

Lanteri, Luis N.

**Article**

## Efecto Harberger-Laursen-Metzler: Evidencia para Argentina (1986-2014)

Atlantic Review of Economics

**Provided in Cooperation with:**

Economists Association of A Coruña

*Suggested Citation:* Lanteri, Luis N. (2015) : Efecto Harberger-Laursen-Metzler: Evidencia para Argentina (1986-2014), Atlantic Review of Economics, ISSN 2174-3835, Colegio de Economistas de A Coruña, A Coruña, Vol. 2, pp. 1-21

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/146602>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

## **Efecto Harberger-Laursen-Metzler. Evidencia para Argentina (1986-2014)**

**Luis N. Lanteri (x)**

**Universidad Nacional del Rosario. Argentina.**

**(x)** UNR. Argentina. Las opiniones vertidas en el trabajo corresponden solamente al autor y son de su entera responsabilidad.

## Resumen

Este trabajo analiza el vínculo entre la cuenta corriente y los términos del intercambio, en el caso de la economía argentina. Se emplean modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo, y datos anuales que cubren el período 1986-2014. Las funciones de respuesta sugieren una reacción positiva de la cuenta corriente ante choques en los términos del intercambio (corto plazo), avalando la existencia del efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM), mientras que el análisis de varianza muestra que los términos del intercambio explican alrededor de un 18% de la varianza de la cuenta corriente, resultado similar al de otros países en desarrollo.

## Abstract

This paper analyzes the link between the current account and the terms of trade, in the case of Argentina's economy. SVAR models with long-term restrictions and annual data covering the period 1986-2014 are used. The response functions suggest a positive reaction from the current account to shocks in the terms of trade (short term), supporting the existence of the Harberger-Laursen-Metzler (HLM) effect, while variance decomposition shows that the terms of trade account for about 18% of the variance of the current account, result similar to other developing countries

*Clasificación JEL:* C3, F32

*Palabras claves:* cuenta corriente, términos del intercambio, efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM), modelos de SVAR, current account, terms of trade, Harberger-Laursen-Metzler (HLM) effect, SVAR models

## 1. Introducción

De acuerdo con Harberger (1950) y Laursen y Metzler (1950), el ahorro de una economía se vería negativamente afectado por una caída en los términos del intercambio, debido a la reducción que se operaría en el ingreso nacional. Para estos autores, una caída (aumento) exógena en los términos del intercambio, experimentado por una economía pequeña y abierta, llevaría a un deterioro (mejora) en la balanza comercial. Este argumento se conoce en la literatura como efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM).

La correlación entre los términos del intercambio y la balanza comercial, señalada por dichos autores, descansa en funciones de consumo Keynesianas. Suponiendo una propensión marginal al consumo inferior a la unidad (corto plazo), la mejora en los términos del intercambio genera un incremento en el ingreso nacional real de la economía (producto en términos reales) y un aumento menos que proporcional en los gastos de consumo. Debido a ello, el nivel de ahorro privado se incrementa, lo que afecta positivamente a la balanza comercial (*ceteris paribus*). El efecto HLM fue desarrollado a partir de modelos de ingreso–gasto, relaciones estables entre ingreso y ahorro y ausencia de movilidad internacional de capitales.<sup>1</sup>

Durante los años ochenta, una parte de la literatura trató de establecer los fundamentos microeconómicos de dicho efecto, empleando *modelos intertemporales de la cuenta corriente con previsión perfecta*. Entre los trabajos que siguieron esta propuesta, se destacan los de Obstfeld (1982), Svensson y Razin (1983), Persson y Svensson (1985) y Ostry (1988). Estos autores consideran que el impacto de los choques en los términos del intercambio depende de su *persistencia* (choques transitorios o permanentes) y de su *predictibilidad* (choques anticipados o no anticipados), así como de la interacción entre el efecto ingreso y el efecto sustitución. Mientras que el efecto ingreso se mueve en la misma dirección, que los choques en los términos del intercambio, el efecto sustitución opera en la dirección opuesta (efectos sustitución intratemporales e intertemporales).

Para los modelos determinísticos con previsión perfecta, los dos principales factores que influyen en la relación entre los términos del intercambio y la balanza comercial serían la persistencia de los choques y el vínculo entre la tasa de preferencia temporal y la utilidad futura. Con choques transitorios, en los términos del intercambio, se verificaría el efecto HLM, mientras que con choques permanentes este efecto disminuiría, o en un caso extremo no se afectaría a la

<sup>1</sup> Una de las principales críticas que se hacen al argumento, propuesto por HLM, es la ausencia de un esquema intertemporal de maximización de la utilidad, para explicar la respuesta del ahorro y del ingreso ante choques en los términos del intercambio.

balanza comercial (véanse también los trabajos de Sachs, 1981; Edwards, 1989 y Sachs y Larraín, 2002).

Más recientemente, Backus (1993), Backus, Kehoe y Kydland (1992 y 1994) y Mendoza (1992 y 1995), dejan de lado el esquema con previsión perfecta y pasan a analizar el vínculo, entre los términos del intercambio y la balanza comercial, empleando *modelos de equilibrio general dinámico y estocástico*. En el trabajo de Mendoza (1995), se observa que los choques positivos en los términos del intercambio determinan una mejora inicial en la balanza comercial, sugiriendo así la existencia del efecto HLM.

Algunos trabajos analizan también esta correlación desde un punto de vista empírico, utilizando diferentes metodologías. Otto (2003) investiga el impacto de los términos del intercambio en la balanza comercial, para varias economías en desarrollo y algunos países de la OECD, empleando modelos de SVAR y considerando choques permanentes y transitorios, y encuentra que el efecto HLM se verificaría para la mayoría de los países analizados. También pueden mencionarse los trabajos de Deardorff y Stern (1978), Ostry y Reinhart (1992), Galor y Lin (1994), Kent (1997), Cashin y McDermott (1998), Kent y Cashin (2003) y Aquino y Espino (2013), los que convalidan, por lo general, la validez del efecto HLM.<sup>2</sup>

En este trabajo, se analiza empíricamente el impacto de los choques en los términos del intercambio en la cuenta corriente de la economía argentina, y se trata de establecer si se verifica el argumento sugerido por Harberger-Laursen-Metzler. Para ello, se utiliza una propuesta de VAR estructural (SVAR), con restricciones de largo plazo, y datos anuales de esta economía, que cubren el período 1986-2014. Se emplea a la cuenta corriente, en lugar de la balanza comercial, dado que la cuenta corriente podría reflejar mejor el proceso dinámico vinculado con las decisiones adoptadas por los agentes económicos.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección dos, se analiza brevemente el comportamiento del sector externo argentino en las últimas décadas y en la tres, se considera la característica de los SVAR y las restricciones impuestas al modelo a estimar. En la sección cuatro, se describen los resultados hallados en las estimaciones y, por último, en la sección cinco, se comentan las principales conclusiones del trabajo.

---

<sup>2</sup> Entre otros trabajos empíricos que analizan los determinantes de la cuenta corriente pueden consultarse los de: Senhadji (1998); Giuliodori (2004); Gruber y Kamin (2007) y Brissimis et al. (2010).

## **2. Comportamiento del sector externo argentino durante las últimas décadas**

Durante las últimas cuatro décadas, el sector externo argentino atravesó por períodos de crisis y de excedentes, los que podrían explicarse por la evolución del contexto internacional y por las diversas políticas macroeconómicas seguidas en el ámbito doméstico.

Los años ochenta estuvieron dominados por desajustes en el sector fiscal, elevadas tasas de inflación, correcciones en el tipo de cambio y estancamiento y caídas en materia de crecimiento económico. Los dos procesos de hiperinflación, que ocurrieron hacia el final de esa década, culminaron con la implementación del Plan de Convertibilidad, a principios de los noventa, en un esquema de tipo de cambio fijo y convertible respecto del dólar estadounidense.

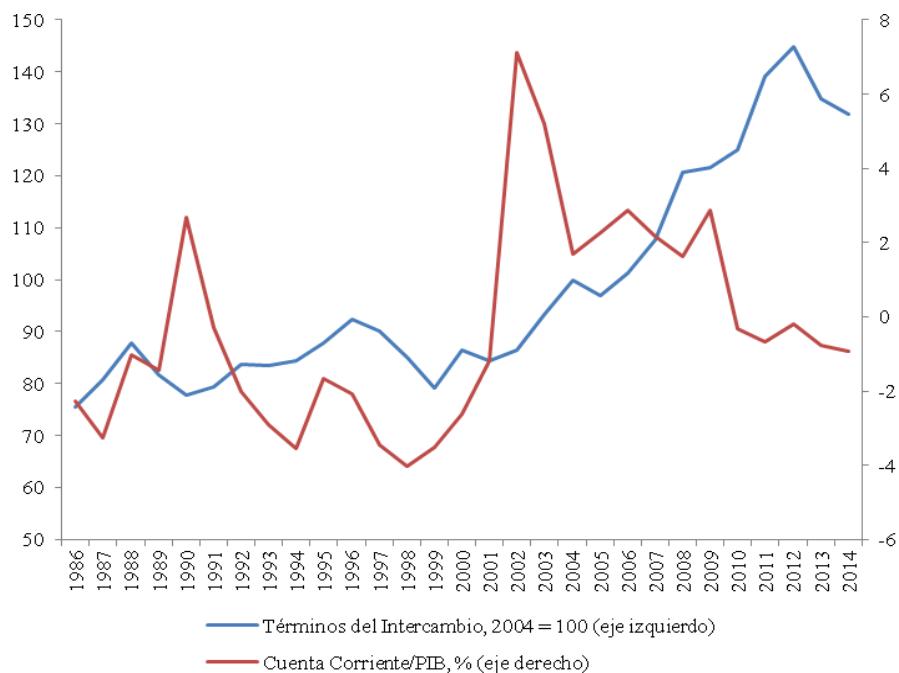
Durante los primeros años de la convertibilidad, la reducción de la inflación, la aplicación de reformas estructurales, algunos cambios en el sector público y el aumento de la inversión en obras de infraestructura, permitieron alcanzar elevadas tasas de crecimiento. Sin embargo, la rigidez del tipo de cambio de este programa, sumado a otros factores, como la caída en los precios internacionales de los productos exportables, la devaluación en Brasil, el elevado nivel de deuda externa, la situación fiscal y la recesión y alto desempleo que sufrió la economía desde finales de 1998, llevaron a una crisis en el régimen de convertibilidad, en diciembre de 2001.

Para algunos autores, durante los años noventa, se siguió una estrategia de crecimiento basada en el ahorro externo, con una mayor apertura de la cuenta capital y déficit en la cuenta corriente (ver Gráfico 1). Debido a ello, se estimuló el consumo interno (desahorro doméstico) y el endeudamiento financiero con el exterior, pero sin aumentar sustancialmente la inversión interna.

Con posterioridad a la crisis externa de 2001, que impulsó el tipo de cambio a un nivel mucho más elevado que el vigente durante los noventa, se observó una mejora en las condiciones internacionales, lo que permitió experimentar un período de elevadas tasas de crecimiento durante varios años y disminuir, a su vez, las tasas de desocupación.

A partir de 2008, el elevado crecimiento estuvo acompañado de una política fiscal más expansiva (relación consumo público/PIB a precios corrientes), que contribuyó a alentar las tasas de inflación observadas en los años siguientes, a pesar del control en las tarifas de los principales servicios públicos.

**Gráfico 1. Argentina. Términos del Intercambio (base 2004=100) y razón Cuenta Corriente/PIB corriente en porcentajes. Período 1986-2014**



Fuente: elaboración propia con datos del INDEC

Por su parte, los años posteriores a la caída del régimen de convertibilidad podrían dividirse en dos sub períodos, desde el punto de vista del comportamiento del sector externo. Desde 2002 y hasta 2009, la economía experimentó superávit en la cuenta corriente y un elevado crecimiento. En contraste, en los últimos años, las tasas de crecimiento disminuyeron y comenzaron a registrarse déficit en la cuenta corriente, a pesar de que los términos del intercambio continuaron mejorando, casi ininterrumpidamente, hasta el año 2012.

Las secuelas de la crisis financiera internacional de 2008, el fortalecimiento del dólar frente al resto de las monedas, el conflicto con los 'holdouts' (tenedores de bonos de la deuda externa que no se adhirieron a los canjes voluntarios de 2005 y 2010) y algunos desequilibrios observados en la economía doméstica, podrían haber contribuido a generar incertidumbre en los agentes económicos, a desalentar mayores tasas de crecimiento y a cerrar la economía a los flujos de capitales y de inversiones externas.

Para algunos analistas, el atraso del tipo de cambio respecto de la inflación, las distorsiones acumuladas en los precios relativos y el déficit fiscal podrían llegar a ser temas prioritarios de la economía, a mejorar por la nueva administración, que surja en el país a fines de 2015.

### 3. Propuesta de VAR estructural

La propuesta de VAR estructural (SVAR), utilizada en el trabajo, permite que los choques exógenos y no anticipados en los términos del intercambio afecten al PIB real y a la cuenta corriente, en el largo plazo. El trabajo estaría en línea con algunos artículos anteriores, como el de Otto (2003), que analiza los efectos de los términos del intercambio en el producto y en la balanza comercial, para varias economías desarrolladas y en desarrollo.

El principal propósito de la estimación de los modelos de VAR estructural es obtener una ortogonalización no recursiva de los términos de error para el análisis de impuso-respuesta. A diferencia de la ortogonalización recursiva de Cholesky, la propuesta de SVAR requiere imponer restricciones al VAR, a fin de identificar los componentes estructurales ortogonales (o sea, no correlacionados entre sí) de los términos de error. Estas restricciones se basan en la teoría económica.

Sobre el particular, Blanchard y Quah (1989) proporcionan una metodología alternativa para estimar los modelos de VAR estructural, con restricciones de largo plazo (véase el Anexo I).<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> El VAR sin restricciones a estimar podría simbolizarse como:

$$y_t = A^{-1} C(L) y_t + A^{-1} B u_t \quad (a)$$

donde el error estocástico  $u_t$  está normalmente distribuido,  $u_t \sim N(0,1)$ , y  $A$ ,  $B$ ,  $C$  son matrices no observables separadamente (la idea es imponer restricciones de largo plazo al VAR no restringido para recuperar la forma estructural del modelo:  $Ay_t = C(L)y_t + Bu_t$ , la cual no puede estimarse directamente debido a problemas de identificación). Reagrupando los términos de (a) queda:

$$[I - A^{-1} C(L)] y_t = A^{-1} B u_t \quad (b)$$

De esta forma:

$$y_t = [I - A^{-1} C(L)]^{-1} A^{-1} B u_t \quad (c)$$

Haciendo  $M = [I - A^{-1} C(L)]^{-1} A^{-1} B$  se obtiene:

$$y_t = M u_t \quad (d)$$

La expresión (d) indica cómo los choques estocásticos afectan los niveles de largo plazo de las variables. Se emplea a la matriz  $M$  para estimar la matriz  $B$ , suponiendo que  $A$  es una matriz identidad.

### 3.1. Restricciones al modelo de VAR estructural

El modelo de SVAR a estimar considera al vector de variables  $X_t$  con el siguiente orden: términos del intercambio (TIE), PIB real (PIB), tipo de cambio real (TCR) y razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes (CA/PIB), donde  $\Delta$  indica el operador en primeras diferencias (ver la descripción de las series empleadas en el Anexo II).

$$X_t = [\Delta TIE, \Delta PIB, \Delta TCR, CA/PIB] \quad (1)$$

En términos matriciales, la forma irrestricta del modelo sería:

$$\begin{bmatrix} \Delta TIE_t \\ \Delta PIB_t \\ \Delta TCR_t \\ CA/PIB_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) & C_{14}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) & C_{24}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) & C_{34}(L) \\ C_{41}(L) & C_{42}(L) & C_{43}(L) & C_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

Para identificar el sistema resulta necesario imponer seis restricciones adicionales en el largo plazo. Las tres primeras restricciones de identificación consideran que los términos del intercambio son estrictamente exógenos. Ello implica que, bajo el supuesto de una economía pequeña y abierta, los valores corrientes y retrasados del PIB real, del tipo de cambio real y de la razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes, no se incluyen en la ecuación de los términos del intercambio, por lo que los coeficientes  $C_{12}(L) = C_{13}(L) = C_{14}(L) = 0$ . Asimismo, el choque de demanda (TCR) y la cuenta corriente no afectarían en el largo plazo al PIB real (la cuenta corriente sería estacionaria en niveles y no tendría efectos permanentes en el producto), de forma que:  $C_{23}(L) = C_{24}(L) = 0$ . Por último, la cuenta corriente tampoco se incluye en la ecuación del tipo de cambio real en el largo plazo, vale decir:  $C_{34}(L) = 0$ .

Al considerar las restricciones de largo plazo, el VAR a estimar quedaría:

$$\begin{bmatrix} \Delta TIE_t \\ \Delta PIB_t \\ \Delta TCR_t \\ CA/PIB_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & 0 & 0 & 0 \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & 0 & 0 \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) & 0 \\ C_{41}(L) & C_{42}(L) & C_{43}(L) & C_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

donde  $\varepsilon_{it}$  representa el vector de choques estructurales ortogonales, con media cero y matriz de varianza-covarianza diagonal.

De acuerdo con la metodología de Blanchard y Quah (1989), solo se imponen restricciones de largo plazo y, por tanto, los términos del intercambio, por ejemplo, no serían exógenos, para las restantes variables, en el corto plazo.

Una vez estimado el modelo de SVAR se computan las funciones de impulso-respuesta de las variables ante diferentes choques. Si bien el mayor interés se basa en determinar la existencia del efecto HLM, para la economía argentina, también se considera la respuesta de la razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes ante choques en el PIB real y en el tipo de cambio real. Se espera que los términos de intercambio tengan un efecto positivo en la cuenta corriente, por lo menos en el corto plazo.

A su vez, el análisis de descomposición de la varianza permite determinar la importancia cuantitativa de los diversos choques en las fluctuaciones de la cuenta corriente y del PIB real.

Los modelos de SVAR incorporan además, de las variables mencionadas, tres variables binarias: la primera toma valor uno en 2002 (crisis del Plan de Convertibilidad) y cero en los restantes períodos; la segunda toma valor uno en 1986-2000 (excepto 1989) y cero en los restantes años y la tercera toma valor uno en 1989 año de la hiperinflación y en el período 2001-2008 (gran parte de la recuperación de la economía a partir de la salida de la convertibilidad) y cero en los demás años. Las estimaciones se realizan con datos anuales, correspondientes al período 1986-2014, y un rezago (en diferencias) en las variables.<sup>4</sup>

Previamente, se realizan las pruebas a través del test Dickey-Fuller Aumentado (ADF), a efectos de verificar si las series son no estacionarias en niveles (se incluyen constante y/o tendencia si resultaran significativas, dos rezagos en niveles y variables en logaritmo salvo en la cuenta corriente). De acuerdo con este test, no resulta posible rechazar la hipótesis nula de *existencia de raíz unitaria* al 5%, salvo para la cuenta corriente. Para esta última serie, se empleó además el test de Phillips-Perron, confirmándose dicho resultado (se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 5%) y la prueba de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, donde no se rechaza la hipótesis nula de *estacionariedad* al 5%.

La especificación de esta última variable, no solo se asimila a lo realizado por otros autores, donde la balanza comercial, o la cuenta corriente, se incluyen en las estimaciones en niveles (véanse, por ejemplo, los trabajos de Otto, 2003 y Aquino y Espino, 2013), sino que también mejora la calidad de los resultados estadísticos (normalidad y demás pruebas estadísticas para los residuos).

---

<sup>4</sup> Las variables binarias contribuyen a que los residuos del modelo estimado sean normales, de acuerdo con las pruebas de normalidad respectivas. La elección de los períodos para las variables binarias se hizo a partir del comportamiento que tienen las series respectivas.

Cabe agregar que no se han realizado los tests de *no cointegración* entre las variables, dado que las mismas no presentan el mismo orden de integración (los términos del intercambio, el PIB real y el tipo de cambio real serían I(1), mientras que la razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes se considera I(0)).

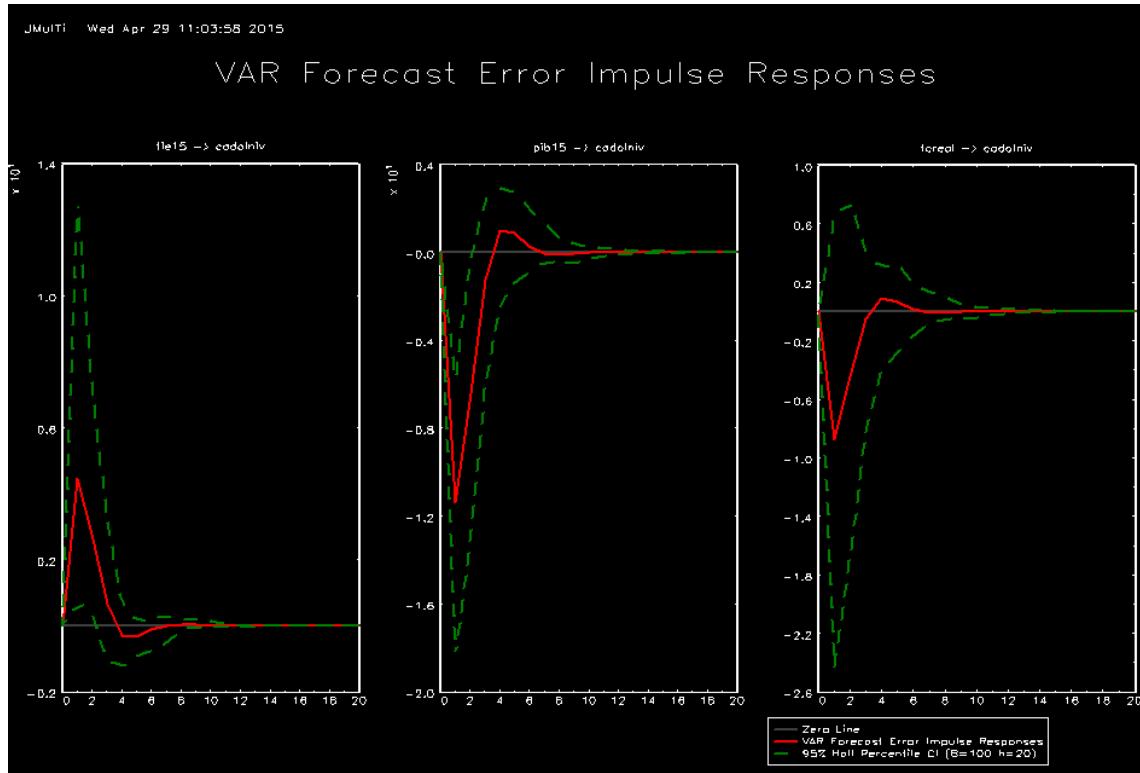
#### **4. Resultados de las estimaciones econométricas. Funciones de impulso-respuesta y análisis de varianza**

Los modelos de SVAR permiten estimar las funciones de impulso-respuesta, que indican la trayectoria de las variables endógenas ante la ocurrencia de choques estructurales en las demás variables, así como descomponer la varianza de la cuenta corriente.

El Gráfico 1 muestra que los choques en los términos del intercambio generan un efecto positivo, transitorio y significativo en la razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes, lo que se condice con lo establecido por la teoría (los choques en los términos del intercambio determinan un aumento en el ahorro privado y, considerando una propensión marginal al consumo inferior a la unidad en el corto plazo, mejoraría, *ceteris paribus*, la posición de la balanza comercial, o de la cuenta corriente), lo que confirma la validez del efecto HLM para la economía argentina.

Después del segundo período, la mejora inicial en la cuenta corriente disminuye, se torna negativa y tiende al estado estacionario en el largo plazo (el saldo negativo podría explicarse porque se verifica un incremento en la inversión, superior al aumento registrado en las tasas de ahorro).

**Gráfico 1. Funciones de respuesta de la razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes ante diferentes choques (un desvío estándar)**



Fuente: elaboración propia. Choques, de izquierda a derecha: términos del intercambio (externo), PIB real (oferta) y tipo de cambio real (demanda). Se excluye el choque propio.

Los resultados encontrados para la cuenta corriente son similares a los obtenidos por Otto (2003), al estimar modelos de SVAR, y por Mendoza (1995), al utilizar una propuesta de equilibrio general dinámico y estocástico. Otto (2003) encuentra que los incrementos no anticipados en los términos del intercambio producen una mejora inmediata (dentro del año) en la balanza comercial, para las economías de la OECD y de varios países en desarrollo, tanto al emplear las variables en niveles, como en diferencias, mientras que Mendoza observa resultados similares (mejora temporal de la balanza comercial), en los casos de los países del G7, verificando también la existencia del efecto HLM para dichas economías.

El choque de oferta (PIB real) genera un efecto negativo y significativo en la cuenta corriente, durante el primer período, que luego se torna positivo y tiende al estado estacionario en el largo plazo. El choque en el PIB real podría inducir un aumento transitorio en las importaciones, de materias primas o insumos, bienes intermedios y equipos de capital, generando así un saldo negativo en la balanza comercial y en la cuenta corriente, en el corto plazo. Esta conducta sería

más plausible de observar en economías que no han completado el proceso de diversificación productiva y donde la sustitución de importaciones ha sido incompleta.

El choque en el tipo de cambio real determina un efecto inicial negativo en la cuenta corriente, que se torna positivo después del segundo, o tercer período, y tiende al estado estacionario en el largo plazo. Este comportamiento sería consistente con el denominado efecto ‘curva-J’. A medida que la moneda doméstica comienza a depreciarse, se observa un empeoramiento de la cuenta corriente y luego, una vez transcurridos dos o tres períodos, la cuenta corriente comienza a mejorar (Debelle y Galati, 2007). No obstante, la respuesta ante el tipo de cambio no resulta significativa, de acuerdo a los niveles que toman las bandas de confianza.

Por su parte, el análisis de descomposición de la varianza permite determinar la importancia cuantitativa de los términos del intercambio, y de los demás choques, en las fluctuaciones de la cuenta corriente (Tabla 1).

El análisis de varianza sugiere que los términos del intercambio explican alrededor del 18% de la volatilidad de la cuenta corriente, en el largo plazo. Este resultado es similar a las estimaciones de Otto (2003), para las balanzas comerciales de varios países en desarrollo y de algunas economías de la OECD (20% y 15%, respectivamente) y superior al encontrado por Aquino y Espino (2013) para Perú (8%).

En el caso argentino, el choque de oferta (producto doméstico) representa el 23% de las fluctuaciones en la cuenta corriente, mientras que el de demanda (tipo de cambio real) solo el 4%.

En el trabajo de Otto (2003), los choques de oferta serían más importantes para los países de la OECD y los de demanda para las economías en desarrollo.<sup>5</sup>

Al igual que en el trabajo de Aquino y Espino (2013) para Perú, las fluctuaciones de la cuenta corriente para Argentina, también se explican, en su mayor parte, por el choque propio (54%), mientras que los demás choques representan el 46%.

---

<sup>5</sup> Debe notarse, sin embargo, que no se observa causalidad, en sentido de Granger, entre los términos del intercambio y la cuenta corriente.

**Tabla 1. Análisis de descomposición de la varianza de la razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes. Porcentajes**

Período	Términos del intercambio	PIB real	Tipo de cambio real	Razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes
1	10	8	4	78
5	18	23	4	54
10	18	23	4	54
15	18	23	4	54
20	18	23	4	54

Fuente: elaboración propia

Los residuos del modelo de SVAR muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula de *ausencia de correlación serial* (prueba LM-estadístico: 15.9; probabilidad.: 0.46) y de *normalidad de los residuos* (prueba Jarque-Bera: estadístico 10.1, probabilidad: 0.26).<sup>6</sup>

## 5. Conclusiones

En este trabajo, se analiza empíricamente el vínculo entre los términos del intercambio y la cuenta corriente, en el caso de la economía argentina, empleando modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo, y datos anuales para esta economía, que cubren el período 1986-2014.

En los últimos años, Argentina, al igual que otros países en desarrollo, registró una notable mejora en los términos del intercambio, a partir de los incrementos observados en los precios de los productos agropecuarios de exportación, afectando positivamente, de esta forma, al PIB doméstico y al sector externo.

<sup>6</sup> No se rechaza la hipótesis de *ausencia de heterocedasticidad*, mientras que la prueba de Lütkepohl tampoco rechaza la hipótesis de normalidad de los residuos. De acuerdo con el Teorema de Gauss-Markov para que los estimadores sean eficientes los términos de error del modelo deben ser independientes entre sí (ausencia de autocorrelación), tener varianza constante (ausencia de heterocedasticidad) y presentar una distribución normal.

A principios de los años cincuenta, Harberger (1950) y Laursen y Metzler (1950) sugirieron que las mejoras no anticipadas en los términos del intercambio generarían un impacto positivo en la balanza comercial (el denominado efecto Harberger-Laursen-Metzler). Trabajos más recientes sostienen que la respuesta contemporánea de la balanza comercial, a los términos del intercambio, depende de la permanencia de estos choques. Si los choques fueran transitorios se observaría un incremento inicial en el saldo de la balanza comercial, mientras que con choques permanentes, la respuesta positiva en la balanza comercial se atenuaría, o incluso podría llegar a desaparecer.

Los resultados de las funciones de impulso-respuesta muestran que los choques no anticipados en los términos del intercambio generan un efecto inicial positivo y significativo en la cuenta corriente, que posteriormente se torna negativo y tiende al estado estacionario en el largo plazo. Esta respuesta confirmaría la validez del efecto HLM para la economía argentina.

A su vez, el análisis de descomposición de la varianza determina que los choques en los términos del intercambio explican alrededor del 18% de la volatilidad de la cuenta corriente, en el largo plazo (20 años), mientras que el PIB real (choque de oferta) representa el 23% y los choques en el tipo de cambio real (choque de demanda) un 4%. El porcentaje correspondiente a los precios externos resulta similar al hallado por Otto (2003) para los países de la OECD y algunas economías en desarrollo.

La respuesta positiva de la cuenta corriente, ante choques en los términos del intercambio, resalta la vulnerabilidad que podría llegar a enfrentar la economía argentina, de revertirse completamente el ciclo favorable en los precios internacionales de las materias primas, que tuvo lugar durante la última década.

La ocurrencia de incrementos en las tasas de interés en los Estados Unidos, así como el fortalecimiento del dólar en los mercados internacionales y una menor demanda de materias primas, por parte de China, India y otros países importadores, podrían afectar las cotizaciones de estos productos, e impactar negativamente en los términos del intercambio y en el resultado de la cuenta corriente, tanto en Argentina, como en otras economías emergentes.

## Referencias

**Aquino, Juan y Espino, Freddy.** (2013). "Terms of Trade and Current Account Fluctuations: a VAR Approach". Serie Documentos de Trabajo n° 2013/008. Banco Central de Reserva de Perú.

**Backus, David.** (1993). "Interpreting Comovements in the Trade Balance and the Terms of Trade". Journal of International Economics. (34). 375-387.

**Backus, David, Kehoe, Patrick y Kydland, Finn** (1992). "International Real Business Cycles". Journal of Political Economy. (100). 745-775.

**Backus, David, Kehoe, Patrick y Kydland, Finn** (1994). "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: the J-Curve?". American Economic Review. (84). 84-103.

**Blanchard, Oliver y Quah, Danny** (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". American Economic Review. (79). 655-673.

**Brissimis, Sophocles, Hondroyannis, George, Papazoglou, Christos, Tsaveas, Nicholas y Vasardani, Melina** (2010). "Current Account Determinants and External Sustainability in Periods of Structural Change". Working Paper Series n° 1243. European Central Bank.

**Cashin, Paul y McDermott, John** (1998). "Terms of Trade Shocks and the Current Account". Working Paper n° 177. International Monetary Fund.

**Deardorff, Alan y Stern, Robert** (1978). "The Terms of Trade Effect on Expenditure". Journal of International Economics. (8). 409-414.

**Debelle, Guy y Galati, Gabriele** (2007). "Current Account Adjustment and Capital Flows". Review of International Economics. (15). 989-1013.

**Edwards, Sebastian** (1989). "Temporary Terms of Trade Disturbances, the Real Exchange Rate and the Current Account". Economica. (56). 343-357.

**Galor, Oded y Lin, Shoukang** (1994). "Terms of Trade and Current Account Dynamics: a Methodological Critique". International Economic Review. (35). 1001-1014.

**Giuliodori, Massimo** (2004). "Nominal Shocks and the Current Account: a Structural VAR Analysis of 14 OECD Countries". Review of World Economics. (140). 569-591.

**Gruber, Joseph y Kamin, Steven** (2007). "Explaining the Global Pattern of Current Account Imbalances". *Journal of International Money and Finance*. (26). 500-522.

**Harberger, Arnold** (1950). "Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade". *Journal of Political Economy*. (58). 47-60.

**Kent, Christopher** (1997). "The Response of the Current Account to Terms of Trade Shocks: a Panel-data Study". *Research Discussion Paper n° 9705*. Reserve Bank of Australia.

**Kent, Christopher y Cashin, Paul** (2003). "The Response of the Current Account to Terms of Trade Shocks: persistence Matters". *Working Paper n° 143*. International Monetary Fund.

**Laursen, Svend y Metzler, Lloyd** (1950). "Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment". *Review of Economics and Statistics*. (32). 281-299.

**Mendoza, Enrique** (1992). "The Effects of Macroeconomic Shocks in a basic Equilibrium Framework". *IMF Staff Papers*. (39). 855-889.

**Mendoza, Enrique** (1995). "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations". *International Economic Review*. (36). 101-137.

**Obstfeld, Maurice** (1982). "Aggregate Spending and the Terms of Trade: is There a Laursen-Metzler Effect?". *The Quarterly Journal of Economics*. (97). 251-270.

**Ostry, Jonathan** (1988). "The Balance of Trade, Terms of Trade and the Real Exchange Rate: an Intertemporal Optimizing Framework". *IMF Staff Papers*. (35). 541-573.

**Ostry, Jonathan y Reinhart, Carmen** (1992). "Private Saving and Terms of Trade". *IMF Staff Papers*. (32). 495-517.

**Otto, Glenn** (2003). "Terms of Trade Shocks and the Balance of Trade: there is a Harberger-Laursen-Metzler Effect". *Journal of International Money and Finance*. (22). 155-184.

**Persson, Torsten y Svensson, Lars** (1985). "Current Account Dynamics and the Terms of Trade: Harberger-Laursen-Metzler Two Generations Later". *Journal of Political Economy*. (93). 43-65.

**Sachs, Jeffrey** (1981). "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s". *Brookings Papers on Economic Activity*. (12). 201-282.

**Sachs, Jeffrey y Larraín, Felipe** (2002). "Macroeconomía en la economía global". Prentice Hall y Pearson Educación. Buenos Aires.

**Senhadji, Abdelhak** (1998). "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade in LDCs: the S-Curve". *Journal of International Economics*. (46). 105-131.

**Svensson, Lars y Razin, Assaf** (1983). "The Terms of Trade and the Current Account: the Harberger-Laursen-Metzler Effect". *Journal of Political Economy*. (91). 97-125.

## ANEXO I. Modelos de SVAR. Metodología propuesta por Blanchard y Quah (1989)

A fin de descomponer el PNB real en un componente permanente y en otro transitorio, Blanchard y Quah (1989) suponen que los choques de demanda agregada no afectan a dicha variable en el largo plazo, mientras que los choques de oferta agregada (productividad) tienen efectos permanentes sobre el producto.<sup>7</sup> Estos autores utilizan un VAR bivariado que incluye al PNB real,  $\{y_t\}$ , que sería  $I(1)$ , y el desempleo,  $\{z_t\}$ , que sería estacionario, y tratan de recuperar los dos choques puros.

La representación promedio móvil bivariada de las secuencias  $\{y_t\}$  y  $\{z_t\}$  toma la siguiente forma (no se considera la constante):

$$\Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{12}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (1)$$

$$z_t = \sum_{k=0}^{\infty} c_{21}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{k=0}^{\infty} c_{22}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (2)$$

o, en una forma más compacta:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

donde  $\varepsilon_{1t}$  y  $\varepsilon_{2t}$  representan choques ruido blanco e independientes (con varianza constante) y  $C_{ij}(L)$  son polinomios en el operador de retraso  $L$ , mientras que los coeficientes individuales de  $C_{ij}$  ( $L$ ) estarían indicados por  $c_{ij}(k)$ . Por conveniencia, se considera que la  $\text{var}(\varepsilon_1)=1$  y la  $\text{var}(\varepsilon_2)=1$ , siendo  $\Sigma_{\varepsilon}$  la matriz de varianza-covarianza de las innovaciones.

$$\Sigma_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_1) & \text{cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) \\ \text{cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) & \text{var}(\varepsilon_2) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (4)$$

Siendo  $y_t$  el logaritmo del PNB real y  $z_t$  el desempleo, Blanchard y Quah consideran que  $\varepsilon_{1t}$  es el choque de demanda agregada y  $\varepsilon_{2t}$  el de oferta agregada. El coeficiente  $C_{11}(L)$  representa la

<sup>7</sup> Esta sección se basa principalmente en el trabajo de Enders (2004). Para emplear la metodología de Blanchard y Quah (1989) al menos una de las series debería ser no estacionaria, ya que las variables  $I(0)$  no tienen un componente permanente.

respuesta a impulsos a través del tiempo del logaritmo del PNB real ante un shock de demanda agregada.

Para descomponer la secuencia  $\{y_t\}$  en los componentes permanente y estacionario se supone que uno de los choques tiene solo un efecto transitorio sobre  $\{y_t\}$ . Esta dicotomía entre efectos permanentes y transitorios permite la identificación de las innovaciones estructurales a partir del VAR estimado. En este caso, se considera que el choque de demanda agregada no presenta efectos de largo plazo sobre el PNB real. Así, el efecto acumulado del choque  $\varepsilon_{1t}$  sobre la secuencia de  $\Delta y_t$  sería igual a cero. Por tanto, el coeficiente  $c_{11}(k)$  en (1) resulta:

$$\sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} = 0 \quad (5)$$

Dado que dicha expresión se mantiene para cualquier posible realización de la secuencia  $\{\varepsilon_{1t}\}$ , se tiene:

$$\sum_{k=0}^{\infty} c_{11}(k) = 0 \quad (6)$$

El problema consiste entonces en recuperar los choques de demanda y de oferta (no observables) a partir de la estimación del modelo de VAR. Al trabajar con variables estacionarias la representación del VAR podría indicarse como:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

o, en una forma más compacta:

$$x_t = A(L) x_{t-1} + e_t \quad (8)$$

donde  $x_t$  es un vector columna  $(\Delta y_t, z_t)'$ ,  $e_t$  es un vector columna  $(e_{1t}, e_{2t})'$  y  $A(L)$  es una matriz  $2 \times 2$ , con elementos iguales a los polinomios  $A_{ij}(L)$ . Los coeficientes de  $A_{ij}(L)$  están indicados por  $a_{ij}(k)$ , mientras que  $e_{1t}$  es el error de pronóstico un paso hacia delante de  $y_t$ , y  $e_{2t}$  es el error de pronóstico un paso hacia delante de  $z_t$ . Considerando que  $\varepsilon_{1t}$  y  $\varepsilon_{2t}$  representan los choques o innovaciones puras, se tiene:

$$e_{1t} = c_{11}(0) \varepsilon_{1t} + c_{12}(0) \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

en forma similar:

$$e_{2t} = c_{21}(0) \varepsilon_{1t} + c_{22}(0) \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

y al combinar las expresiones (9) y (10), resulta:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Blanchard y Quah (1989) sugieren que si los coeficientes  $c_{11}(0)$ ,  $c_{12}(0)$ ,  $c_{21}(0)$  y  $c_{22}(0)$  fueran conocidos, sería posible recuperar las innovaciones puras  $\varepsilon_{1t}$  y  $\varepsilon_{2t}$  a partir de los residuos  $e_{1t}$  y  $e_{2t}$ .

## **Anexo II. Datos empleados en el trabajo y en las estimaciones**

*Términos del intercambio.* Representan el cociente entre el índice de precios de exportación y el índice de precios de importación, base 2004 = 100 (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. INDEC).

*Saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos/PIB a precios corrientes.* INDEC. Los datos en dólares de la cuenta corriente se convierten a pesos empleando el tipo de cambio promedio del período (Estadísticas Financieras Internacionales del FMI).

*Tipo de cambio real:* tipo de cambio respecto del dólar estadounidense deflactado por el índice de precios al consumidor (1986-1992) y el índice de precios al productor (1993-2014). Debido a la disponibilidad de información, en la base de datos del FMI, se utilizó el índice de precios al consumidor como 'proxy' del índice de precios al productor, durante el período 1986-1992. Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

*PIB en moneda constante:* corresponde al PIB a precios de 2004 y empalme con el PIB a precios de 1993 y a precios de 1986, respectivamente. INDEC y Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.