y México". Comercio exterior. Vol 58, Num 11, pp 803-812.
- [37] Loza Tellería, G (2000). "Tipo de cambio, exportaciones e importaciones: el caso de la economía boliviana". Revista de Análisis, Banco Central Bolivia, Vol. 3, pp 7-40.
- [38] Lucángeli, L (2014). "The Exchange Rate Once Again". Blog "Alquimias Económicas".
- [39] Lucángeli, L (2015). "La pesada herencia cambiaria (sin beneficio de inventario)". Blog "Alquimias Económicas".
- [40] Mankiw, G (2014). "Macroeconomía". Octava Edición. Antoni Bosch Editor. España.
- [41] Marquez, J (2002). "Estimating Trade Elasticities. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics". Springer Science+Business Media Dordrecht.
- [42] Monfort, B (2008). "Chile: Trade Performance, Trade Liberalization, and Competitiveness". IMF Working Paper 08 /128.
- [43] Orcutt, G (1950). "Measurement of Price Elasticities in International Trade", The Review of Economics and Statistics, 32(2), pp 117-132.
- [44] Ozturk, Ilhan (2006). "Exchange Rate Volatility and Trade: A literature Survey". International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies". Vol 3.
- [45] Paiva, C. (2003). "Trade Elasticities and Market Expectations in Brazil". IMF Staff Working Paper 03/140.

- [46] Prais, S (1962), 'Econometric Research in International Trade: A Review', *Kyklos*, 15, pp 560-579.
- [47] Reinhart, C (1995). "Devaluation, Relative Prices, and International Trade: Evidence from Developing Countries". IMF Staff Paper. Vol 42, Num 5.
- [48] Sachs, J; Larraín, F (1994). "Macroeconomía en la economía global". Primera edición. Prentice Hall. México.
- [49] Senhadji, A (1998). "Time Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis". IMF Staff Papers. Vol 45.
- [50] Senhadji, A; Montenegro, C (1999). "Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross-Country Analysis". IMF Staff Papers. Vol 46, Num 3.
- [51] Stern, R; Francis, J; Schumacher, B (1976). "Price Elasticities in International Trade".
- [52] Taplin, G (1967). "Models of World Trade". Staff Papers IMF, Vol 14. Num 3.
- [53] Thursby, J; Thursby, M (1987). "Elasticities in International Trade: Theoretical and Methodological Issues". Seminar Discussion Paper N° 206, Department of Economics, The University of Michigan
- [54] Tinbergen, J (1962). "An Analysis of World Trade Flows" in *Shaping the World Economy*. New York, Twentieth Century Fund.
- [55] Via, A (2011). "Estimating Price Elasticities in International Trade: Is the Empirical Evidence Beyond Proof?". UNICAL. Department of Economics and Statistics.
- [56] Zack, G; Dalle, D (2014). "Elasticidades del comercio exterior de la Argentina: ¿Una limitación para el crecimiento?" *Revista Argentina de Economía Internacional*. Número 3.
- [57] Zhao, J (2010). "Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows in a Small Open Economy? Evidence From New Zealand". The Graduate Center. The City University of New York.

Tabla 5. Elasticidades de largo plazo

| Exportaciones | Argentina | Brasil | Bolivia | Chile | Colombia | Ecuador | Perú | Paraguay | Uruguay | Venezuela |
|----------------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| Tipo de cambio real multilateral | 0,166*** (0,041) | 0,464*** (0,157) | 0,674*** (0,113) | 0,391* (0,199) | -0,341*** (0,060) | 0,292* (0,171) | 0,261 (0,298) | -1,067*** (0,188) | -0,261* (0,150) | 0,052 (0,257) |
| PIB de los socios comerciales | 1,025*** (0,085) | 2,327*** (0,187) | 1,012*** (0,051) | 1,480*** (0,087) | 1,311*** (0,038) | 0,639*** (0,049) | 1,828*** (0,056) | 0,759*** (0,101) | 1,957*** (0,128) | -0,931*** (0,183) |
| Volatilidad cambiaria | -0,013*** (0,003) | -0,001 (0,038) | -0,012 (0,018) | 0,032 (0,031) | -0,031 (0,025) | -0,028** (0,013) | 0,002 (0,056) | -0,019 (0,021) | -0,043* (0,023) | 0,004 (0,005) |
| Observaciones | 85 | 75 | 56 | 81 | 77 | 74 | 83 | 79 | 78 | 64 |
| R2 | 0,91 | 0,666 | 0,926 | 0,855 | 0,937 | 0,743 | 0,922 | 0,65 | 0,732 | 0,371 |

| Importaciones | Argentina | Brasil | Bolivia | Chile | Colombia | Ecuador | Perú | Paraguay | Uruguay | Venezuela |
|----------------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Tipo de cambio real multilateral | -0,293*** (0,035) | -0,465*** (0,068) | -0,393** (0,165) | -0,617*** (0,078) | -0,495*** (0,061) | 0,203 (0,267) | -0,957*** (0,170) | -0,062 (0,177) | -0,223*** (0,077) | -0,246** (0,112) |
| PIB doméstico | 1,980*** (0,066) | 1,788*** (0,057) | 1,537*** (0,090) | 1,904*** (0,025) | 1,633*** (0,052) | 2,034*** (0,114) | 1,460*** (0,026) | 1,418*** (0,107) | 1,326*** (0,050) | 0,741*** (0,085) |
| Volatilidad cambiaria | -0,033*** (0,004) | -0,004 (0,012) | -0,050* (0,028) | 0,002 (0,019) | -0,053* (0,028) | -0,050* (0,025) | 0,060* (0,033) | -0,068*** (0,021) | -0,055** (0,021) | -0,006*** (0,002) |
| Observaciones | 85 | 75 | 56 | 81 | 77 | 74 | 83 | 79 | 78 | 64 |
| R2 | 0,972 | 0,953 | 0,892 | 0,99 | 0,969 | 0,926 | 0,974 | 0,819 | 0,940 | 0,757 |

Nota: Error estándar entre paréntesis. Significatividad estadística *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Tabla 6. Elasticidades de corto plazo

| Exportaciones | Argentina | Brasil | Bolivia | Chile | Colombia | Ecuador | Perú | Paraguay | Uruguay | Venezuela |
|----------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| Tipo de cambio real multilateral | 0,005 (0,090) | 0,000 (0,170) | 0,519*** (0,186) | 0,083 (0,118) | -0,0347 (0,103) | 0,139 (0,0848) | 0,268 (0,326) | -0,304 (0,268) | 0,263 (0,246) | 0,096 (0,430) |
| PIB de los socios comerciales | 0,236** (0,112) | 0,255* (0,134) | -0,0435 (0,381) | 0,770*** (0,203) | 0,296** (0,143) | 0,183 (0,142) | -0,0571 (0,184) | -0,105 (0,108) | 0,696** (0,309) | 0,002 (1,369) |
| Volatilidad cambiaria | -0,0015 (0,0052) | 0,0084 (0,00838) | 0,0283 (0,0183) | -0,0131 (0,0221) | -0,0068 (0,034) | -0,00696 (0,0165) | 0,0284 (0,0427) | -0,025 (0,0317) | -0,042 (0,0393) | -0,005 (0,006) |
| TCE | -0,147** (0,0734) | -0,0774* (0,0451) | -0,559*** (0,130) | -0,0843* (0,0474) | -0,153** (0,0705) | -0,293*** (0,0875) | -0,0999* (0,0516) | -0,113* (0,059) | -0,115* (0,0619) | -0,351** (0,168) |
| Observaciones | 84 | 74 | 55 | 80 | 76 | 73 | 82 | 78 | 77 | 63 |
| R2 | 0,604 | 0,685 | 0,717 | 0,451 | 0,147 | 0,158 | 0,604 | 0,433 | 0,361 | 0,179 |

| Importaciones | Argentina | Brasil | Bolivia | Chile | Colombia | Ecuador | Perú | Paraguay | Uruguay | Venezuela |
|----------------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| Tipo de cambio real multilateral | -0,281*** (0,062) | -0,109* (0,0611) | -0,524* (0,299) | -0,266*** (0,0987) | 0,143 (0,125) | 0,771*** (0,268) | -0,682** (0,279) | -0,0342 (0,242) | -0,118 (0,186) | -0,337** (0,130) |
| PIB doméstico | 2,768*** (0,251) | 1,133** (0,438) | 0,641 (0,441) | 1,927*** (0,442) | 2,130*** (0,430) | 2,491*** (0,858) | 0,826*** (0,268) | 0,431* (0,239) | -0,0203 (0,281) | 0,744* (0,390) |
| Volatilidad cambiaria | -0,0091** (0,0044) | -0,0205** (0,00951) | -0,0790*** (0,0218) | -0,0075 (0,018) | -0,0507 (0,0305) | -0,0707** (0,0329) | 0,0263 (0,0410) | -0,039 (0,0268) | -0,0262 (0,0294) | -0,001 (0,001) |
| TCE | -0,259*** (0,0707) | -0,284*** (0,0683) | -0,227*** (0,0797) | -0,313*** (0,0992) | -0,203*** (0,0735) | -0,577*** (0,127) | -0,274*** (0,0813) | -0,177*** (0,0598) | -0,982*** (0,106) | -0,755*** (0,150) |
| Observaciones | 84 | 74 | 55 | 80 | 76 | 73 | 82 | 78 | 77 | 63 |
| R2 | 0,804 | 0,786 | 0,405 | 0,696 | 0,463 | 0,476 | 0,467 | 0,637 | 0,714 | 0,613 |

Nota: Error estándar entre paréntesis. Significatividad estadística *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Anexo I. Estimaciones alternativas utilizando otras medidas de tipo de cambio real

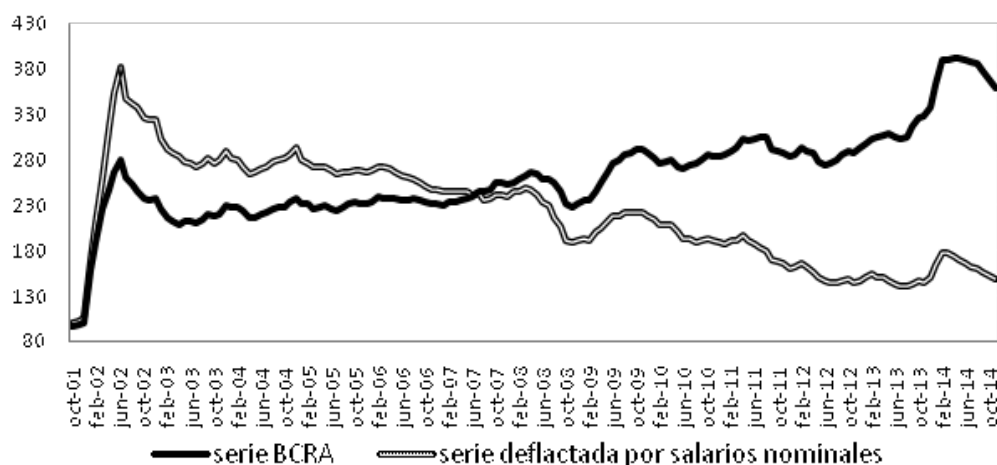
Debido a los importantes problemas de precios relativos que existen en Argentina, la serie de TCRM registra un comportamiento totalmente atípico a partir de 2007, si se la compara con los países de la región. De los 10 países del panel, en 9 se observa una apreciación del TCRM desde el pico de 2002 al presente. Argentina, en cambio, registra una creciente depreciación e incluso, en 2014, el valor se encuentra por encima del alcanzado en 2002 luego de la devaluación.

Varios analistas, como Lucángeli (2014; 2015), han cuestionado la estimación del TCRM del BCRA y proponen medidas alternativas. Una es deflactar la serie del BCRA por los salarios nominales, mientras otra es ajustarla por el precio de la soja. En el primer caso, un crecimiento de los salarios nominales por encima del tipo de cambio nominal genera un deterioro en la capacidad competitiva de los bienes transables. En el segundo caso, un aumento del precio de los productos agrícolas puede amortiguar la restricción externa.

La Figura 6 compara la serie del BCRA junto con otra deflactada por el índice de salarios nominales que publica mensualmente el INDEC.

Figura 6. TCRM ajustado por el índice de salarios

(Octubre 2001 =Base 100)

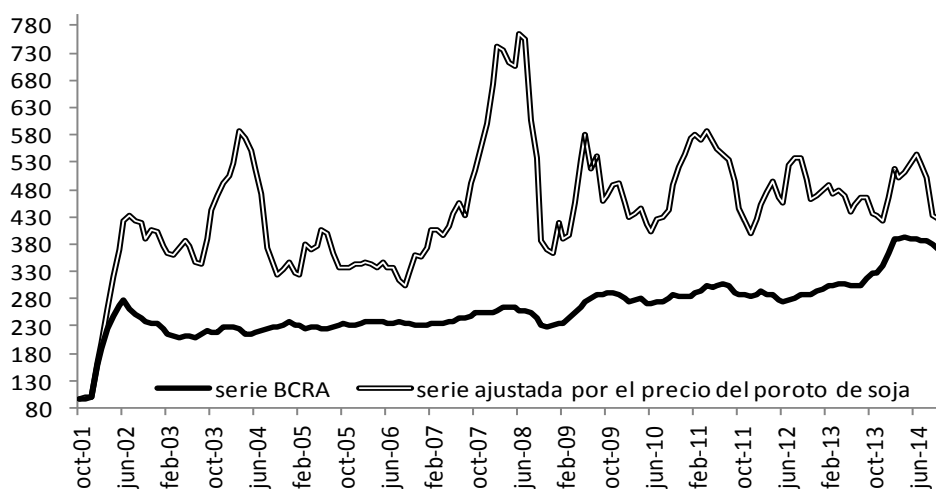


Fuente: Elaboración propia a partir del BCRA e INDEC

Se observa cómo las series prácticamente convergen hasta 2007, siendo un poco más alta la deflactada por los salarios nominales. Pero desde 2008 las discrepancias se amplían, debido a que los salarios nominales crecen por encima de 20% mientras que la inflación informada por el INDEC se ubica en 10%. Además, en 2014, el TCRM deflactado por salarios nominales se ubica prácticamente en niveles cercanos a 2001.

La Figura 7 ajusta a la serie anterior (la deflactada por los salarios nominales) por el precio del poroto de soja informado por el Ministerio de Economía (MECON). Se observa cómo, a partir de octubre de 2006, el TCRM despega, debido a que el precio del poroto de soja creció 154% entre octubre de 2006 y julio de 2008. Desde entonces, aunque con altibajos, inicia un sendero decreciente. En diciembre de 2014, el valor del TCRM se encuentra cercano al registrado en marzo de 2002, momento previo de la disparada de la cotización internacional de la soja, como señala Lucángeli (2015).

Figura 7. TCRM ajustado por el precio del poroto de soja
(Octubre 2001 =Base 100)



Fuente: Elaboración propia a partir del BCRA y MECON

De acuerdo con lo mencionado anteriormente, se procedió a reestimar las elasticidades de las exportaciones e importaciones para Argentina utilizando un TCRM ajustado inicialmente por los salarios nominales (Figura 6) y luego por el precio del poroto de soja (Figura 7), para poder apreciar las diferencias en los coeficientes estimados. El periodo es a partir del cuarto trimestre de 2001 debido a que el índice de salarios del INDEC inicia en ese momento y el boom de la soja comenzó en marzo de 2002.

Según la Tabla 7, la elasticidad-ingreso de las exportaciones disminuyó a la mitad mientras que la elasticidad-TCRM prácticamente no tuvo cambios (subió de 0,16 a 0,18). En el caso de las importaciones, el resultado más sorprendente es el signo de la elasticidad del tipo de cambio real multilateral a los volúmenes importados, el cual se torna positivo. La elasticidad-ingreso disminuyó de 1,98 a 1,64. A priori, se puede apreciar un mayor impacto en la variable PIB que en la variable TCRM.

Tabla 7. Elasticidades ajustando el TCRM por los salarios nominales

| Exportaciones | Largo plazo | Corto plazo | Importaciones | Largo plazo | Corto plazo |
|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| TCRM | 0,188** (0,049) | 0,099** (0,046) | TCRM | 0,078** (0,034) | 0,009 (0,032) |
| PIB socios | 0,628*** (0,115) | 0,505*** (0,159) | PIB doméstico | 1,641*** (0,048) | 2,553*** (0,480) |
| Volatilidad cambiaria | -0,095*** (0,011) | -0,047** (0,019) | Volatilidad cambiaria | -0,162*** (0,012) | -0,074*** (0,019) |
| TCE | | -0,335*** (0,070) | TCE | | -0,603*** (0,122) |
| Observaciones | 50 | 49 | Observaciones | 50 | 49 |
| R2 | 0,811 | 0,613 | R2 | 0,987 | 0,861 |

La Tabla 8 ajusta al TCRM por el precio del poroto de soja. La elasticidad-ingreso de las exportaciones registra casi el mismo coeficiente que en la regresión base (Tabla 5) y una pequeña suba en la elasticidad-TCRM. En cambio, para las importaciones, los resultados son similares a los descriptos en función de la Tabla 7. Una reducción de la elasticidad-ingreso y un cambio en el signo del coeficiente para el TCRM.

Tabla 8. Elasticidades ajustando el TCRM por el precio del poroto de soja

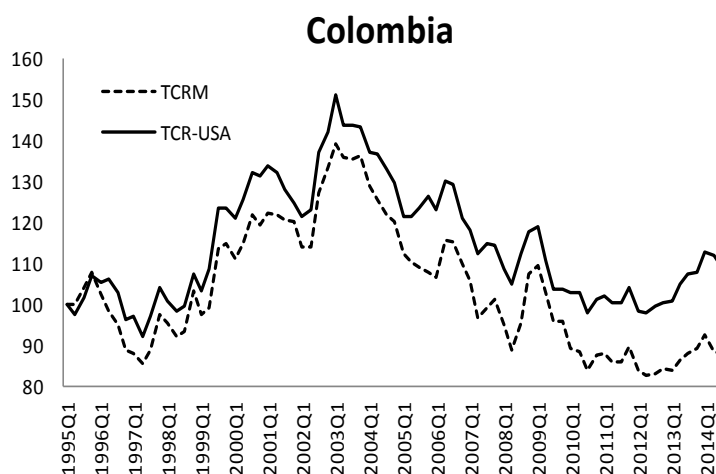
| Exportaciones | Largo plazo | Corto plazo | Importaciones | Largo plazo | Corto plazo |
|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| TCRM | 0,187*** (0,039) | 0,046 (0,077) | TCRM | 0,074* (0,039) | -0,141*** (0,031) |
| PIB socios | 0,950*** (0,095) | 0,638*** (0,174) | PIB doméstico | 1,759*** (0,051) | 2,667*** (0,513) |
| Volatilidad cambiaria | -0,101*** (0,012) | -0,033 (0,026) | Volatilidad cambiaria | -0,157*** (0,011) | -0,041** (0,019) |
| TCE | | -0,366*** (0,078) | TCE | | -0,556*** (0,103) |
| Observaciones | 50 | 49 | Observaciones | 50 | 49 |
| R2 | 0,812 | 0,608 | R2 | 0,986 | 0,865 |

Debido a que el incremento en el precio de los *commodities* fue un hecho generalizado y no de un país en particular, una corrección similar se podría realizar para el resto de los países. De acuerdo con los principales productos exportados por aquellos, se mencionan posibles ajustes similares al realizado para Argentina. Venezuela, Colombia y Ecuador según al precio del petróleo crudo; Chile y Perú dependiendo del cobre refinado y mineral de cobre; Brasil a partir del mineral de hierro y soja; Paraguay según soja y electricidad; Uruguay a partir del precio de la carne de ganado vacuna y Bolivia sobre la base del precio del gas natural. No obstante, en esta tesis no se llevarán a cabo; podrían ser fruto de futuras investigaciones.

En las estimaciones realizadas hasta el momento, se tomó como medida de precios, el tipo de cambio real multilateral publicado por la CEPAL y no el tipo de cambio real

bilateral con Estados Unidos. Pero dado que algunos países registran una fuerte participación de sus exportaciones hacia ese país (especialmente Venezuela, Colombia y Ecuador), se procede a re-estimar las elasticidades de comercio para esos tres países utilizando el tipo de cambio bilateral con Estados Unidos. La Figura 8 describe las diferencias entre los dos índices para Colombia.

Figura 8. TCRM y TCR-USA (1 Trim 1995 = 100)



Fuente: Elaboración propia a partir de CEPAL, Banco Central de Colombia y Bureau of Labor Statistics

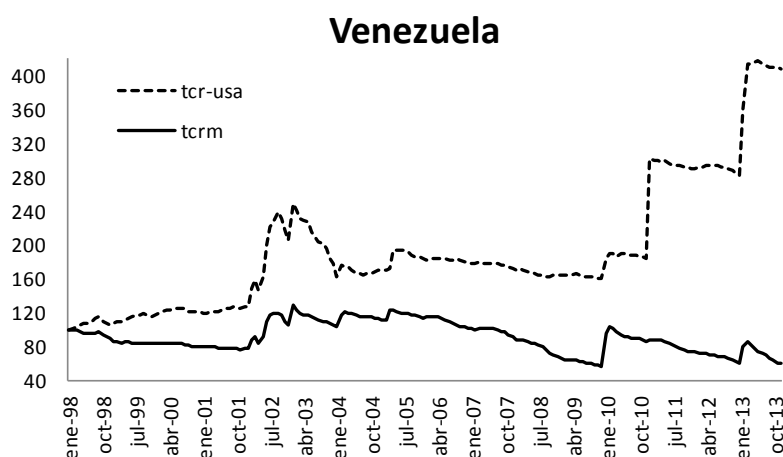
La Tabla 9 presenta los nuevos resultados para Colombia luego de cambiar la medida de tipo de cambio real. La elasticidad-ingreso y precios para las exportaciones fueron de 1,38 y -0,36 respectivamente. En cambio, para las importaciones las elasticidades son 1,73 y -0,50. Comparando estos resultados con las Tablas 5 y 6, no se observan grandes cambios. Las elasticidades del TCR con respecto a los volúmenes de comercio presentan casi los mismos signos y valores. Sólo se observa una pequeña diferencia en la elasticidad-ingreso, donde las exportaciones tienen un incremento de 1,31 a 1,38, mientras que las importaciones aumentan de 1,63 a 1,73.

Tabla 9. Elasticidades para Colombia utilizando el TCR-USA

| Exportaciones | Largo plazo | Corto plazo | Importaciones | Largo plazo | Corto plazo |
|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|
| TCR-USA | -0,361*** (0,071) | -0,100 (0,116) | TCR-USA | -0,504*** (0,134) | 0,164 (0,032) |
| PIB socios | 1,387*** (0,037) | 0,295* (0,148) | PIB doméstico | 1,732*** (0,038) | 2,261*** (0,457) |
| Volatilidad cambiaria | -0,022 (0,014) | 0,000 (0,000) | Volatilidad cambiaria | -0,035** (0,015) | -0,032 (0,020) |
| TCE | | -0,163** (0,073) | TCE | | -0,184** (0,084) |
| Observaciones | 77 | 76 | Observaciones | 77 | 76 |
| R2 | 0,9357 | 0,1506 | R2 | 0,9721 | 0,4626 |

En el caso de Venezuela, las diferencias entre ambos índices son más pronunciadas, especialmente a partir de 2010, donde se produce una divergencia en sus trayectorias. La Figura 9 describe la evolución de los tipos de cambios reales, y al igual que con Colombia, la serie de TCR-USA se ubica por encima de la serie de TCRM.

Figura 9. TCRM y TCR-USA (enero 1998 = 100)



Fuente: Elaboración propia a partir de Banco Central de Venezuela, USDA y Bureau of Labor Statistics

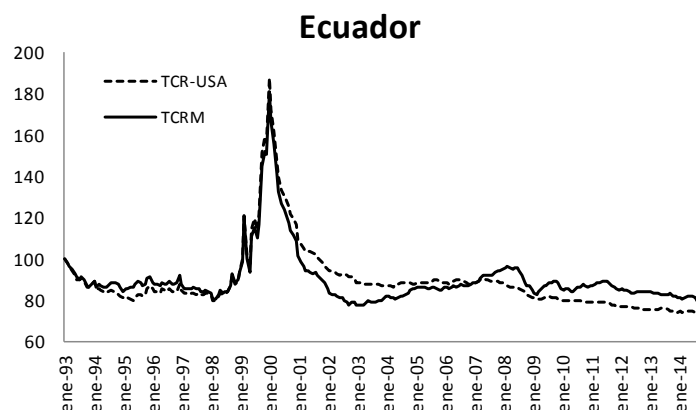
La Figura 10 describe las estimaciones para Venezuela utilizando el tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos. No se pudo extender la serie a 2014, debido a que la CEPAL sólo disponía de datos hasta 2013. Los resultados son similares a los obtenidos en los presentados en las Tablas 5 y 6. La elasticidad-ingreso de las exportaciones es negativa (-0,55), mientras que la elasticidad del TCR-USA resulta no significativa. En el caso de las importaciones, la elasticidad-ingreso fue de 2,42, mientras que la elasticidad del TCR resultó no significativa y es la principal diferencia con respecto a la estimación que utilizó como medida el TCRM.

Tabla 10. Elasticidades para Venezuela utilizando el TCR-USA

| Exportaciones | Largo plazo | Corto plazo | Importaciones | Largo plazo | Corto plazo |
|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|
| TCR-USA | -0,064 (0,078) | 0,010 (0,167) | TCR-USA | 0,032 (0,081) | -0,559 (0,130) |
| PIB socios | -0,553*** (0,125) | -0,379 (0,340) | PIB doméstico | 2,424*** (0,179) | 1,053*** (0,353) |
| Volatilidad cambiaria | -0,013 (0,008) | -0,164 (0,013) | Volatilidad cambiaria | -0,036** (0,014) | -0,025** (0,012) |
| TCE | | -0,670** (0,258) | TCE | | -0,399** (0,115) |
| Observaciones | 67 | 66 | Observaciones | 67 | 66 |
| R2 | 0,777 | 0,401 | R2 | 0,949 | 0,671 |

La Figura 10 describe la evolución de los índices de tipo de cambio real multilateral y bilateral para Ecuador. Se observa un comportamiento mucho más homogéneo con respecto a las otras series. El fuerte incremento entre 1999 y 2000 fue producto de la crisis cambiaria que experimentó ese país (dolarizó su economía en enero de 2000).

Figura 10. TCRM y TCR-USA (enero 1993 = 100)



Fuente: Elaboración propia a partir de Banco Central de Ecuador, USDA y Bureau of Labor Statistics

La Tabla 11 presenta las estimaciones de elasticidades para Ecuador utilizando el TCR-USA en lugar del TCRM. Por el lado de las exportaciones, se observa un incremento en el valor de la elasticidad-ingreso (0,63 y 0,93 respectivamente). La elasticidad del tipo de cambio real y la volatilidad se vuelven no significativas y es una notoria diferencia, considerando los comentarios que se hicieron sobre la crisis cambiaria de Ecuador hacia fines de la década del noventa. Por el lado de las importaciones, la elasticidad del tipo de cambio real se vuelve significativa, pero con el signo opuesto al esperado. La elasticidad-ingreso se ubica en 1,40 y disminuye con respecto a la estimación de la Tabla 5 (era de 2,03). La volatilidad cambiaria sigue siendo negativa y estadísticamente significativa.

Tabla 11. Elasticidades para Ecuador utilizando el TCR-USA

| Exportaciones | Largo plazo | Corto plazo | Importaciones | Largo plazo | Corto plazo |
|-----------------------|---------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|
| TCR-USA | -0,140 (0,105) | 0,042 (0,067) | TCR-USA | 0,233*** (0,073) | 0,006 (0,087) |
| PIB socios | 0,934*** (0,125) | 0,172 (0,094) | PIB doméstico | 1,406*** (0,047) | 2,025*** (0,321) |
| Volatilidad cambiaria | 0,015 (0,020) | 0,018 (0,018) | Volatilidad cambiaria | -0,132** (0,015) | -0,091*** (0,022) |
| TCE | | -0,174** (0,066) | TCE | | -0,235*** (0,067) |
| Observaciones | 83 | 82 | Observaciones | 83 | 82 |
| R2 | 0,881 | 0,242 | R2 | 0,971 | 0,572 |

Anexo II. Fuentes de recopilación de los datos

Argentina

El periodo analizado es 1993.T1-2014.T3. Los volúmenes de exportaciones e importaciones fueron obtenidos del INDEC. El tipo de cambio real multilateral (TCRM) fue obtenido del Banco Central de la República Argentina (BCRA), dada la ausencia de esta variable en la CEPAL. El PIB de Argentina fue obtenido del INDEC para que las series sean homogéneas con los datos de comercio exterior. Para la obtención del PIB de los socios comerciales se seleccionaron los principales 12 destinos (Brasil, Estados Unidos, China, Chile, Uruguay, Alemania, Italia, Colombia, Venezuela, España, Holanda y Japón). Los datos sobre exportaciones por países fueron obtenidos del INDEC y representan entre el 60% y 70% de los destinos comerciales. La construcción del PIB de los socios comerciales es un índice de la evolución de los PIB a precios constantes de los principales destinos de las exportaciones durante el período contemplado, ponderados por su participación relativa como destino de las exportaciones argentinas. En todos los casos, las series se normalizaron a 100 en el primer trimestre de 1993. Los datos de los PIB de los socios se obtuvieron en su mayoría del Fondo Monetario Internacional (FMI) del CD de “Estadísticas Financieras Internacionales” (*International Financial Statistics*). Otras series se obtuvieron de los Institutos de Estadísticas y Banco Central de distintos países.

Brasil

Los volúmenes de exportaciones e importaciones y PIB local se obtuvieron del Instituto de Geografía y Estadística de Brasil (<http://www.ibge.gov.br/home/>) de la sección Cuentas Nacionales Trimestrales. El periodo de estudio es 1996.T.1-2014.T.3. El análisis parte de 1996, debido a que hubo un cambio de base y las series de PIB se presentan a partir de ese año. Los datos del tipo de cambio real multilateral (TCRM) fueron obtenidas de la CEPAL. Para la construcción del índice PIB de los socios comerciales se seleccionaron los principales 10 destinos (Argentina, Estados Unidos, China, Chile, Francia, Alemania, Italia, España, Holanda y Japón). Representan entre el 50% y el 60% de los destinos comerciales. Luego se ponderaron el PIB de los socios por la participación relativa en las exportaciones brasileñas y se normalizaron a base 100 todas las series en el primer trimestre de 1996.

Bolivia

Los volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB local fueron obtenidos del Instituto Nacional de Estadística de Bolivia (<http://www.ine.gob.bo/>). Los datos sobre exportaciones por destino comercial fueron obtenidos del Instituto Boliviano de Comercio Exterior ([www.http://ibce.org.bo/](http://www.ibce.org.bo/)). Los datos sobre el tipo de cambio real multilateral (TCRM) fueron obtenidos de CEPAL. El periodo de análisis es 2000.T.1-2013.T.3. El índice PIB de los socios comerciales fue construido según los principales 11 destinos (Argentina, Estados Unidos, China, Colombia, Suiza, Brasil, Corea del Sur, Perú, Venezuela, Japón e Reino Unido). Representan entre el 80% y 85% de los

destinos comerciales por países. Se ponderó la participación relativa en las exportaciones al PIB de los países comerciales de Bolivia. Todas las series se normalizaron a base 100 en el primer trimestre de 2000.

Chile

Los datos de volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB local fueron obtenidos del Banco Central de Chile (BCC -<http://www.bcentral.cl/index.asp>) de la sección Base de Datos Estadísticos. El tipo de cambio real multilateral (TCRM) fue obtenido de la CEPAL. Las exportaciones por destinos fueron obtenidas del BCC de los indicadores de comercio exterior. El periodo abarca 1994.T.1-2014.T.1. Los países seleccionados representan los 13 principales destinos comerciales (Estados Unidos, Japón, Corea del Sur, China, Holanda, Perú, Brasil, Argentina, Bolivia, Alemania, México, Italia y Reino Unido) y abarcan entre el 65% y 75% de las exportaciones. Luego, se obtuvo el índice PIB de los socios comerciales ponderando los PIB de los países por la participación relativa en las exportaciones. Todas las series fueron normalizadas a base 100 en el primer trimestre de 1994.

Colombia

Los datos sobre volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB local fueron obtenidos del Banco Central de Colombia (<http://www.banrep.gov.co/>). Los datos del tipo de cambio real multilateral (TCRM) fueron obtenidos de CEPAL. Las exportaciones por destinos comerciales fueron obtenidas del Departamento Administrativo Nacional de Estadística, DANE (<http://www.dane.gov.co/>) y se seleccionaron los principales 10 destinos más representativos (Estados Unidos, Alemania, Venezuela, Japón, Ecuador, Perú, México, China, Panamá y Brasil). Estos representan entre un 65% y 75% de los destinos comerciales. El periodo de análisis es 1995.T.1-2014.T.1. El índice PIB de los socios comerciales se obtuvo ponderando el PIB de los países a los cuales Colombia le exporta por su participación relativa. Todas las series se normalizaron a base 100 en el primer trimestre de 1995.

Ecuador

Los datos de volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB local fueron obtenidos del Banco Central de Ecuador (BCE -<http://www.bce.fin.ec/>) de la sección Cuentas Nacionales Trimestrales. Las exportaciones por destino se obtuvieron del BCE. Se seleccionaron los principales 11 destinos comerciales (Estados Unidos, Perú, Venezuela, Colombia, Italia, Japón, España, Alemania, China, Panamá y Holanda). Representan entre el 70% y el 85% de las ventas externas. El tipo de cambio real multilateral (TCRM) fue obtenido de la CEPAL. El índice PIB de los socios comerciales se obtuvo ponderando los PIB de los países por su participación relativa en las exportaciones. El periodo de análisis es desde 1996.T.1-2014.T.2. Las series se normalizaron base 100 en el primer trimestre de 1996.

Paraguay

Los datos de volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB local fueron obtenidos del Banco Central del Paraguay (BCP- (<https://www.bcp.gov.py/>) desde el Boletín de Cuentas Nacionales Trimestrales. El periodo de análisis es 1995.T.1-2014.T.3. Los datos del tipo de cambio real multilateral (TCRM) fueron obtenidos de CEPAL. Las exportaciones por destino comercial fueron obtenidas del BCP desde el Boletín de Comercio Exterior-Trimestral. Representan entre el 75% y 90% de los destinos comerciales. Los países seleccionados fueron los 14 más relevantes (Argentina, Brasil, Chile, Estados Unidos, Italia, Rusia, India, Venezuela, Alemania, Perú, Holanda, Turquía, España y Uruguay). El índice PIB de los socios se calculó ponderando los PIB de los socios comerciales por su participación relativa en las exportaciones. Luego todas las series se normalizaron a base 100 en el primer trimestre de 1995.

Perú

Los datos sobre exportaciones, importaciones y PIB local fueron obtenidos desde el Banco Central de Reserva de Perú (BCRP- <http://www.bcrp.gob.pe/>). El tipo de cambio real multilateral (TCRM) fue obtenido desde la CEPAL. Las exportaciones por destinos comerciales fueron obtenidas del Sistema Integrado de Información sobre comercio exterior (<http://www.siicex.gob.pe>). Los países seleccionados fueron 19 (Estados Unidos, Reino Unido, Japón, China, Holanda, México, Italia, Alemania, Brasil, Taiwán, Bélgica, Suiza, Corea de Sur, España, Bolivia, Canadá, Venezuela, Colombia y Chile), los cuales concentran entre el 75% y 85% de las exportaciones. El índice PIB de los socios se obtuvo ponderando el PIB de los países por su participación relativa en las exportaciones. El periodo de análisis abarca 1994.T.1-2014.T.3. Todas las series fueron normalizadas a base 100 en el primer trimestre de 1994.

Uruguay

Los datos de volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB local fueron obtenidos Banco Central de Uruguay (BCU <http://www.bcu.gub.uy/Paginas/Default.aspx>). Las exportaciones por países también fueron obtenidas del BCU. El tipo de cambio real multilateral (TCRM) fue obtenido de la CEPAL. Los países seleccionados representan los principales 18 destinos comerciales (Argentina, Brasil, Estados Unidos, Venezuela, China, Alemania, Rusia, Holanda, Chile, España, Italia, Paraguay, Suiza, Egipto, Irak, Israel, Perú y México) y abarcan entre el 65% y 75% de las exportaciones. El periodo de análisis es 1995.T.1-2014.T.2. El índice PIB de los socios comerciales se obtiene ponderando el PIB de los países por la participación relativa en las exportaciones. Luego las series se normalizan a base 100 en el primer trimestre de 1995.

Venezuela

Los datos de volúmenes de exportaciones, importaciones y PIB local fueron obtenidos del Banco Central de Venezuela (<http://www.bcv.org.ve/>). Los datos de tipo de cambio real multilateral (TCRM) fueron obtenidos de CEPAL. Las exportaciones por destino

comercial fueron obtenidas del Instituto Nacional de Estadística de Venezuela (<http://www.ine.gov.ve/>). Los países seleccionados fueron los principales 8 destinos (Brasil, China, Colombia, Reino Unido, Estados Unidos, México y Ecuador). El periodo de análisis es 1998.T.1.-2013.T.4. El índice PIB de los socios se calculó ponderando al PIB de los países en base a su participación relativa en las exportaciones de Venezuela. Las series se normalizaron a base 100 en el primer trimestre de 1998.

Anexo III. Modelos gravitacionales de comercio

Otra de las herramientas más utilizadas en el estudio de las corrientes de comercio internacional son los denominados “modelos gravitacionales” basados en el desarrollo pionero de Tinbergen (1962). La idea central consiste en aplicar a las relaciones comerciales un concepto análogo a la ley de Newton que relaciona la atracción entre dos objetos al tamaño de la masa y a la distancia entre ellos (Cafiero, 2005).

Estos modelos suelen afirmar que el flujo de comercio bilateral entre dos países está relacionado con el tamaño de sus economías (medido por el nivel de su PIB y su población), la distancia entre ambas, el lenguaje, la cultura, etc. Se espera que el flujo esté positivamente relacionado con el nivel de ingreso de cada uno de los países e inversamente relacionado con la distancia entre ellos (Chanely, 2011). Como señalan López Giral y Muñoz Navia (2008), estos modelos son especialmente útiles para modelar los flujos bilaterales de comercio entre dos países y ventajosos para analizar estrategias de política comercial.

Siguiendo a Cafiero (2005), una modelización estándar de la “ecuación de gravedad” es la siguiente:

$$f_{Cijt} = \beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 y_{jt} + \beta_3 n_{it} + \beta_4 n_{jt} + \beta_5 d_{ijt} + \beta_6 tc_{ijt} + u_{ijt}$$

$$i, j = 1, 2, \dots, G$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

Donde:

i se refiere al país importador, mientras que j se refiere al país exportador.

f_{Cijt} es el logaritmo natural del flujo de comercio entre los países i y j en el año t .

y_t representan el logaritmo natural de los respectivos niveles de ingreso.

n_t indica el logaritmo natural de la población

d_{ijt} es el logaritmo natural de la distancia entre ambos países.

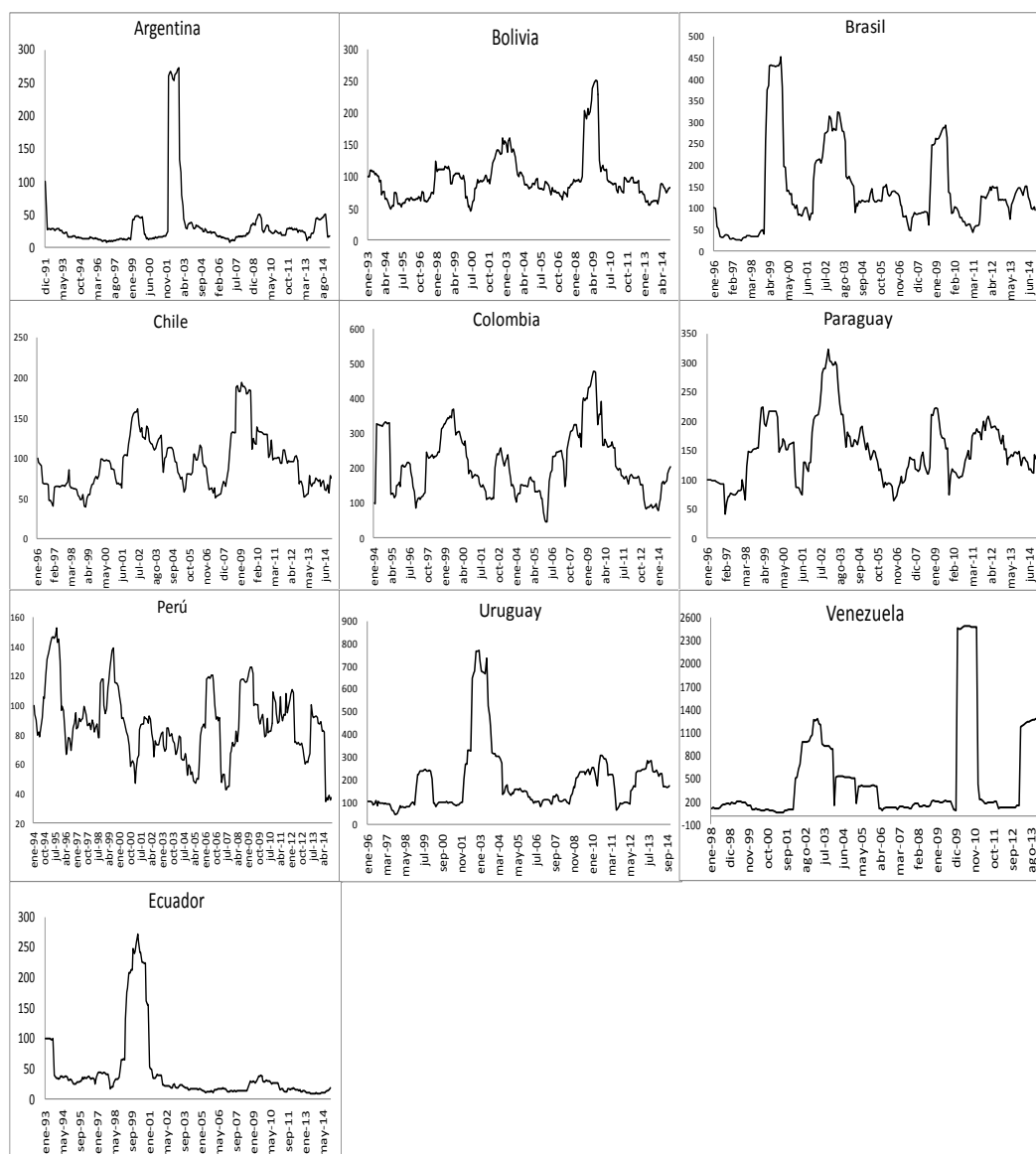
tc_{ijt} es el logaritmo natural del tipo de cambio bilateral.

u_{ijt} es el error aleatorio

Anexo IV. Volatilidad cambiaria

Como se mencionó en la sección 3, uno de los hechos estilizados más relevantes del periodo en análisis ha sido la volatilidad cambiaria en la mayoría de los países latinoamericanos. La crisis de los países asiáticos a mediados de la década del noventa y desequilibrios macroeconómicos en algunos países –como en el caso de Argentina y Ecuador - provocaron una inestabilidad que se vio reflejada en los movimientos de los tipos de cambios. La Figura 11 describe el comportamiento de la volatilidad cambiaria.

Figura 11. Volatilidad cambiaria⁵



Fuente: Elaboración propia a partir de CEPAL y BCRA

⁵ El año base varía según el país: Argentina (diciembre 1991), Bolivia (enero 1993), Brasil (enero 1996), Chile (enero 1996), Colombia (enero 1994), Paraguay (enero 1996), Perú (enero 1994), Uruguay (enero 1996), Venezuela (enero 1998) y Ecuador (enero 1993).

Para calcular la volatilidad cambiaria se utilizó una medida basada en Chowdhury (1993) y Zhao (2010):

$$V_t = \left[\left(\frac{1}{m} \right) \sum_{i=1}^m (\ln \text{TCRM}_{t+i-1} - \ln \text{TCRM}_{t+i-2})^2 \right]^{1/2}$$

La variable es construida a través del desvío estándar promedio móvil de la tasa de variación del tipo de cambio real multilateral, donde m es el orden del promedio móvil y se utilizó un valor de 4.

De la Figura 11 pueden obtener importantes conclusiones acerca de la volatilidad cambiaria. Brasil registra una fuerte variabilidad cambiaria durante 1999 luego y a partir de 2002 con la devaluación del peso argentino. Ecuador registra una crisis cambiaria durante marzo de 1999 y noviembre de 2000 que deriva en una dolarización que disminuyó drásticamente los movimientos del tipo de cambio. En cambio, para Argentina, la mayor volatilidad ocurre entre enero y noviembre de 2002 (lo mismo sucede con Uruguay por su estrecha cercanía). La crisis financiera internacional de 2008/9 impactó de manera heterogénea en los países latinoamericanos, con mayor profundidad en Bolivia, Brasil, Chile y Colombia y menor repercusión en Argentina y Venezuela.