



Cuadernos de Economía  
ISSN: 0121-4772  
ISSN: 2248-4337  
revcuaeco\_bog@unal.edu.co  
Universidad Nacional de Colombia  
Colombia

Chena, Pablo Ignacio; Bosnic, Carolina  
**CONCENTRACIÓN ECONÓMICA Y COMERCIO INTERNACIONAL. LA  
CONDICIÓN MARSHALL-LERNER EN LA ARGENTINA (1993-2013)**

Cuadernos de Economía, vol. 36, núm. 71, 2017, pp. 379-403  
Universidad Nacional de Colombia  
Colombia

DOI: <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.54921>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=282154593008>

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



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

# CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

# 71

Facultad de Ciencias Económicas  
Escuela de Economía  
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD  
**NACIONAL**  
DE COLOMBIA

# CONCENTRACIÓN ECONÓMICA Y COMERCIO INTERNACIONAL. LA CONDICIÓN MARSHALL-LERNER EN LA ARGENTINA (1993-2013)

---

Pablo Ignacio Chena  
Carolina Bosnic

**Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Concentración económica y comercio internacional. La condición Marshall-Lerner en la Argentina (1993-2013). *Cuadernos de Economía*, 36(71), 379-403.**

El presente artículo estudia los efectos de la concentración económica en la pérdida de sensibilidad de la balanza comercial a las variaciones del tipo de cambio real (TCR). Para esto se analizan los flujos comerciales de la Argentina (1993-2013), con el doble objetivo de, por un lado, identificar el cumplimiento

---

P. I. Chena

Doctor en Economía. Investigador del Centro de Estudios e Investigaciones Laborales (CEIL), Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Conicet). Profesor de la Universidad Nacional de La Plata, Argentina. Correo electrónico: pablochena@gmail.com.

C. Bosnic

Licenciada en Economía. Maestrando en Políticas de Desarrollo. Analista en la Subsecretaría de Coordinación Económica del Ministerio de Economía de la Provincia de Buenos Aires, Argentina. Correo electrónico: carolinabosnic@gmail.com.

Sugerencia de citación: Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Concentración económica y comercio internacional. La condición Marshall-Lerner en la Argentina (1993-2013). *Cuadernos de Economía*, 36(71), 379-403. doi: [10.15446/cuad.econ.v36n71.54921](https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v36n71.54921).

Este artículo fue recibido el 24 de diciembre de 2015, ajustado el 16 de marzo de 2016 y su publicación aprobada el 7 de abril de 2016.

de la condición Marshall-Lerner (CML) y, por otro, determinar la influencia de la concentración económica sobre la misma. Los resultados alcanzados muestran que los movimientos del TCR no generan cambios significativos en la balanza comercial. Sin embargo, cuando se aíslan los efectos directos e indirectos de la concentración económica, la balanza comercial aumenta su sensibilidad al TCR y se cumple la CML.

**Palabras clave:** concentración, tipo de cambio real, condición Marshall-Lerner, Argentina.

**JEL:** F14, F43, O54.

**Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Economic concentration and international trade. The Marshall-Lerner condition in Argentina (1993-2013). *Cuadernos de Economía*, 36(71), 379-403.**

This paper analyses the effects that economic concentration on trade balance sensitivity has on changes in the Real Exchange Rate (RER). It uses Argentinian trade flows statistical data over the 1993-2013 period, with the dual purpose of identifying whether the Marshall- Lerner Condition (MLC) is met as well as the impacts of economic concentration on it. The evidence showed that RER movements do not generate significant changes in the trade balance; however, when the direct and indirect effects of the economic concentration are isolated, the sensitivity to RER increases and the MLC is met.

**Keywords:** Concentration, real exchange rate, Marshall-Lerner Condition, Argentina.

**JEL:** F14, F43, O54.

**Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Concentration économique et commerce international. La condition Marshall-Lerner en Argentine (1993-2013). *Cuadernos de Economía*, 36(71), 379-403.**

Cet article étudie les effets de la concentration économique sur la perte de sensibilité de la balance commerciale aux variations du type de change réel (TCR). Pour cela nous analysons les flux commerciaux de l'Argentine (1993-2013) avec le double objectif, d'une part, d'identifier le respect de la condition Marshall-Lerner (CML) et, de l'autre, de déterminer l'influence de la concentration économique sur celle-ci. Les résultats auxquels nous parvenons montrent que les mouvements du TCR n'entraînent pas de changements significatifs sur la balance commerciale. Cependant, quand on isole les effets directs et indirects de la concentration économique, la balance commerciale augmente sa sensibilité au TCR et respecte la CML.

**Mots-clés :** Concentration, type de change réel, condition Marshall-Lerner, Argentine.

**JEL :** F14, F43, O54.

**Chena, P. I., & Bosnic, C. (2017). Concentração econômica e comércio internacional. A condição Marshall-Lerner na Argentina (1993-2013). *Cuadernos de Economía*, 36(71), 379-403.**

Este artigo estuda os efeitos da concentração econômica na perda de sensibilidade da balança comercial às variações da taxa de câmbio real (TCR). Para isto, são analisados os fluxos comerciais da Argentina (1993-2013), com o duplo objetivo de, de um lado, identificar o cumprimento da condição Marshall-Lerner (CML) y, do outro, determinar a influência da concentração econômica sobre a mesma. Os resultados atingidos mostram que os movimentos do TCR não geram mudanças significativas na balança comercial. No entanto, quando isolamos os efeitos diretos e indiretos da concentração econômica, a balança comercial aumenta a sua sensibilidade ao TCR e a CML é cumprida.

**Palavras-chave:** Concentração, taxa de câmbio real, condição Marshall-Lerner, Argentina.

**JEL:** F14, F43, O54.

## INTRODUCCIÓN<sup>1</sup>

Para el enfoque monetario de la balanza de pagos (EMBP), los déficits o superávits comerciales son temporales y reflejan un exceso de oferta (o demanda) de dinero que es eliminado automáticamente por el mercado, a través de modificaciones en los precios relativos, sin afectar el nivel de empleo. Este mecanismo de ajuste supone al menos dos postulados claves: primero, alta flexibilidad de los precios con respecto a cambios en la demanda y, segundo, el cumplimiento de la condición Marshall-Lerner (CML) para las elasticidades precio del comercio exterior. De acuerdo con esta última, las devaluaciones mejoran la balanza comercial en el largo plazo si la suma de las elasticidades precios de demanda por exportaciones e importaciones es, en valor absoluto, superior a la unidad. Sin embargo, en ciertos casos, las rigideces provocadas por los contratos confeccionados en momentos previos a la devaluación hacen que dicha condición no se cumpla en el corto plazo. En estas circunstancias se dice que la balanza comercial sigue un comportamiento del tipo “curva J”, con un empeoramiento inicial y posterior mejora (Gandolfo, 1994).

Los autores de la escuela poskeynesiana fueron particularmente críticos con el primero de los supuestos del EMBP. Para ellos, los precios son relativamente inflexibles respecto de las modificaciones en la demanda, por tal razón el comercio internacional puede convertirse en un límite al pleno empleo de la mano de obra (Bhaduri, 1986; Thirlwall, 1979). Por otra parte, investigaciones recientes destacan el efecto desfavorable que tiene la concentración del comercio exterior en cadenas transnacionales de valor (CTV), sobre la sensibilidad de las exportaciones al tipo de cambio real (TCR) (Ahmed, Appendino y Ruta, 2015; Amiti, Itskhoki y Konings, 2014).

En este contexto, el presente trabajo estima la CML en la Argentina, durante el período 1993-2013, con dos grandes objetivos; por un lado, identificar su cumplimiento y, por otro, determinar la influencia de la concentración económica sobre la misma a través de los canales financiero y comercial.

El estudio del caso argentino resulta particularmente interesante a nivel teórico debido a los problemas de restricción externa y de elevada volatilidad macroeconómica que caracterizaron su historia económica (Diamand, 1972; Díaz, 1963). En lo que respecta al período de estudio, el mismo tiene la ventaja de incluir regímenes cambiarios diferentes, uno caracterizado por el tipo de cambio fijo y rígido (conocido como *convertibilidad*), vigente entre 1991 y 2001, y otro de tipo de cambio flexible y administrado, en el período 2002-2013.

Para cumplir con estos objetivos el artículo se estructura en cuatro secciones. La primera sección revisa la literatura teórica y empírica existente sobre los posi-

---

<sup>1</sup> Los autores agradecen al profesor Juan Carlos Moreno-Brid y a los evaluadores anónimos de esta revista por sus valiosos comentarios. Es importante aclarar que los errores u omisiones que puedan existir en el artículo son responsabilidad exclusiva de los autores.

bles efectos de una variación del TCR en los flujos comerciales de países desarrollados y en desarrollo. La segunda sección comienza con una breve descripción de las variables y del método econométrico utilizado, luego se estima la CML en la Argentina, para el período 1991-2013, con series alternativas de TCR. Posteriormente, en la tercera sección, se estudian los efectos de los flujos de capitales financieros y de las variaciones en el grado de concentración productiva sobre el cumplimiento de la CML. En la última sección se esgrimen las principales reflexiones finales del trabajo.

## LA IMPORTANCIA DEL TIPO DE CAMBIO REAL EN LOS FLUJOS COMERCIALES

La evidencia empírica respecto del cumplimiento de la CML en países desarrollados es contradictoria. Rose y Yellen (1989) analizaron su comportamiento en Estados Unidos, a partir de un modelo simple de balanza comercial estimado a través del procedimiento de cointegración de Engle y Granger (1987), y no encontraron una relación estadísticamente confiable entre la dinámica de la balanza comercial y la variación del TCR. Por otro lado, Boyd, Caporale y Smith (2001) estudiaron el efecto de una variación en el TCR sobre la balanza comercial de ocho países (Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Holanda, Reino Unido y Estados Unidos) a partir de tres técnicas econométricas diferentes y llegaron a la conclusión de que la CML se cumple solo para Alemania, Canadá, Japón y Estados Unidos. Con un esquema similar, Hsing (2010) estimó la CML a partir del comercio bilateral entre Estados Unidos y Hong Kong, India, Japón, Corea, Malasia, Pakistán, Singapur y Tailandia, el resultado fue que la misma se cumple en los casos de India, Japón, Corea y Pakistán, utilizando tanto el índice de precios al consumidor (IPC) como el índice de precios al productor (PPI). Mientras que para Hong Kong, Singapur y Tailandia se verifica su cumplimiento solo si se utiliza el IPC, y no se cumple para Malasia. En igual sentido, Wilson (2001) investigó la relación existente entre la balanza comercial y el tipo de cambio real resultante del comercio bilateral entre Estados Unidos y Japón, con respecto a Singapur, Corea y Malasia, a través de una metodología similar a la utilizada por Rose y Yellen (1989). La conclusión a la que se arribó es que las variaciones en el TCR no generaron un impacto significativo sobre la balanza comercial bilateral de dichos países. En una investigación reciente, Ahmed *et al.* (2015) muestran un importante descenso en la elasticidad precio de las exportaciones para un grupo de 46 países (desarrollados y en desarrollo), durante el período 1996-2012.

Si se indaga en los motivos teóricos por los cuales puede no cumplirse la CML, en las últimas décadas los argumentos giran en torno a dos grandes ejes: la importancia creciente que tienen las grandes corporaciones en el comercio internacional y la dinámica del cambio tecnológico. A modo de ejemplo podemos señalar que, para la escuela poskeynesiana, el *efecto precio* en el ajuste de la balanza de pagos no es significativo debido, principalmente, al hecho de que los mercados

de exportación e importación están compuestos por estructuras oligopólicas que fijan precios por medio de un cierto margen de ganancias sobre los costos unitarios de producción. En este contexto, los intentos de equilibrar los déficits de cuenta corriente a través de devaluaciones nominales no tienen efectos reales de largo plazo, producto del incremento en el valor de las importaciones y de la resistencia de los salarios reales a bajar (McCombie, 1993).

Para la escuela evolucionista, los motivos de la baja sensibilidad de los flujos comerciales a los precios relativos está en la dinámica focalizada que tiene el progreso técnico generado en las actividades de *learning by doing* e *investigación y desarrollo*<sup>2</sup>. Dicha escuela destaca que las empresas, a la hora de elegir sus formas de producir, no toman en cuenta solo los precios relativos, sino también las posibilidades de progreso técnico futuro que ofrece cada técnica y la acumulación diferente de conocimientos específicos que se pierden si se realiza un cambio drástico en la producción por modificaciones en los precios (Atkinson y Stiglitz, 1969). La dinámica evolutiva del progreso técnico disminuye, entonces, la relevancia primaria que la economía neoclásica otorga a los precios relativos y aumenta la importancia de la historia en los flujos de bienes comerciados por cada país (Cimoli, 1988).

Por otra parte, investigaciones recientes muestran que la concentración de las exportaciones en CTV disminuye las elasticidades precio de las mismas debido a los encadenamientos, hacia atrás y hacia adelante, que genera entre producciones ubicadas en diferentes regiones. En este contexto, las depreciaciones del TCR a nivel de cada país mejoran la competitividad del valor agregado doméstico pero aumentan el costo de los insumos importados, lo que disminuye sus efectos reales. Para el caso de las CTV exportadoras de insumos intermedios, que luego son reprocesados para su venta a terceros países, las mejoras en competitividad pueden ser apropiadas por productores ubicados aguas abajo (Ahmed *et al.*, 2015).

Un resultado similar encuentran Amiti *et al.* (2014) al detectar que, para las firmas con alta participación de mercado y elevada cantidad de componentes importados en la producción, el efecto del tipo de cambio en el precio de las exportaciones es mínimo. Mientras que en el caso de pequeños exportadores con baja participación de componentes importados dicho efecto es máximo. Para estos autores el fenómeno anterior obedece, primero, al impacto de las importaciones en el costo marginal y, segundo, al efecto del poder de mercado sobre el *mark up* de precios<sup>3</sup>. Esto los lleva a concluir que cuanto más intensivos en importaciones son los bienes exportados y mayor es el porcentaje de participación de

---

<sup>2</sup> En contraste con la visión neoclásica tradicional que describe al progreso técnico como un traslado general en la función de costos de las empresas (Atkinson y Stiglitz, 1969).

<sup>3</sup> Sobre este aspecto, Atkeson y Burstein (2008) muestran que, en un escenario de competencia imperfecta, con costos de comercio internacional positivos y perfecta flexibilidad de precios, las empresas aplican una estrategia de *pricing to market* que disminuye de manera persistente la sensibilidad de los precios relativos a los cambios en el TCR. En igual sentido, Berman, Martin y Mayer (2012) muestran que las grandes firmas exportadoras tienden a absorber las depreciaciones del TCR y aumentan significativamente más su *mark up* que sus volúmenes exportados.



mercado de las empresas exportadoras, menor es el efecto del TCR sobre los flujos de comercio (Amiti *et al.*, 2014). De esta forma, el efecto de la concentración impacta por ambos canales al incrementar, por un lado, el porcentaje de participación de las empresas en el mercado y, por otro, la intensidad de las importaciones<sup>4</sup>.

Para el caso de las economías latinoamericanas, los resultados respecto al cumplimiento de la CML son disímiles. Por ejemplo, Rose (1990) analiza el impacto de las devaluaciones sobre la balanza comercial y no encuentra evidencia respecto de un efecto positivo de largo plazo para países como Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Perú y Uruguay. También López y Cruz (2000) analizan dicha condición en Argentina, Brasil, Colombia y México, durante el período 1968-1996, y observan que se cumple para Colombia y Argentina y no se cumple para Brasil y México. Hsing (2008) investiga el cumplimiento de la CML para Argentina, Brasil, Chile, Colombia, Ecuador, Perú y Uruguay para destacar que no se cumple en los casos de Chile, Colombia y Perú. Por otra parte, Obando y Hassan (2005) estiman la CML para el caso específico de Colombia (1980-2001), a través del procedimiento de cointegración de Johansen, y encuentra que la misma se cumple.

En lo que respecta al caso argentino, y en relación con los regímenes cambiarios, Matesanz y Fugarolas (2006) verifican el cumplimiento de la CML para el período 1962-2005, cuando se incluye el período de la Convertibilidad (1991-2001), y su no cumplimiento en los períodos donde el TCR fue flexible (1962-1990). En la misma línea se encuentra Hristov (2002), que destaca el cumplimiento de la CML durante los años de Convertibilidad. Sin embargo, estudios recientes encuentran que la CML no se cumple para el período 1996-2013, independientemente del régimen cambiario subyacente (Zack y Dalle, 2014), y que el crecimiento de largo plazo de la Argentina se encontró restringido por la balanza de pagos en el período 1976-2006 (Chena, 2014).

Con el propósito de aportar evidencia nueva a este debate, en la sección siguiente se estima el comportamiento de la CML para las últimas dos décadas de la historia económica argentina con series alternativas de TCR. Luego se analizan los efectos que sobre la misma tienen, por un lado, la movilidad de los flujos de capitales financieros y, por otro, los niveles de concentración productiva.

## **ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LA CONDICIÓN MARSHALL-LERNER EN LA ARGENTINA (1993-2013)**

Para el abordaje empírico se parte del análisis simplificado realizado por Rose (1991) y Boyd *et al.* (2001), quienes definen la balanza comercial como el cociente entre el valor de las exportaciones e importaciones.

---

<sup>4</sup> Los grandes exportadores son simultáneamente grandes importadores (Amiti *et al.*, 2014).

$$B_t = (P_t X_t) / (P_t^* S_t M_t)$$

En este caso, la balanza comercial ( $B_t$ ) está representada por el cociente entre el volumen de exportaciones ( $X_t$ ) y sus precios en moneda doméstica ( $P_t$ ); el volumen de importaciones ( $M_t$ ), su precio internacional ( $P_t^*$ ) y el tipo de cambio nominal ( $S_t$ ), definido como el precio de la divisa expresado en moneda local. Al aplicar logaritmo natural en ambos lados de la ecuación obtenemos:

$$b_t = x_t - m_t - (s_t - p_t + p_t^*) = x_t - m_t - e_t \quad (1)$$

Donde:  $e_t = (s_t - p_t + p_t^*)$  es el tipo de cambio real y  $x_t = \alpha_t + \beta^* y_t^* + \mu_x e_t + \gamma_{xt}$ , junto a  $m_t = \alpha_m + \beta_t y_t + \mu_m e_t + \gamma_{mt}$ , representan la demanda de largo plazo de exportaciones e importaciones respectivamente, siendo  $\beta^*$ ,  $\beta$ ,  $\mu_m$  y  $\mu_x$ , los coeficientes que acompañan a las variables independientes e  $Y^*$  el producto mundial<sup>5</sup>.

Al reemplazar y agrupar los términos anteriores llegamos a la siguiente ecuación de la balanza comercial:

$$b_t = (\alpha_x - \alpha_m) + \beta^* y_t^* - \beta_t y_t + (\mu_x + \mu_m - 1)e_t + (\gamma_t - \gamma_m)t \quad (2)$$

Donde el coeficiente que acompaña a  $e_t$  captura el cumplimiento o no de la CML. Mientras que la tendencia ( $t$ ) expresa las variaciones en los términos de intercambio, mejoras de calidad o cambios en las políticas comerciales.

Si  $\mu_x + \mu_m > 1$ , se cumple la CML, donde  $\mu_x$  representa la elasticidad precio de la demanda por exportaciones y  $\mu_m$  la elasticidad precio de la demanda por importaciones.

Al reescribir la ecuación (2) como  $b_t = \alpha + \beta^* y_t^* - \beta_t y_t + \mu e_t + \gamma_t$ , en donde  $\alpha = (\alpha_x - \alpha_m)$ , y  $\mu = (\mu_x + \mu_m - 1)$ , se obtiene la ecuación (3) que representa el desvío respecto al equilibrio de largo plazo, y el vector de cointegración de base ( $z_t$ ) que será testeado econométricamente

$$z_t = \alpha + \beta^* y_t^* - \beta_t y_t + \mu e_t + \gamma_t - b_t \quad (3)$$

Las series utilizadas para la estimación tienen frecuencia trimestral y comprenden el período 1993-2013. Previo a su uso fueron desestacionalizadas a través del método X12-ARIMA y expresadas en logaritmos<sup>6</sup>. Los datos provienen de las fuentes detalladas en la Tabla 1.

<sup>5</sup> Las letras minúsculas expresan los logaritmos de las variables originales expresadas en mayúscula.

<sup>6</sup> Para el caso de las estimaciones realizadas en este trabajo, la significatividad de los coeficientes no cambia al tomar en cuenta las series originales sin desestacionalizar. Sin embargo, ignorar la posible estacionalidad de las series acarrea otro tipo de problemas, a nivel de las estimaciones, que también es importante evaluar a la hora de tomar dicha decisión metodológica.

**Tabla 1.**

Descripción de variables y fuentes utilizadas

| Variable | Definición   | Fuente   | Unidad de medida           |
|----------|--|--|----------------------------|
| B        | <b>Balanza comercial:</b> ratio de exportaciones e importaciones de bienes y servicios valuadas a precios FOB y CIF, respectivamente.  | Centro de Economía Internacional. Ministerio de Relaciones y Culto de la República Argentina.  | Millones de USD corrientes |
| E        | <b>Tipo de cambio real multilateral 1:</b> es el promedio ponderado de los tipos de cambio reales bilaterales de los principales socios comerciales de Argentina. Para su construcción se utilizó el cociente entre los índices de precios al consumidor de los países socios, ponderados por su participación en el comercio, y el índice de precios al consumidor (IPC) de Argentina, multiplicado por tipo de cambio nominal bilateral. | Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la República Argentina. Los datos de IPC utilizados corresponden a los elaborados por el Indec para el período (1993-2006). Desde 2007 a 2013 se empalma con la serie de IPC elaborada por el Centro de Estudios y Formación de la República Argentina (Cifra) <sup>a</sup> . | Índice base 1993 = 100     |
| E*       | <b>Tipo de cambio real multilateral 2:</b> es el promedio ponderado de los tipos de cambio reales bilaterales de los principales socios comerciales de Argentina. Para su construcción se utilizó el cociente entre los índices de precios al consumidor de los países socios, ponderados por su participación en el comercio, y el IPC de Argentina, multiplicado por tipo de cambio nominal bilateral.                                   | Elaboración propia con base en datos del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la República Argentina. Los datos de IPC utilizados corresponden a los elaborados por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la República Argentina (Indec).   | Índice base 1993 = 100     |
| Y        | <b>Producto bruto interno:</b> suma de los componentes de la demanda agregada.   | Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la República Argentina.  | Precios constantes de 1993 |
| VF       | <b>Movimientos financieros:</b> se estima a través de la cuenta financiera del balance de pagos.   | Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de la República Argentina.  | Millones de USD corrientes |

(Continúa)

**Tabla 1.** (Continuación)

Descripción de variables y fuentes utilizadas

| Variable | Definición   | Fuente  | Unidad de medida             |
|----------|--|---|------------------------------|
| VC       | <b>Concentración comercial:</b> se construyó con base en el valor agregado bruto generado por las 500 empresas no financieras más grandes de la Argentina. | Encuesta Nacional a Grandes Empresas (ENGE). Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de la República Argentina. | Millones de pesos constantes |

<sup>a</sup> A partir del primer trimestre de 2007 se optó por reemplazar la serie de IPC-Indec por la serie alternativa “IPC-Cifra”, basada en un promedio de las estadísticas de precios al consumidor de diferentes provincias (Cifra, 2012). El objetivo es evitar las especulaciones que existen respecto de la veracidad de las mediciones realizadas por el IPC-Indec a partir de esa fecha.

Fuente: elaboración propia.

La técnica econométrica que se utiliza para testear las relaciones de largo plazo implícitas en la CML es la cointegración. El método se desarrolla en dos etapas<sup>7</sup>. La primera consiste en realizar un análisis de cada una de las variables por separado y determinar si responden a un proceso estacionario de tendencia o en diferencias, para fijar luego su orden de integración (que es el número de veces que hay que diferenciarla para transformarla en estacionaria). Para el estudio de estacionariedad se utiliza el test de Dickey-Fuller aumentado (ADF), a través del procedimiento de Holden y Perman (1994), que propone estimar diferentes ecuaciones contrastando simultáneamente la no estacionariedad y la adecuación de los términos deterministas. Los resultados obtenidos en la Tabla A1.1 del Anexo 1 muestran que todas las series utilizadas son estacionarias de grado uno. La segunda etapa consiste en estudiar si una combinación lineal de las variables bajo análisis es estacionaria o, lo que es lo mismo, si se encuentran cointegradas.

## Estimación de la CML con series alternativas de TCR

Para evitar especulaciones que puedan surgir por la desconfianza que existe sobre las mediciones del IPC-Indec, desde comienzos de 2007, en esta primera subsección se analiza el cumplimiento de la CML, durante el período 1993-2013, con dos mediciones alternativas del TCR. La primera está compuesta por valores del IPC-Indec hasta el IV trimestre de 2006 y continúa con el IPC-Cifra, desde el I trimestre de 2007 en adelante (E). La segunda toma en cuenta la serie de IPC-Indec para todo el período (E\*) (véase Tabla A1.1 del Anexo 1).

El método de estimación propuesto requiere, como primer paso, determinar la longitud óptima de los rezagos del VAR que garantiza que los residuos sean ruido

<sup>7</sup> En este caso nos referimos a la metodología en dos etapas de Engle y Granger (1987) que contrasta, primero, si las series individuales son  $I(1)$  y, segundo, si la relación de cointegración es  $I(0)$ .

blanco. En las Tablas A2.1 y A2.2 del Anexo 2 se analiza el número óptimo de rezagos y los resultados de los test de los residuos<sup>8</sup> para ambas variantes de medición del TCR (ecuaciones 4 y 5)<sup>9</sup>.

Luego de estimar el VAR y verificar su robustez, el siguiente paso consiste en evaluar la posible existencia de relaciones estables de largo plazo entre las variables, para esto se utiliza el test de rango reducido de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). Dicha técnica de cointegración contrasta, como hipótesis nula, el número de relaciones de cointegración de acuerdo con el test de la traza, conjuntamente con el del autovalor máximo. Los resultados del procedimiento de Johansen para ambos métodos permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de cointegración, contra la alternativa de que existe por lo menos un vector de cointegración con un nivel de significación del 5% para ambas alternativas de construcción del TCR ( $e$  y  $e^*$ ), (véanse Tablas 2 y 3, respectivamente).

**Tabla 2.**

Test de la traza y del autovalor máximo ecuación (4)

| Test de traza                                   |            |             |               |         |
|---|------------|-------------|---------------|---------|
| Test de cointegración sin restricciones (traza) |            |             |               |         |
|   |            | Traza       | 0,05          |         |
| N° de ec.(s)                                    | Eigenvalue | Estadístico | Valor crítico | Prob.** |
| Ninguna *                                       | 0,422742   | 7.943.973   | 4.017.493     | 0,0000  |
| Al menos 1 *                                    | 0,213699   | 3.218.565   | 2.427.596     | 0,0041  |
| Al menos 2                                      | 0,122649   | 1.150.992   | 1.232.090     | 0,0681  |
| Al menos 3                                      | 0,002984   | 0,256995    | 4.129.906     | 0,6718  |

Test de traza indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999)  $p$ -valor.

| Test de Eigenvalue  |            |                |               |         |
|---|------------|----------------|---------------|---------|
| Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue) |            |                |               |         |
|   |            | Max-Eigenvalue | 0,05          |         |
| N° de ec.(s)  | Eigenvalue | Estadístico    | Valor crítico | Prob.** |
| Ninguna *   | 0,422742   | 4.725.408      | 2.415.921     | 0,0000  |
| Al menos 1 *  | 0,213699   | 2.067.573      | 1.779.730     | 0,0179  |
| Al menos 2  | 0,122649   | 1.125.293      | 1.122.480     | 0,0494  |
| Al menos 3  | 0,002984   | 0,256995       | 4.129.906     | 0,6718  |

Test de Eigenvalue indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999)  $p$ -valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

<sup>8</sup> Los test de heterocedasticidad y autocorrelación se muestran en la Tabla A2.1 y el de normalidad en la Tabla A2.2 del Anexo 2.

<sup>9</sup> Así como también para el resto de las ecuaciones de cointegración utilizadas en el trabajo.

**Tabla 3.**

Test de la traza y del autovalor máximo ecuación (5)

| Test de traza                                   |            |             |               |         |
|---|------------|-------------|---------------|---------|
| Test de cointegración sin restricciones (traza) |            |             |               |         |
|   |            | Traza       | 0,05          |         |
| Nº de ec(s)                                     | Eigenvalue | Estadístico | Valor crítico | Prob.** |
| Ninguna *                                       | 0,420335   | 7.563.744   | 4.017.493     | 0,0000  |
| Al menos 1 *                                    | 0,216110   | 2.874.117   | 2.427.596     | 0,0128  |
| Al menos 2                                      | 0,067865   | 7.801.337   | 1.232.090     | 0,2525  |
| Al menos 3                                      | 0,020228   | 1.757.429   | 4.129.906     | 0,2175  |

Test de traza indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

| Test de Eigenvalue  |            |                      |               |         |
|---|------------|----------------------|---------------|---------|
| Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue) |            |                      |               |         |
|   |            | Max-Eigen Eigenvalue | 0,05          |         |
| Nº de ec(s)   | Eigenvalue | Estadístico          | Valor crítico | Prob.** |
| Ninguna *   | 0,420335   | 4.689.627            | 2.415.921     | 0,0000  |
| Al menos 1 *  | 0,216110   | 2.093.984            | 1.779.730     | 0,0163  |
| Al menos 2  | 0,067865   | 6.043.908            | 1.122.480     | 0,3447  |
| Al menos 3  | 0,020228   | 1.757.429            | 4.129.906     | 0,2175  |

Test de Eigenvalue indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

A partir de los resultados de las tablas anteriores se puede concluir que las variables  $b_t$ ,  $y_t$ ,  $y_t^*$ ,  $e_t$  están cointegradas, así como también  $b_t$ ,  $y_t$ ,  $y_t^*$ ,  $e_t^*$ ; y que existe al menos una combinación entre ellas que es estacionaria para ambos casos. Del análisis del VEC surge que:

- a) La ecuación de cointegración de largo plazo para  $e_t$  es la siguiente:

$$b_t = -1,257y_t + 1,719y_t^* + 0,316e_t \quad (4)$$

(0,43437) (0,51505) (0,05746)

[2,890] [-3,330] [-1,331]\*\*

\*\*No significativas al 5%.

b) La ecuación de cointegración de largo plazo para  $e_t^*$  es la siguiente:

$$b_t = -0,769y_t + 1,868y_t^* + 0,186e_t^* \quad (5)$$

$$(0,06847) (0,17605) (0,10183)$$

$$[11,235] [-10,612] [-1,831]**$$

\*\*No significativas al 5%.

En ambas ecuaciones se observa que  $y_t$  e  $y_t^*$  son estadísticamente significativas y tienen un efecto acorde con lo esperado por la teoría económica. Mientras que las variables  $e_t$  y  $e_t^*$  presentan un coeficiente que no es significativamente distinto de cero en el largo plazo. En consecuencia, podemos concluir que no se cumple la CML para el período analizado, independientemente de la medición del TCR que se utilice. A continuación se analizan los posibles efectos que tiene la concentración económica sobre la reducida sensibilidad del comercio internacional a los cambios en los precios relativos.

### ***Efectos de la concentración económica sobre la CML***

En esta sección se estiman los efectos que tiene la concentración económica sobre el comercio internacional a través de dos grandes canales: a) el financiero, que busca captar el impacto conjunto de los flujos de inversión extranjera directa (IED), inversiones de cartera de corto plazo y el movimientos de otros activos o pasivos financieros, sobre los flujos comerciales y b) el productivo, cuyo objetivo es capturar el efecto que tiene la concentración de la producción en grandes empresas sobre la balanza comercial.

#### **a) El canal financiero**

Para estimar el efecto de largo plazo que tienen las operaciones financieras sobre la sensibilidad de  $b_t$  respecto de  $e_t$ , se incorpora en la ecuación (3) la variable financiera ( $vf_t$ ), como variable de control, que comprende a la “cuenta financiera de la balanza de pagos”<sup>10</sup>. Dicha cuenta registra las transacciones de activos y pasivos financieros entre residentes y no residentes bajo los conceptos de inversión directa, inversión de cartera y otros activos y pasivos con el exterior (Indec, 2007).

La variable capta, específicamente, los movimientos de capitales originados en: a) aportes de efectivo, capitalización de pasivos o aportes de otros bienes tangibles e intangibles, b) transacciones por deudas entre empresas afiliadas, que comprenden préstamos de fondos entre filiales, sucursales, empresas asociadas y deudas con casas matrices y filiales, c) reinversión de utilidades, d) compra-venta de acciones y títulos de deuda negociados en mercados financieros, tanto organizados como

<sup>10</sup> Al igual que en los casos anteriores,  $vf_t$  representa el logaritmo de la tasa de variación de VF.

no organizados y e) movimientos de fondos originados en otros activos y pasivos como créditos comerciales, depósitos y préstamos bancarios, deudas con proveedores, entre otros<sup>11</sup>.

Finalmente, para evitar la pérdida de los datos con signo negativo en el traspaso a logaritmos, la serie original fue estandarizada a través del cociente entre la distancia de su valor máximo y el de referencia (en el numerador), y la distancia entre dicho valor máximo y el valor mínimo (en el denominador). De esta forma, la variable  $vf_t$  toma valores que oscilan entre 0 y 1.

#### b) El canal productivo

Para captar los efectos que tiene la concentración de la producción sobre los flujos de la balanza comercial, se incorpora a la ecuación (3) la variable de control  $vc_t$ , que es el logaritmo de VC. Esta nueva variable busca captar, como medida de concentración productiva, la importancia relativa de las empresas más grandes del país en el valor agregado bruto de producción. Los datos para armar la serie se obtuvieron de la Encuesta Nacional a Grandes Empresas (ENGE), realizada por el Indec a un panel conformado por las 500 empresas más grandes de la Argentina<sup>12</sup>, con representatividad sectorial, excepto en los sectores financiero, agropecuario y de servicios personales. Los datos fueron trimestralizados en base a prorratear, en proporciones iguales por cada trimestre, la variación anual en el porcentaje de concentración del valor agregado bruto de producción en dichas empresas<sup>13</sup>.

El análisis econométrico expresado en la ecuación (6) surge de seguir la metodología de lo general a lo particular, extendiendo la ecuación (3) para incorporar todas las variables que se consideran relevantes a la hora de explicar el comportamiento de  $b_t$  (como  $y_t^*$ ,  $y_t$ ,  $e_t$ ,  $vc_t$ ,  $vf_t$ ). Los test de cointegración, que se desarrollan en la Tabla 4, muestran que existen al menos tres relaciones de cointegración entre las variables previas.

En la ecuación de cointegración (6) se destaca que: 1) los aspectos financieros y productivos de la concentración económica no son linealmente independientes, lo que hace que la variable  $vf_t$  pierda significatividad estadística y 2) al controlar por los mencionados efectos la CML se cumple. Con respecto al resto de las variables, son significativas y con el signo esperado por la teoría económica, con la excepción de  $y_t$ , que no se muestra significativa en su coeficiente.

<sup>11</sup>Para más detalle véase Indec (2007).

<sup>12</sup>Según el valor bruto de producción.

<sup>13</sup>“La unidad de análisis es el panel de las 500 grandes empresas, por lo que la comparabilidad entre años se refiere al panel como tal y no a las empresas que lo conforman” (Indec, 2014, p. 3).



**Tabla 4.**

Test de la traza y del autovalor máximo ecuación (6)

| <b>Test de traza</b>                                   |                   |                    |                      |                |
|--|-------------------|--------------------|----------------------|----------------|
| <b>Test de cointegración sin restricciones (traza)</b> |                   |                    |                      |                |
|  |                   | <b>Traza</b>       | <b>0,05</b>          |                |
| <b>N° de ec(s)</b>                                     | <b>Eigenvalue</b> | <b>Estadístico</b> | <b>Valor crítico</b> | <b>Prob.**</b> |
| Ninguna *  | 0,699909          | 1.958.027          | 9.575.366            | 0,0000         |
| Al menos 1 *   | 0,590526          | 1.151.567          | 6.981.889            | 0,0000         |
| Al menos 2 *   | 0,330430          | 5.533.366          | 4.785.613            | 0,0085         |
| Al menos 3   | 0,260779          | 2.845.868          | 2.979.707            | 0,0707         |
| Al menos 4   | 0,114584          | 8.214.047          | 1.549.471            | 0,4428         |
| Al menos 5   | 0,000900          | 0,060320           | 3.841.466            | 0,8060         |

Test de traza indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

| <b>Test de Eigenvalue</b>  |                   |                       |                      |                |
|--|-------------------|-----------------------|----------------------|----------------|
| <b>Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue)</b> |                   |                       |                      |                |
|  |                   | <b>Max-Eigenvalue</b> | <b>0,05</b>          |                |
| <b>N° de ec(s)</b>   | <b>Eigenvalue</b> | <b>Estadístico</b>    | <b>Valor crítico</b> | <b>Prob.**</b> |
| Ninguna *  | 0,699909          | 8.064.594             | 4.007.757            | 0,0000         |
| Al menos 1 *   | 0,590526          | 5.982.306             | 3.387.687            | 0,0000         |
| Al menos 2   | 0,330430          | 2.687.498             | 2.758.434            | 0,0614         |
| Al menos 3   | 0,260779          | 2.024.463             | 2.113.162            | 0,0662         |
| Al menos 4   | 0,114584          | 8.153.728             | 1.426.460            | 0,3633         |
| Al menos 5   | 0,000900          | 0,060320              | 3.841.466            | 0,8060         |

Test Max-Eigenvalue indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

$$b_t = 1,003y_t + 2,304y_t^* + 0,931e_t - 2,822vc_t + 0,004vf_t \quad (6)$$

(0,58634) (0,96892) (0,40095) (0,65113) (0,05185)

[-1,497]\*\* [-3,358] [-4,149] [3,733] [-1,631]\*\*

\*\*No significativas al 5%.

Para continuar con el método de lo general a lo particular, se optó por eliminar la variable no significativa  $vf_t$ . Como resultado, los test de la traza y del autovalor máximo mostraron que existen al menos dos relaciones de cointegración para esta nueva selección de variables (véase Tabla 5).

**Tabla 5.**

Test de la traza y del autovalor máximo ecuación (7)

| Test de traza                                   |            |             |               |         |
|---|------------|-------------|---------------|---------|
| Test de cointegración sin restricciones (traza) |            |             |               |         |
|   |            | Traza       | 0,05          |         |
| N° de ec(s)                                     | Eigenvalue | Estadístico | Valor crítico | Prob.** |
| Ninguna *                                       | 0,537084   | 1.078.250   | 6.006.141     | 0,0000  |
| Al menos 1 *                                    | 0,346043   | 5.236.984   | 4.017.493     | 0,0019  |
| Al menos 2                                      | 0,207740   | 2.179.043   | 2.427.596     | 0,0996  |
| Al menos 3                                      | 0,048992   | 5.024.074   | 1.232.090     | 0,5642  |
| Al menos 4                                      | 0,019356   | 1.407.332   | 4.129.906     | 0,2757  |

Test de traza indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

| Test de Eigenvalue  |            |                |               |         |
|---|------------|----------------|---------------|---------|
| Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue) |            |                |               |         |
|   |            | Max-Eigenvalue | 0,05          |         |
| N° de ec(s)   | Eigenvalue | Estadístico    | Valor crítico | Prob.** |
| Ninguna *   | 0,537084   | 5.545.512      | 3.043.961     | 0,0000  |
| Al menos 1 *  | 0,346043   | 3.057.941      | 2.415.921     | 0,0059  |
| Al menos 2  | 0,207740   | 1.676.636      | 1.779.730     | 0,0709  |
| Al menos 3  | 0,048992   | 3.616.742      | 1.122.480     | 0,6899  |
| Al menos 4  | 0,019356   | 1.407.332      | 4.129.906     | 0,2757  |

Test Max-Eigenvalue indica dos ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p*-valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

En este caso, al controlar los efectos de la concentración productiva sobre el comercio internacional, la sensibilidad de la balanza comercial respecto de  $e_t$  aumenta al punto de que se cumple la CML. En lo que atañe a  $y_t$  e  $y_t^*$ , estas se muestran

significativas y con los signos esperados por la teoría económica. Por otra parte,  $vc_t$  tiene un efecto directo negativo y significativo sobre  $b_t$ <sup>14</sup>.

$$b_t = -0,739y_t + 3,362y_t^* + 0,917e_t - 5,505vc_t \quad (7)$$

(0,22798) (0,84734) (0,21746) (0,55543)

[3,244] [-3,968] [-4,217] [2,710]

Antes de pasar a las reflexiones finales es importante destacar que los resultados de las ecuaciones (4) y (5) son los suficientemente robustos para afirmar que las mediciones alternativas de TCR no modifican el bajo impacto de esta variable sobre los saldos comerciales. Sin embargo, la significatividad que muestra  $b_t$  respecto de  $e_t$  en las ecuaciones (6), (7) y (8) da cuenta de la importancia que tiene, para el caso de Argentina, contemplar los efectos de la concentración económica a la hora de explicar el no cumplimiento de la CML.

## Reflexiones finales

El presente artículo constituye un aporte empírico al renovado debate que existe sobre los efectos de la concentración económica en la pérdida de sensibilidad de la balanza comercial a las variaciones en el TCR. Para esto se analizó el caso de la Argentina, durante el período 1993-2013, a través de un modelo simplificado de balanza comercial desarrollado por Rose y Yellen (1989), aplicado empíricamente a través del método de cointegración<sup>15</sup>. El objetivo final se focalizó en analizar las reacciones de largo plazo de los saldos de la balanza comercial a los determinantes macroeconómicos comúnmente aceptados por la teoría económica (TCR,  $E$ ,  $Y^*$ ,  $Y$ ), luego de controlar por los flujos financieros y productivos derivados de la concentración económica creciente que se observa en el comercio internacional.

Los resultados obtenidos permiten destacar que, en el largo plazo, los movimientos del TCR no generan cambios significativos en la balanza comercial de Argentina, debido a los valores bajos que poseen las elasticidades precio del comercio exterior. Sin embargo, si se controlan los efectos directos e indirectos de la concentración económica, tanto a través del canal financiero como de aquel relacionado a la concentración productiva, la balanza comercial aumenta su sensibilidad

<sup>14</sup>Como ejercicio alternativo, en el Anexo 3 se testea la ecuación de cointegración con la incorporación de la variable  $vf_t$  en reemplazo de  $cv_t$ . Los resultados muestran que dicha variable es significativa y que la CML se cumple. Lo que muestra la robustez de los resultados alcanzados para el coeficiente que acompaña a  $e_t$ .

<sup>15</sup>Agradecemos el comentario de un referí anónimo de esta revista, quien nos alertó sobre nuevas metodologías empíricas, basadas en los conceptos de integración y cointegración fraccional, que pueden ser útiles también en este contexto (por ejemplo, Hualde y Robinson, 2003, 2007 y Marinucci y Robinson, 1999).

al TCR, al punto de que se cumple la CML. Estos resultados se encuentran en línea con los desarrollos teóricos que destacan, como hecho estilizado, que cuando el comercio exterior está dominado por CTV el efecto del TCR en las exportaciones disminuye. Dicho fenómeno puede deberse a los encadenamientos que se generan entre producciones ubicadas en diferentes regiones, lo que hace que las importaciones tengan un impacto significativo en el costo marginal, o bien, al efecto del poder de mercado sobre el *mark up* de precios (Amiti *et al.*, 2014). Ambos fenómenos hacen que, cuanto más intensivos en importaciones son las exportaciones y mayor es el porcentaje de participación de mercado de las empresas exportadoras, menores sean los efectos del TCR sobre los flujos de comercio (Amiti *et al.*, 2014). En este sentido, el efecto de la concentración económica impacta por ambos canales al incrementar, por un lado, el porcentaje de participación de las empresas en el mercado y, por otro, la intensidad de las importaciones.

Es importante señalar que, a nivel econométrico, los impactos directos de los canales financiero y productivo se mostraron significativos cuando se analizaron por separado, pero el primero de ellos perdió relevancia estadística al ser evaluados en forma conjunta, debido a la dependencia estrecha que existe entre ambos.

## REFERENCIAS

1. Ahmed, S., Appendino, M., & Ruta, M. (2015). *Depreciations without exports? Global value chains and the exchange rate elasticity of exports* (World Bank Policy Research Working Paper, 7390). World Bank.
2. Amiti, M., Itskhoki, O., & Konings, J. (2014). Importers, exporters, and exchange rate disconnect. *The American Economic Review*, 7(104), 1942-1978.
3. Atkeson, A., & Burstein, A. (2008). Pricing-to-market, trade costs, and international relative prices. *American Economic Review*, 5(98), 1998-2031.
4. Atkinson, A., & Stiglitz, J. (1969). A new view of technological change. *Economic Journal*, 79(315), 573-578.
5. Berman, N., Martin, P., & Mayer, T. (2012). How do different exporters react to exchange rate changes? *Quarterly Journal of Economics*, 1(127), 437-492.
6. Bhaduri, A. (1986). *Macroeconomics: The dynamics of commodity production*. Armonk. Nueva York: M. E. Sharpe.
7. Boyd, D., Caporale, G., & Smith, R. (2001). Real exchange rate effects on the balance of trade: Cointegration and the Marshall-Lerner Condition. *International Journal of Finance and Economics*, 12(3), 89-96.
8. Chena, P. (2014). Balance-of-payments-constrained growth in Argentina (1976-2006). *Journal of Post Keynesian Economics*, 36(4), 699-718.

9. Cifra. (2012). *Propuesta de un indicador alternativo de inflación* (Documento de Trabajo). Centro de Investigación y Formación de la República Argentina (CIFRA)- Central de Trabajadores de la Argentina (CTA). Marzo, [http://www.centrocifra.org.ar/docs/CIFRA%20-%20IPC-9%20\(Marzo%202012\).pdf](http://www.centrocifra.org.ar/docs/CIFRA%20-%20IPC-9%20(Marzo%202012).pdf).
10. Cimoli, M. (1988). Technological gaps and institutional asymmetries in a North-South model with a continuum of goods. *Metroeconomica*, 39(3), 245-274.
11. Diamand, M. (1972). La estructura productiva desequilibrada y el tipo de cambio. *Desarrollo Económico*, 12(45), 1-23.
12. Díaz, C. (1963). A note on the impact of devaluation and the redistributive impact. *Journal of Political Economy*, 71(6), 577-580.
13. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
14. Fernández-Corugedo, E. (2003). *Exercise on unit-roots (including structural-breaks). Estimating a VECM and the implications of the VECM*. Inglaterra: Center for Central Banking Studies, Bank of England, mimeo.
15. Gandolfo, G. (1994). *International economics II. International monetary theory and open-economy macroeconomics* (2nd revised edition, 1st edition 1987). Berlín: Springer.
16. Holden, D., & Perman, R. (1994). Unit roots and cointegration for the economist. En B. B. Rao, *Cointegration for the applied economist*. Nueva York: Saint Martin Press.
17. Hristov, K. (2002). *Fundamental equilibrium exchange rates and currency boards: Evidence from Argentina and Estonia in the 90's* (Discussion Paper, 22, 213-222). Bulgarian National Bank.
18. Hualde, J., & Robinson, P. M. (2003). Cointegration in fractional systems with unknown integration. *Econometrica*, 6, 1727-1766.
19. Hualde, J., & Robinson, P. M. (2007). Root-n-consistent estimation of weak fractional cointegration. *Journal of Econometrics*, 140, 450-484.
20. Hsing, Y. (2008). A study of the J-Curve for seven selected Latin American countries. *Global Economy Journal*, 8(4), 1-14.
21. Hsing, Y. (2010). Test of the Marshall-Lerner condition for eight selected Asian countries and policy implications. *Global Economic Review*, 39(1), 91-98.
22. Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec). (2007). *Metodología de estimación del balance de pagos*. Dirección Nacional de Cuentas Internacionales. Instituto Nacional de Estadística y Censos. Secretaría de Política Económica, mayo. Recuperado de [http://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/economia/metod\\_balance.pdf](http://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/economia/metod_balance.pdf).

23. Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec). (2014). *Grandes Empresas en la Argentina*. Instituto Nacional de Estadística y Censos. Secretaría de Política Económica, diciembre. Recuperado de [http://www.indec.gov.ar/uploads/informesdeprensa/enge\\_12\\_14.pdf](http://www.indec.gov.ar/uploads/informesdeprensa/enge_12_14.pdf).
24. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 112, 231-254.
25. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 170-210.
26. Lopez, J., & Cruz, A. (2000). Thirwalls law and beyond: The Latin American experience. *Journal of Postkeynesian Economics*, 22, 477-495.
27. MacKinnon, J. G., Haug, A. A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563-577.
28. Marinucci, D., & Robinson, P. M. (1999). Alternative forms of fractional brownian motion. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 80, 111-122.
29. Matesanz, D., & Fugarolas, G. (2006). *Exchange rate policy and trade balance. A cointegration analysis of the Argentine experience since 1962*. Oviedo: Departamento de Economía Aplicada, Universidad de Oviedo.
30. McCombie, J. (1993). Economic growth, trade interlinkages, and the balance of payments constraint. *Journal of Post Keynesian Economics*, 15(4), 471-505.
31. Obando, H. R., & Hassan, A. R. (2005). Condición Marshall-Lerner: una aproximación al caso colombiano, 1980-2001. *Ecos de Economía*, 9(20), 147-172.
32. Rose, A., & Yellen, J. (1989). Is there a J-Curve? *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-68.
33. Rose, A. (1990). Exchange rates and the trade balance: Some evidence from developing countries. *Economics Letters*, 34, 271-275.
34. Rose, A. (1991). The role of exchange rates in a popular model of international trade: Does the 'Marshall-Lerner' condition hold. *Journal of International Economics*, 30, 301-316.
35. Thirlwall, A. (1979). The balance of payments constrained growth as an explanation of international growth rate differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 128, 45-53.
36. Wilson, P. (2001). Exchange rates and the trade balance for dynamic Asian economies: Does the J-Curve exist for Singapore, Malaysia, and Korea? *Open Economies Review*, 12(4), 389-413.
37. Zack, G., & Dalle, D. (2014). Elasticidades del comercio exterior de la Argentina: ¿una limitación para el crecimiento? *Revista Argentina de Economía Internacional*, 3, 33-71.

## ANEXO 1

### Test de raíces unitarias

Los test de raíces unitarias se utilizan para determinar el orden de integración de cada una de las variables en estudio. Para esto, previamente se debe estimar el número de retardos óptimos ( $k$ ) que hay que aplicar a cada una de las series para evitar la posible autocorrelación entre sus residuos. El método que se utilizó para elegir los retardos fue el criterio de Akaike y Schwarz. El análisis de significatividad del estadístico  $t$  del Dickey-Fuller aumentado (ADF) nos permite concluir que todas las series son integradas de primer orden  $I(1)$  y tienen raíces unitarias a un nivel de confianza del 95%. Por lo tanto, debemos diferenciarlas una vez para convertirlas en estacionaria (véase Tabla A1.1).

**Tabla A1.1.**

Test de raíz unitaria – Dickey-Fuller aumentado

| Variable | k | Tendencia y constante | Constante  | No tendencia no constante |
|----------|---|-----------------------|------------|---------------------------|
| ln (B)   | 0 | -2.971.231            | -2.992.124 | -1.913.727                |
| Dln (B)  | 0 | -8.285.527            | -8.136.133 | -8.096.300                |
| ln (E)   | 2 | -1.984.326            | -1.669.375 | -0,142991                 |
| Dln (E)  | 1 | -7.542.255            | -7.597.120 | -7.646.065                |
| ln (Y*)  | 3 | -0.697485             | 2.624.740  | 6.016.261                 |
| Dln (Y*) | 2 | -9.850.355            | -9.114.934 | -2.056.536                |
| ln (Y)   | 5 | -2.516.675            | -0.146598  | 1.843.517                 |
| Dln (Y)  | 4 | -3.499.017            | -3.472.679 | -2.905.758                |
| ln (VF)  | 2 | -6.097.762            | -2.240.395 | -2.172.918                |
| Dln (VF) | 1 | -1.165.779            | -1.173.214 | -1.179.748                |
| ln (VC)  | 5 | -2.431.573            | 1.436.581  | 3.180.362                 |
| Dln (VC) | 3 | -4.047.093            | -3.058.379 | -1.885.855                |

Fuente: estimaciones en E-Views 7.

ANEXO 2

Análisis de rezagos y residuos

Con el objetivo de diagnosticar la posible autocorrelación entre los residuos se utilizó el multiplicador de Lagrange (ML) y en el caso de heterocedasticidad se aplicó el test de White con Cross Terms (Chi-sq). Finalmente, para el análisis de normalidad se utilizó el test de Jarque-Bera, siguiendo las factorizaciones de Cholesky y Urzúa. La Tabla A2.1 de este anexo muestra un resumen de los resultados obtenidos por los diferentes test, en él se destaca que los residuos no presentan autocorrelación ni heterocedasticidad al 5% de significatividad.

**Tabla A2.1.**  
Test de rezagos y test de heterocedasticidad y autocorrelación de los residuos

| Período      | Test de rezagos  |      | Test de residuos            |                            |
|--------------|------------------|------|-----------------------------|----------------------------|
|              | Criterio         | lags | Heterocedasticidad<br>Chi-2 | Autocorrelación<br>LM-Est. |
| Ecuación (4) |                  |      |                             |                            |
| 1992-2013    | LR, FPE, AIC     | 5    | 5.235.042                   | 2.119.077                  |
| Ecuación (5) |                  |      |                             |                            |
| 1992-2013    | LR, FPE, AIC     | 5    | 4.907.067                   | 2.464.202                  |
| Ecuación (6) |                  |      |                             |                            |
| 1992-2013    | LR, FPE, AIC, HQ | 5    | 1.248.589                   | 2.715.757                  |
| Ecuación (7) |                  |      |                             |                            |
| 1992-2013    | LR, FPE, AIC, HQ | 7    | 1.052.472                   | 3.828.897                  |
| Ecuación (8) |                  |      |                             |                            |
| 1992-2013    | LR, FPE, AIC, HQ | 6    | 8.992.106                   | 2.454.976                  |

LR: test del estadístico secuencial modificado (cada test al 5%).  
FPE: predicción del error final.  
AIC: criterio de información de Akaike.  
SC: criterio de información de Schwarz.  
HQ: criterio de información de Hannan-Quinn.  
Fuente: estimaciones en E-Views 7.

Respecto del test de normalidad, si bien las cuatro variables tienen una distribución normal, la misma no es multivariada. Por este motivo, la consistencia del modelo se testeó analizando si las variables cumplen con la propiedad de ausencia de autocorrelación en forma individual (Fernández-Corugedo, 2003).



**Tabla A2.2.**

Test de normalidad de los residuos

| Test de normalidad |                  |
|--------------------|------------------|
| Variable           | Test Jarque-Bera |
| B                  | 3,40             |
| Y*                 | 5,33             |
| E                  | 3,96             |
| E*                 | 1,05             |
| Y                  | 3,01             |
| VF                 | 2,29             |
| VC                 | 5,77             |

Fuente: estimaciones en E-Views 7.

## ANEXO 3

### Análisis de cointegración con canal financiero

En el presente anexo se analiza el efecto individual del canal financiero sobre la balanza comercial. Como primer resultado, el test de la traza y del autovalor máximo (véase Tabla A3.1) permiten observar que existen más de dos relaciones de cointegración para las variables analizadas ( $b_p$ ,  $y_t$ ,  $y_p^*$ ,  $e_p$ ,  $vf_t$ ).

**Tabla A3.1.**

Test de la traza y del autovalor máximo

| Test de traza                                   |            |             |               |         |
|---|------------|-------------|---------------|---------|
| Test de cointegración sin restricciones (traza) |            |             |               |         |
|   |            | Traza       | 0,05          |         |
| N° ec(s)  | Eigenvalue | Estadístico | Valor crítico | Prob.** |
| Ninguna *                                       | 0,550140   | 1.239.126   | 6.006.141     | 0,0000  |
| Al menos 1 *                                    | 0,386926   | 7.198.932   | 4.017.493     | 0,0000  |
| Al menos 2 *                                    | 0,364098   | 4.018.683   | 2.427.596     | 0,0002  |
| Al menos 3                                      | 0,142954   | 1.076.059   | 1.232.090     | 0,0900  |
| Al menos 4                                      | 0,011220   | 0,733435    | 4.129.906     | 0,4500  |

Test de traza indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999)  $p$ -valor.

| Test de Eigenvalue  |            |             |               |         |
|---|------------|-------------|---------------|---------|
| Test de cointegración sin restricciones (Máximo Eigenvalue) |            |             |               |         |
| N° ec(s)  | Eigenvalue | Estadístico | Valor crítico | Prob.** |
| Ninguna *   | 0,550140   | 5.192.328   | 3.043.961     | 0,0000  |
| Al menos 1 *  | 0,386926   | 3.180.249   | 2.415.921     | 0,0038  |
| Al menos 2 *  | 0,364098   | 2.942.624   | 1.779.730     | 0,0006  |
| Al menos 3  | 0,142954   | 1.002.715   | 1.122.480     | 0,0806  |
| Al menos 4  | 0,011220   | 0,733435    | 4.129.906     | 0,4500  |

Test de Max-Eigenvalue indica tres ecuaciones de cointegración al 0,05.

\* Denota rechazo de la hipótesis al 0,05.

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999)  $p$ -valor.

Fuente: estimación en E-Views 7.

La ecuación de cointegración resultante muestra que, al controlar por el efecto directo de los flujos financieros sobre la balanza comercial ( $vf_t$ ), la sensibilidad de la misma a  $e_t$  aumenta al punto de que se cumple la CML. En lo que respecta al resto de las variables ( $y_t, y_t^*$ ), se mantienen significativas y con los signos esperados por la teoría económica, mientras que  $vf_t$  tiene un efecto directo significativo y positivo en  $b_t$ , expresado por su coeficiente.

$$b_t = -0,385y_t + 0,640y_t^* + 0,447e_t + 0,179vf_t \quad (8)$$

(0,07237) (0,16457) (0,10030) (0,05755)

[5,314] [-3,892] [-4,453] [-3,103]

## ARTÍCULOS

|   |     |
|---|-----|
| SANTIAGO MEDINA HURTADO, JORGE RESTREPO-MORALES Y ALEJANDRO BEDOYA  |     |
| Pérdidas esperadas y detrimento patrimonial por hurto de vehículos en Colombia  | 261 |
| DIEGO ALEJANDRO CASTRO Y ALEJANDRO PÉREZ Y SOTO   |     |
| Estimación de la probabilidad de incumplimiento para las firmas del sector económico industrial y comercial en una entidad financiera colombiana entre los años 2009 y 2014 | 293 |
| PAULO REIS MOURÃO   |     |
| Descentralização e desigualdade na distribuição dos fundos constitucionais Brasileiros. Uma análise de cointegração de séries entre 1997 e 2011                             | 321 |
| RICARDO ARGÜELLO  |     |
| Trade diversification in Colombia, 1991-2011  | 345 |
| PABLO IGNACIO CHENA Y CAROLINA BOSNIC   |     |
| Concentración económica y comercio internacional. La condición Marshall-Lerner en la Argentina (1993-2013)  | 379 |
| PAÚL A. CARRILLO MALDONADO  |     |
| El efecto de la política fiscal en expansión y recesión para Ecuador: un modelo MSVAR   | 405 |
| MÓNICA HURTADO, CATHERINE PEREIRA-VILLA Y EDGAR VILLA   |     |
| Oil palm development and forced displacement in Colombia: Causal or spurious?   | 441 |
| GASTÓN CALIGARIS  |     |
| Las grandes empresas agropecuarias en Argentina: los casos de Cresud y El Tejar   | 469 |
| Fahd Boundi Chraki  |     |
| Determinantes de las relaciones reales de intercambio de España con Alemania (1970-2010). Un análisis econométrico de la ventaja absoluta de costo intrasectorial           | 489 |
| FLORENCIA MOLINATTI Y ENRIQUE PELÁEZ  |     |
| La localización como factor crítico. Análisis del programa "Mi casa, mi vida". Córdoba, Argentina   | 521 |
| MARÍA VERÓNICA ALDERETE   |     |
| An approach to the broadband effect on Latin American growth: A structural model  | 549 |
| RODRIGO PÉREZ ARTICA, FERNANDO DELBIANCO Y LEANDRO BRUFMAN  |     |
| El ahorro y la inversión corporativos en América Latina. Una indagación a nivel firma   | 571 |
| RESEÑA  |     |
| ESTEBAN CRUZ HIDALGO  |     |
| La riqueza. Historia de una idea, de Adolfo Rodríguez Herrera   | 601 |