



Estudios de Economía Aplicada

ISSN: 1133-3197

secretaria.tecnica@revista-eea.net

Asociación Internacional de Economía
Aplicada
España

LANTERI, LUIS N.

Choques macroeconómicos al sector externo. Evidencia para la Argentina (1980-2011)

Estudios de Economía Aplicada, vol. 30, núm. 3, diciembre, 2012, pp. 1-23

Asociación Internacional de Economía Aplicada

Valladolid, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=30125274012>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Choques macroeconómicos al sector externo. Evidencia para la Argentina (1980-2011)

LUIS N. LANTERI

Economista, UNR, BUENOS AIRES. ARGENTINA. E-mail: lnlande@yahoo.com.ar

RESUMEN

Este trabajo analiza la dinámica de los principales choques macroeconómicos que podrían afectar el balance comercial y la cuenta corriente en el caso de la economía Argentina. En particular, se intenta evaluar el impacto de los precios internacionales sobre ambas variables externas. El trabajo utiliza una propuesta de VAR estructural (SVAR), con restricciones de largo plazo, y datos trimestrales que abarcan el período 1980-2011. Los resultados encuentran evidencia preliminar que avala la existencia del efecto Harberger-Laursen-Metzler. Asimismo, los choques de oferta muestran un efecto positivo y significativo en el balance comercial y en la cuenta corriente en el corto plazo.

Palabras claves: Balance comercial, cuenta corriente, precios internacionales, efecto Harberger-Laursen-Metzler, VAR estructural.

Macroeconomic Shocks to the External Sector. Evidence for Argentina (1980-2011)

ABSTRACT

This paper assesses the dynamics of the main macroeconomic shocks that could affect the trade balance and current account in the case of Argentina's economy. In particular, we measure the impact of international prices on both variables. The paper uses a structural VAR (SVAR), with long-term restrictions, and quarterly data covering the period 1980-2011. We find preliminary evidence that supports the existence of the Harberger-Laursen-Metzler effect. Further, supply shocks show a positive and significant effect on trade balance and the current account in the short run.

Keywords: Trade Balance, Current Account, International Prices, Harberger-Laursen-Metzler Effect, Structural VAR.

Clasificación JEL: C3, E32, F41

Artículo recibido en marzo de 2012 y aceptado en julio de 2012

Artículo disponible en versión electrónica en la página www.revista-eea.net, ref. e-30312

ISSN 1697-5731 (online) – ISSN 1133-3197 (print)

1. INTRODUCCIÓN

La crisis financiera y cambiaria, que tuvo lugar en Argentina hacia fines del año 2001, puso de relieve la importancia de entender los factores que explican el comportamiento de la balanza de pagos.

Después de registrar sostenidos déficit en el sector externo durante los años noventa, la economía Argentina experimentó una importante crisis cambiaria, que provocó la suspensión de pagos de parte de su deuda externa y una considerable salida neta de capitales (Feldstein, 2002).

A partir de la depreciación real de la moneda doméstica, y de los incrementos en los precios internacionales de las materias primas, los déficit se revirtieron y el sector externo comenzó a exhibir excedentes en el balance comercial y en la cuenta corriente.

La aparición de estos superávit, y la consiguiente acumulación de reservas internacionales, determinaron una mayor robustez externa de la economía, permitieron la reducción de las primas de riesgo, que estuvieron acompañadas de una aceleración del crecimiento económico durante casi una década (Frenkel, 2010).

En este trabajo, se tratan de analizar empíricamente los efectos dinámicos de diversos choques macroeconómicos sobre el balance comercial y la cuenta corriente, en el caso de Argentina. A tal fin, se utiliza una propuesta de VAR estructural, con restricciones de largo plazo, y datos trimestrales que cubren el período 1980-2011.

Esta economía representa un interesante caso de estudio de superación de los desequilibrios en el sector externo. En este sentido, el trabajo intenta proveer un mejor entendimiento de los factores económicos que permitieron salir de la crisis externa y del proceso de reversión ocurrido durante estos años de recuperación. El análisis podría resultar de interés para aquellas economías que han experimentado desequilibrios externos, tal como ocurrió en este país durante los años noventa.

El trabajo encuentra evidencia que sugiere la existencia del efecto Haberer-Laursen-Metzler. Asimismo, los choques de oferta muestran un efecto positivo y significativo en el balance comercial y en la cuenta corriente, en el corto plazo, mientras que los choques en las tasas de desocupación afectan negativamente a la cuenta corriente y los choques en el tipo de cambio real positivamente al balance comercial.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección dos, se analiza el comportamiento del sector externo argentino en las últimas décadas y en la tres se plantea el esquema teórico y las restricciones a los modelos de SVAR. En la sección cuatro se presentan los resultados de las estimaciones empíricas y, por último, en la cinco se comentan las principales conclusiones del trabajo.

El artículo sigue, en alguna medida, la línea temática de otros estudios publicados en EEA, como el de Minondo y Requena (2011), que analiza las diferencias en el crecimiento de las exportaciones entre países, o el de Bee Dagum (2010), que investiga las características de los ciclos reales, y en particular para los enfoques keynesiano y clásico.

2. EL COMPORTAMIENTO DEL SECTOR EXTERNO ARGENTINO (1980-2011)

Durante las tres últimas décadas, el sector externo argentino atravesó por períodos de crisis y de excedentes, 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 y estancamiento en materia de crecimiento económico. Los dos procesos de hiperinflación, que ocurrieron hacia el final de esta década, culminaron con la implementación del plan de convertibilidad, a principios de los noventa, que estableció un tipo de cambio fijo frente al dólar estadounidense.

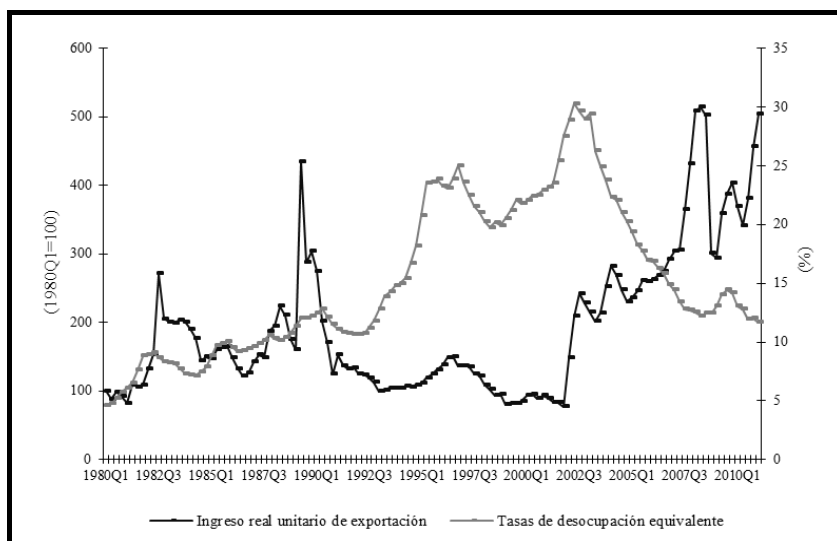
La reducción de la inflación lograda durante este último período, la introducción de algunas reformas estructurales y el aumento de la inversión en obras de infraestructura, permitieron alcanzar elevadas tasas de crecimiento durante los primeros años de aplicación del plan. Sin embargo, la rigidez del tipo de cambio que imponía este programa, junto con la caída en los precios internacionales de los productos exportables, la devaluación de Brasil, el elevado nivel de deuda externa, la situación fiscal y la recesión que sufría la economía desde 1998, contribuyeron a la caída del régimen de convertibilidad en diciembre de 2001. A pesar de que las tasas de desempleo alcanzaron al 18% (y a más del 25% considerando también el subempleo) los salarios no se redujeron, salvo los ajustes en el sector público, y la competitividad externa empeoró hacia el final de la convertibilidad.

Con posterioridad a la crisis externa, que impulsó un tipo de cambio mucho más elevado que el vigente durante la década de los noventa, mejoraron las condiciones internacionales y los precios externos, lo que permitió experimentar un período de sostenidas y elevadas tasas de crecimiento durante varios años y reducir, a su vez, las tasas de desocupación (en la Figura 1, se presentan el ingreso real unitario de exportación y las tasas de desocupación equivalente, que consideran también al subempleo).¹

¹ El ingreso real unitario de exportación resulta de multiplicar el índice de precios internacionales de las materias primas en dólares por el tipo de cambio real multilateral.

Mientras que entre 1993 y 2001 la economía creció al 1.4% anual acumulativo, entre este último año y el 2010 la tasa de crecimiento fue de alrededor del 5.4% anual (estimado con el PIB real anual). A partir de 2005, el elevado crecimiento estuvo acompañado de una política fiscal expansiva, que podría haber contribuido a alentar las mayores tasas de inflación observadas en la última parte de esta década, a pesar del control en las tarifas que sufrieron los principales servicios públicos.

Figura 1
Ingreso real unitario de exportación y tasas de desocupación equivalente
(incluyen subempleo)



Fuente: Elaboración propia.

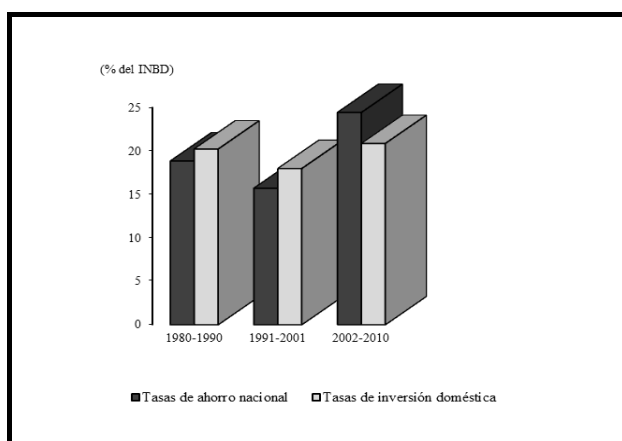
Por su parte, en la Figura 2, se muestran las tasas de ahorro nacional y de inversión doméstica registradas desde 1980. El ahorro pasó del 18.8% del ingreso nacional bruto disponible en los ochenta, al 15.7% en los noventa y a tasas superiores al 24% del ingreso con posterioridad a la crisis de la convertibilidad de 2001. La inversión doméstica también creció durante los últimos años, hasta alcanzar en promedio casi el 21% del ingreso nacional en la última década. Ambas tasas se reducen, sin embargo, después de la crisis financiera de 2007-2008, aunque a niveles superiores a los de los años noventa.

No obstante, estas variables muestran comportamientos diferentes a lo largo del período. Mientras que en los años ochenta y noventa las tasas de inversión superaron a las de ahorro (resultando en déficit en la cuenta corriente), en el

lapso posterior a la crisis de 2001 se observaron tasas de ahorro mayores que las de inversión y superávit en cuenta corriente.

Figura 2

Tasas de ahorro e inversión, en porcentajes respecto del Ingreso Nacional Bruto Disponible. Promedios correspondientes a cada período



Fuente: Elaborado con datos del FMI e INDEC.

Durante los noventa, la economía siguió una estrategia de crecimiento basada en el ahorro externo con una mayor apertura de la cuenta capital y déficit en la cuenta corriente. Esta estrategia se tradujo en un aumento del consumo (desahorro doméstico) y del endeudamiento financiero con el exterior, pero no generó un incremento sustancial en la inversión, ni en la capacidad del país para exportar. En contraste, desde la caída del régimen de convertibilidad, se ha seguido un modelo de crecimiento basado principalmente en el ahorro doméstico y en el logro de superávit en cuenta corriente (desahorro externo).²

Como se indica en la Figura 3, el balance comercial/PIB nominal muestra excedentes desde los años ochenta, con excepción de la década del noventa durante la vigencia de la convertibilidad, en tanto que la cuenta corriente/PIB nominal arroja por lo general déficit, salvo en el período posterior a la crisis de 2001.³ Debe notarse que, a partir de la crisis de la convertibilidad, el ahorro

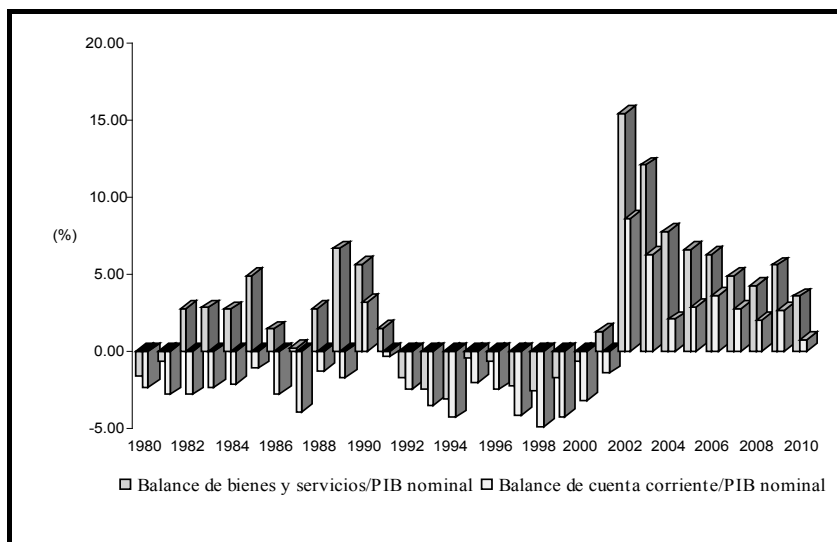
² Un elemento importante dentro de este esquema fue la reestructuración parcial de la deuda pública que estaba en 'default' desde fines de 2001 y que logró concretarse en el año 2005.

³ El balance comercial registra los pagos procedentes del comercio de bienes tangibles y servicios (transporte, turismo, etc.) entre diferentes países, en tanto que la cuenta corriente incluye también las rentas en forma de beneficios, intereses y dividendos, generados por los factores de producción, y las transferencias al exterior (remesas de emigrantes, donaciones, etc.). En el caso

nacional no solo permitió financiar la inversión doméstica, sino también la acumulación de activos por parte de argentinos en el exterior. Este país se convirtió así en un oferente neto de financiación al resto del mundo.

Figura 3

Balance comercial y cuenta corriente, en porcentajes respecto del PIB a precios corrientes (nominal)



Fuente: Elaborado con datos del FMI e INDEC.

Las tasas de ahorro nacional y de inversión doméstica muestran una correlación contemporánea cercana a 0.63 (Tabla 1), mientras que el ahorro nacional y el externo (cuenta financiera) presentan una correlación negativa (-0.21). A su vez, la inversión doméstica parecería moverse junto con el ciclo del producto (0.56), en tanto que para el ahorro nacional la correlación con el ciclo resulta ligeramente negativa (-0.03).⁴

Por su parte, los flujos netos de capital como participación del PIB nominal (cuenta financiera) resultan pro cíclicos (0.83), al estar asociados con políticas macroeconómicas expansivas y las salidas netas con políticas contractivas. Así, la economía tendería a endeudarse en el exterior en los momentos de auge y a repagar las deudas en los períodos de caídas en el producto.

de Argentina, un porcentaje importante de las rentas de cuenta corriente ha correspondido históricamente a los pagos de servicios de la deuda externa.

⁴ Lane y Tornell (1998) sugieren que en América Latina el ahorro sería contra cíclico, ya que caería en los años de auge y viceversa.

Tabla 1
Coeficientes de correlación. Período 1980-2010
(datos anuales)

	PIB real	Ciclo del PIB real	Balance Comercial/PIB nominal	Balance en cuenta corriente/PIB nominal	Cuenta Financiera/PIB nominal	Tasas de ahorro nacional	Tasas de inversión doméstica
PIB real	1						
Ciclo del PIB real	0.34	1					
Balance Comercial /PIB nominal	0.14	-0.77	1				
Balance en cuenta corriente/PIB nominal	0.34	-0.69	0.91	1			
Cuenta Financiera/PIB nominal	0.13	0.83	-0.85	-0.71	1		
Tasas de ahorro nacional	0.62	-0.03	0.52	0.63	-0.21	1	
Tasas de inversión doméstica	0.37	0.56	-0.21	-0.15	0.43	0.63	1

Tasas de ahorro nacional y de inversión doméstica en porcentajes del ingreso nacional bruto disponible.

Fuente: Elaboración propia.

Mientras que los flujos de capital ayudan a reforzar el ciclo económico, la contrapartida (cuenta corriente) presenta un comportamiento contracíclico durante el período completo (-0.69).⁵

A pesar de ello, en la última década, el país experimentó en forma simultánea un elevado crecimiento y superávit en cuenta corriente, dejando de lado la dinámica que determinaba que las etapas expansivas del ciclo se interrumpieran ante las dificultades para financiar importaciones y los servicios de la deuda. Este comportamiento se debería a las mejoras registradas en los precios (ingresos) de exportación durante dicho período (véase, por ejemplo, IMF, 2012).

A su vez, desde 2008 en adelante, el superávit externo ha estado acompañado por un flujo importante y persistente de salida de capitales (en lugar de

⁵ El saldo del balance en cuenta corriente tiene como contrapartida los movimientos netos de capital (generación de deudas o transferencias de propiedad de activos), que cancelan las transacciones corrientes de bienes y servicios. No obstante, los movimientos en las reservas internacionales podrían romper el vínculo entre la característica pro cíclica de los flujos de capital y los déficit en cuenta corriente (base del modelo intertemporal real). Dada la identidad que establece que los cambios en las reservas internacionales son iguales al saldo de la cuenta corriente más el de la cuenta capital, los flujos netos de capital positivos no necesariamente deberían asociarse con un saldo negativo en cuenta corriente, si se incrementaran las reservas internacionales (Kaminsky et al., 2004).

servir para acumular reservas, como venía ocurriendo desde la salida de la crisis de la convertibilidad), que no se explicaría solamente por los efectos sobre la economía de la crisis sub-prime. La incertidumbre política podría haber contribuido también a incentivar la fuga de divisas.⁶

3. METODOLOGÍA UTILIZADA EN LAS ESTIMACIONES

La metodología utilizada en el trabajo se basa en la propuesta de Blanchard y Quah (1989), que emplea restricciones de largo plazo, a partir de las propiedades de neutralidad, para identificar los choques transitorios y permanentes en las variables (incluye al producto y a las tasas de desempleo). En este caso, se hace una extensión a economías abiertas, al igual que en los artículos de Ahmed et al. (1993); Hoffmaister y Roldós (1997); Prasad (1999); Bjornland (1998 y 2000); y Mehrara y Oskoui (2007). De esta forma, se evalúan los choques de precios externos, de oferta y de demanda sobre la cuenta corriente y el balance comercial. Los modelos estimados emplean dos choques de demanda: tasas de desocupación y tipo de cambio real, respectivamente.

3.1. El modelo de VAR estructural (SVAR)

Blanchard y Quah (1989) proporcionan una metodología para estimar un modelo de VAR estructural (SVAR) basado en restricciones de largo plazo. A fin de descomponer el PNB real en un componente permanente y en otro transitorio, se supone 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. Estos autores utilizan un VAR bivariado que incluye al PNB real, $\{y_t\}$ que sería $I(1)$, y al desempleo, $\{z_t\}$ que sería estacionario, y tratan de recuperar los dos choques puros.⁷

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

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

⁶ Después de las elecciones de octubre de 2011, el Gobierno aplicó restricciones sobre las compras de divisas e impuso un mayor control sobre las importaciones, a efectos de hacer posible el pago de los servicios de la deuda a través del excedente proveniente del balance comercial. La salida de capitales registrada en Argentina contrasta con la experiencia de algunos países de América Latina que recibieron importantes influjos durante la última década (véase, por ejemplo, Frenkel y Rapetti, 2011).

⁷ 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.

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

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 ε_{1t} y ε_{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 Σ_ε 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 (1989) consideran que ε_{1t} es el choque de demanda agregada y ε_{2t} el de oferta agregada. El coeficiente $C_{11}(L)$ representa la 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 permanentes y estacionarios 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 ε_{1t} sobre la secuencia de Δy_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:

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

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 2×2 , con elementos iguales a los polinomios $A_{ij}(L)$ y los coeficientes de $A_{ij}(L)$ son indicados por $a_{ij}(k)$, mientras que e_{1t} es el error de pronóstico un paso hacia delante de y_t , e_{2t} es el error de pronóstico un paso hacia delante de z_t . Considerando que ε_{1t} y ε_{2t} representan los choques o innovaciones puras, se tiene:

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

similarmente:

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

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 ε_{1t} y ε_{2t} a partir de los residuos e_{1t} y e_{2t} .⁸

3.2. Supuestos y restricciones a los modelos estimados

El *primer modelo* de SVAR a estimar incluye a los choques de precios externos, de oferta, demanda y al choque nominal (Fisher y Huh, 2002; Giulliodori, 2004). El vector de variables Y_t tendría el siguiente orden: índice de precios internacionales de las materias primas exportables (PrCom), PIB real

⁸ En otros términos, 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 sin restricciones 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.

(PIB), tasas de desocupación equivalente (Des) y cuenta corriente/PIB nominal (CA/PIBn). En el Anexo se describen las series utilizadas en las estimaciones.

$$Y_t = [\text{PrCom}, \text{PIB}, \text{Des}, \text{CA/PIBn}] \quad (12)$$

En términos matriciales, la forma general sin restricciones del modelo sería:⁹

$$\begin{bmatrix} d(\text{PrCom})_t \\ d(\text{PIB})_t \\ d(\text{Des})_t \\ \text{CA/PIBn}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) & C_{14}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) & C_{24}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) & C_{34}(L) \\ C_{41}(L) & C_{42}(L) & C_{43}(L) & C_{44}(L) \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \\ e_{4t} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Para identificar al sistema es necesario imponer seis restricciones adicionales en el largo plazo. Las tres primeras restricciones consideran que los choques externos son exógenos para una economía pequeña y abierta. Debido a ello, los coeficientes $C_{12}(L) = C_{13}(L) = C_{14}(L) = 0$.

Las dos restricciones siguientes establecen que el producto doméstico resulta afectado en el largo plazo solamente por los choques externos y por los de oferta. De esta forma, los choques de demanda y los nominales lo afectarían solo en forma transitoria (Blanchard y Quah, 1989 y Giuliadori, 2004), $C_{23}(L) = C_{24}(L) = 0$. Por último, los choques nominales solo afectarían transitoriamente a las tasas de desocupación, o sea que no tendrían efectos sobre esta variable en el largo plazo, $C_{34}(L) = 0$.

El esquema de restricciones utilizado en el trabajo sugiere que la demanda agregada sería relevante en el corto plazo y los estudios del ciclo económico, pero irrelevante para el análisis del crecimiento. No obstante, este supuesto no sería adecuado si la demanda agregada afectara al crecimiento en el largo plazo, aunque estos argumentos son todavía fuente de discusión (véase, por ejemplo, Dutt, 2006).¹⁰

Al incorporar las restricciones de largo plazo, el modelo base a estimar quedaría:

⁹ Variables en primeras diferencias salvo la cuenta corriente/PIB nominal (véase la sección 4.1 del trabajo).

¹⁰ Las restricciones impuestas al VAR se basan en un modelo de economía pequeña y abierta (con ‘precios pegajosos’) en el espíritu de Dornbusch (1976) y Obstfeld (1985), donde los choques nominales no afectan a las variables reales (por ejemplo, el tipo de cambio real y el producto) en el largo plazo. En estos casos, los choques de oferta tendrían efectos permanentes sobre el producto, pero no así los choques de demanda y los nominales.

$$\begin{bmatrix} d(\text{Pr Com})_t \\ d(\text{PIB})_t \\ d(\text{Des})_t \\ CA/\text{PIBn}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & 0 & 0 & 0 \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & 0 & 0 \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) & 0 \\ C_{41}(L) & C_{42}(L) & C_{43}(L) & C_{44}(L) \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (14)$$

donde ε_{it} representa el vector de choques estructurales ortogonales, con media cero y matriz de varianza-covarianza diagonal, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D$.

Un *segundo modelo* considera a los términos del intercambio externos, al PIB real, al tipo de cambio real multilateral y al balance comercial/PIB nominal (en primeras diferencias, excepto esta última). En este caso, se reemplazan a las tasas de desocupación por el tipo de cambio real multilateral, a efectos de evaluar los efectos de los choques de demanda, al índice de precios internacionales de las materias primas por los términos del intercambio externos (choque externo) y a la cuenta corriente por el balance comercial. Las restricciones impuestas al VAR son similares a las aplicadas en el modelo uno (base).¹¹

De acuerdo con la teoría económica, se espera que el balance comercial, o la cuenta corriente, muestren determinadas respuestas frente a los diversos choques macroeconómicos. Los incrementos transitorios en los precios externos aumentarían el producto y el ahorro interno, llevando a un superávit en la cuenta corriente. En cambio, las mejoras permanentes provocarían un ajuste simultáneo en el consumo interno y la cuenta corriente no se vería afectada (Sachs, 1981). Por su parte, los incrementos no anticipados en los términos del intercambio producirían un resultado positivo en la balanza comercial (transitorio), si el consumo creciera en una proporción menor que el ingreso real (efecto Harberger-Laursen-Metzler).

A su vez, los choques en el PIB real impactarían positivamente en el ahorro interno y en el balance comercial (Sachs y Larraín, 1994), mientras que una depreciación en el tipo de cambio real mejoraría el precio relativo de los bienes transables y la competitividad de las exportaciones, favoreciendo el saldo del balance comercial, por lo menos en el largo plazo.

Por último, otros factores, como el crecimiento de las principales economías, o las variaciones en las tasas de interés internacionales, podrían impactar también en el sector externo (Debele y Galati, 2007).¹²

Las estimaciones (1980:1-2011:1) incluyen una variable binaria, que toma valor uno en 2001:4 (el período donde se produce la crisis externa hacia el final de la convertibilidad) y cero en los restantes trimestres.

¹¹ En este caso, el vector de variables sería: $Y_t = [\text{TIE}, \text{PIB}, \text{TCR}, \text{BC/PIBn}]$.

¹² Podrían considerarse también otros choques que afectarían al sector externo, como por ejemplo la situación fiscal (choque de demanda), pero no se disponen de datos sobre esta variable para el período completo analizado.

4. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

4.1. Tests de raíz unitaria

A efectos de determinar si las series son no estacionarias en niveles, se realizan las pruebas de raíz unitaria a través del estadístico Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y de un test que considera posibles cambios estructurales. Se emplean cinco retardos (la periodicidad más uno) en niveles. Las variables fueron previamente estandarizadas, restando la media y dividiendo por el desvío estándar (Tabla 2).

Tabla 2
Pruebas de raíz unitaria. Estadísticos Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y test con posible cambio estructural
Período 1980:1-2011:1

Series	Significatividad de la constante (ADF)	Significatividad de la tendencia (ADF)	ADF	RU con cambio estructural	Orden de integración
Términos del intercambio externos	Si	Si	-2.70	-0.30	1
Índice de precios internacionales de las materias primas	Si	Si	-1.37	0.01	1
PIB real	No	No	1.05	1.94	1
Tasas de desocupación equivalente	No	No	-1.75	-1.60	1
Tipo de cambio real multilateral	No	No	2.55**	-2.93**	1
Balance comercial/PIB nominal	No	No	-3.12*	-3.58*	0
Cuenta corriente/PIB nominal	No	No	-2.87*	-3.93*	0

*Se utilizaron cinco retrasos (la periodicidad más uno) en niveles y variables estandarizadas. * se rechaza la H_0 al 5% y al 1%; ** se rechaza al 5%. ADF: valores críticos: MacKinnon (1996). RU con cambio estructural: valores críticos: Lane et al. (2002), se emplea la opción "shift dummy" y un posible cambio estructural en 2001:4.*

Fuente: Elaboración propia.

Los resultados de las pruebas de ADF y de las que consideran un posible cambio estructural en 2001:4 (crisis de la convertibilidad) determinan la imposibilidad de rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5% (al 1% en el tipo de cambio real multilateral),¹³ salvo en el balance comercial y en la cuenta corriente, donde se rechaza al 5% y al 1%.

A partir de estos resultados, se emplean las variables en primeras diferencias, para las estimaciones de los modelos de SVAR, excepto en los casos del balance comercial y de la cuenta corriente que se estiman en niveles.

¹³ La prueba de Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS no permite rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria al 5% para el tipo de cambio real multilateral, por lo que se considera I(1). En las variables I(1), las primeras diferencias resultan estacionarias.

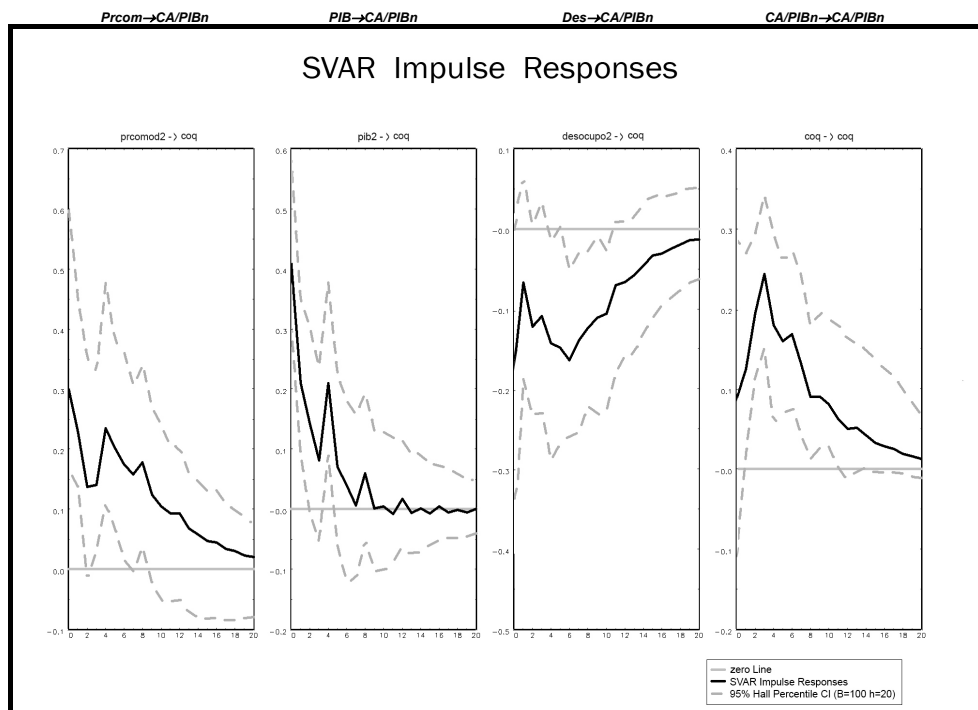
Debe notarse que no se han realizado las pruebas para determinar la existencia de cointegración entre las variables (para la estimación de estos modelos resulta conveniente que no estén cointegradas), dado que las mismas no presentan el mismo orden de integración.

4.2. Funciones de impulso-respuesta

Los modelos de SVAR permiten estimar las funciones de impulso-respuesta, que indican los comportamientos de las variables endógenas frente a un choque estructural inicial en alguna de ellas.

En la Figura 4, se muestran las respuestas de la cuenta corriente (escalada por el PIB nominal) frente a los choques de precios externos, de oferta, demanda (tasas de desocupación) y al propio choque. La estimación considera cinco retrasos.

Figura 4
Respuestas de la cuenta corriente (escalada por el PIB a precios corrientes) frente a diversos choques macroeconómicos. Una desviación estándar



Fuente: Elaboración propia.

Los choques de precios externos generan una respuesta positiva y significativa en la cuenta corriente, que tiende a anularse en el largo plazo (los choques serían percibidos como transitorios por parte de los agentes económicos), mientras que los de oferta (tecnológicos) producen un efecto positivo y significativo en la cuenta corriente (mejora el ahorro interno), que se anula después de dos años de iniciado el mismo.¹⁴ Los choques en las tasas de desocupación muestran que un incremento en las tasas de desempleo estaría asociado con una desmejora en el balance de cuenta corriente.

Por su parte, los choques en los términos del intercambio externos muestran un efecto positivo y significativo en el balance comercial en el corto plazo (Figura 5). De esta forma, se verificaría la existencia del efecto Harberger-Laursen-Metzler.¹⁵ Los choques de oferta afectan positiva y significativamente al balance comercial en forma transitoria (mejoraría el ahorro interno) y los correspondientes al tipo de cambio real multilateral generan un efecto positivo y significativo en el balance comercial, que tiende a anularse en el largo plazo. De esta forma, no se observa lo que en la literatura se denomina ‘efecto curva J’, por el cual una depreciación real de la moneda doméstica determina una desmejora inicial en el balance comercial y un superávit en el mediano plazo (Backus et al., 1994 y Debelles y Galati, 2007).

Otros choques externos, como los atribuibles al crecimiento de las economías desarrolladas, no producen efectos significativos en el balance comercial, o en la cuenta corriente, mientras que frente a los choques en las tasas de interés de los Estados Unidos (tasas de Fondos Federales) ambas variables externas muestran una respuesta negativa y significativa (no se incluyen por razones de espacio).

Cabe agregar que los choques positivos de precios externos y de oferta generan una respuesta negativa y significativa en las tasas de desempleo, en el mediano plazo. Así, podría esperarse una disminución de las tasas de desocu-

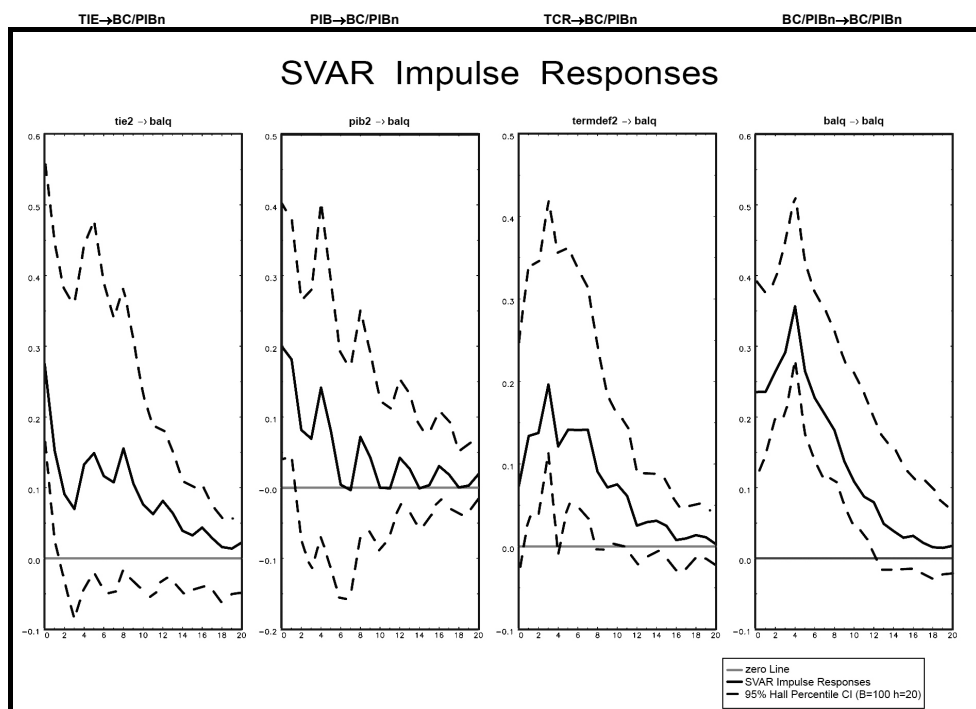
¹⁴ Este último resultado contrasta con algunos modelos, como los intertemporales de ciclos reales (Backus et al., 1992) y los artículos de Glick y Rogoff (1995), Obstfeld y Rogoff (1996) y Elliott y Fatás (1996), que sugieren que los choques de productividad idiosincráticos impactarían positivamente en la inversión doméstica y negativamente en la cuenta corriente (sobre el particular, Sachs, 1981, sugiere que los déficit en cuenta corriente se asocian con un aumento de la inversión doméstica). También con otros trabajos (Giuliodori, 2004) que observan que, en las economías desarrolladas, los choques de oferta generan, por lo general, déficit transitorios en la cuenta corriente.

¹⁵ Tal como destacan los trabajos seminales de Harberger (1950) y Laursen y Metzler (1950), las mejoras transitorias en los términos del intercambio incrementan el ingreso nacional real de la economía, impactando positivamente en el ahorro y en el balance comercial (al considerar una propensión marginal al consumo inferior a la unidad en el corto plazo). Este comportamiento, basado en la hipótesis del ingreso permanente, es observado también por Otto (2003) y por Mendoza (1995), entre otros trabajos.

pación a partir de mejoras en los precios internacionales, o en el PIB real doméstico (no se incluye esta figura).

Figura 5

Respuestas del balance comercial (escalado por el PIB a precios corrientes) frente a diversos choques macroeconómicos. Una desviación estándar



Fuente: Elaboración propia.

En ambos modelos, las pruebas LM no permiten rechazar la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de los residuos. A su vez, las raíces inversas del polinomio AR característico se ubican dentro del círculo unitario, y presentan módulos inferiores a la unidad, confirmando que los modelos estimados serían estables.

4.3. Análisis de descomposición de la varianza

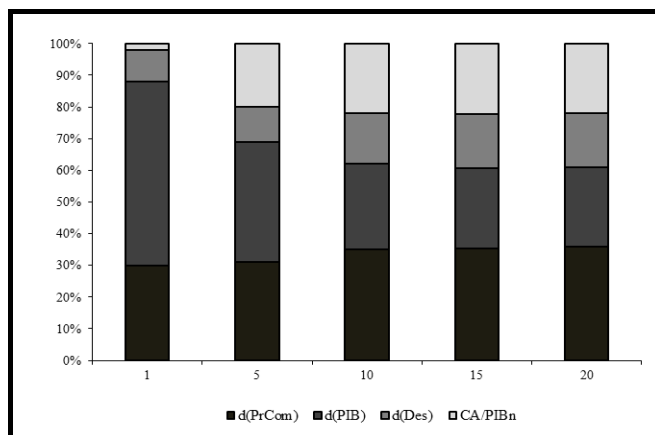
En la Figura 6, se muestran los porcentajes de la varianza (importancia relativa de cada innovación aleatoria), correspondientes a la cuenta corriente, explicados por los diferentes choques macroeconómicos.

Mientras que los choques de oferta explican la mayor parte de la varianza de la cuenta corriente en el corto plazo, después de transcurridos veinte trimestres

predominan los choques de precios externos, seguidos por los de oferta y los de demanda (sin considerar el choque propio). En el largo plazo, los choques externos representan alrededor del 35% de la volatilidad de la cuenta corriente.

Figura 6

Descomposición de la varianza de la cuenta corriente (escalada por el PIB a precios corrientes), a partir de diferentes choques macroeconómicos
En porcentajes



Fuente: Elaboración propia.

Por su parte, los choques en los términos del intercambio serían también los más relevantes para explicar la varianza del balance comercial en el largo plazo (20%), excluyendo al propio choque (no se muestra esta figura).

5. CONCLUSIONES

En este trabajo, se analiza la dinámica de diversos choques macroeconómicos, que impactan en el balance comercial y en la cuenta corriente en el caso de la economía Argentina. A tal efecto, se estiman modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo, y datos trimestrales que cubren el período 1980-2011.

Las restricciones impuestas a los modelos estimados suponen que los precios internacionales son estrictamente exógenos, que los choques externos y los de oferta presentan efectos permanentes en el producto doméstico, mientras que los de demanda y los nominales lo afectan solo transitoriamente. A su vez, los choques externos, de oferta y de demanda impactarían en forma permanente en la cuenta corriente y en el balance comercial.

Las funciones de respuesta muestran que los choques externos y los de oferta generan efectos positivos y significativos (transitorios) en la cuenta corriente, en

tanto que las innovaciones en las tasas de desocupación muestran un impacto negativo y significativo en dicha variable.

Por su parte, el balance comercial responde en forma positiva y significativa frente a los choques en los términos del intercambio externos (corto plazo), *resultados que confirmarían la existencia del efecto Harberger-Laursen-Metzler*. Se observa también una respuesta positiva y significativa frente a los choques de oferta (transitoria) y frente a las innovaciones en el tipo de cambio real.

Las funciones de respuestas del sector externo argentino permiten inferir que un escenario macroeconómico donde prevalezcan choques positivos en los precios externos y en el producto doméstico y un tipo de cambio real multilateral competitivo permitiría alcanzar superávit en el balance comercial y en la cuenta corriente. Estos resultados contrastan con los de otros trabajos que sugieren que el sector externo podría arrojar déficit, por lo menos en el corto plazo, a partir de los choques de oferta, o después de una depreciación en el tipo de cambio real.

El análisis de descomposición de la varianza sugiere que las volatilidades de largo plazo de la cuenta corriente y del balance comercial se explican principalmente (sin considerar el propio choque) por las innovaciones en los precios externos (índice de precios internacionales, o términos del intercambio, respectivamente), lo que pone de relieve la vulnerabilidad de esta economía frente a una caída en los precios de las materias primas en el futuro, o ante una eventual reversión del ciclo favorable, observado en los términos del intercambio externos, desde hace una década,¹⁶ lo que podría llegar a ocurrir por caídas en la demanda de China e India, o por ajustes en la política monetaria de los Estados Unidos. Si, en un futuro próximo, los precios internacionales de los productos exportables volvieran a niveles similares a los de 1993 (año base de las cuentas nacionales), el balance comercial como porcentaje del PIB, que todavía sigue mostrando excedentes, pasaría a ser deficitario, lo que crearía serios problemas para hacer frente a los pagos de los servicios de la deuda externa (Figura 7. Anexo II).¹⁷

¹⁶ Las exportaciones de materias primas agrícolas son también vulnerables frente a condiciones climáticas desfavorables que afecten la producción de los principales cultivos.

¹⁷ Durante la década del noventa, el país financió los pagos de los intereses de la deuda a través de un mayor endeudamiento con el exterior (dado los déficit registrados en el balance comercial, con excepción del año 2001). Una vez que este esquema se hizo insostenible, Argentina no pudo seguir haciendo frente a sus compromisos externos, lo que generó el 'default' de parte de la deuda y una fuerte depreciación de la moneda doméstica (véase, sobre el particular, Feldstein, 2002).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AHMED S.; ICKES, B.; WANG, P. y YOO, B. (1993). "International Business Cycles". *American Economic Review*, (83), pp. 335-359.
- BACKUS, D.; KEHOE, P. y KYDLAND, F. (1992). "International Real Business Cycles". *Journal of Political Economy*, (100), pp. 745-75.
- BACKUS, D.; KEHOE, P. y KYDLAND, F. (1994). "Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: the J-Curve". *American Economic Review*, (84), pp. 89-103.
- BEE DAGUM, E. (2010). "Business Cycles and Current Economic Analysis". *Estudios de Economía Aplicada*, (28), pp. 577-94.
- BLANCHARD, O. y QUAH, D. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review*, (79), pp. 655-673.
- BJORNLAND H. (1998). "Economic Fluctuations in a Small Open Economy: real versus Nominal Shocks". *Statistics Norway Discussion Papers* n° 215.
- BJORNLAND H. (2000). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand, Supply and Oil Price Shocks. A Comparative Study". *The Manchester School*, (68), pp. 578-607.
- DEBELLE, G. y GALATI, G. (2007). "Current Account Adjustment and Capital Flows". *Review of International Economics*, (15), pp. 989-1013.
- DORNBUSCH, R. (1976). "Expectations and Exchange Rate Dynamics". *Journal of Political Economy*, (84), pp. 1161-1176.
- DUTT, A. (2006). "Aggregate Demand, Aggregate Supply and Economic Growth". *International Review of Applied Economics*, (20), pp. 319-36.
- ELLIOTT, G. y FATÁS, A. (1996). "International Business Cycles and the Dynamics of the Current Account". *European Economic Review*, (40), pp. 361-87.
- ENDERS, W. (2004). "Applied Econometric Time Series". Wiley.
- FELDSTEIN, M. (2002). "Argentina's Fall. Lessons from the Financial Crisis". *Foreign Affairs*, (81), pp. 8-14.
- FISHER, L. y HUH, H. (2002). "Real Exchange Rates, Trade Balance and Nominal Shocks: evidence for the G-7". *Journal of International Money and Finance*, (21), pp. 497-518.
- FRENKEL, R. (2010). "Los nuevos fundamentos de la política macroeconómica en los países en desarrollo". Conferencia UNU-WIDER The Triple Crisis. Helsinki. Mayo.
- FRENKEL, R y RAPETTI, M. (2011). "Fragilidad externa o desindustrialización: ¿cuál es la principal amenaza para América Latina en la próxima década?". Serie Macroeconomía del Desarrollo 116. CEPAL. Naciones Unidas. Santiago. Chile.

- GIULIODORI, M. (2004). "Nominal Shocks and the Current Account: a Structural VAR Analysis of 14 OECD Countries". *Review of World Economics*, (140), pp. 569-591.
- GLICK, R. y ROGOFF, K. (1995). "Global versus Country-specific Productivity Shocks and the Current Account". *Journal of Monetary Economics*, (35), pp. 159-192.
- HARBERGER, A. (1950). "Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade". *Journal of Political Economy*, (58), pp. 47-60.
- HOFFMAISTER A. y ROLDÓS, J. (1997). "Are Business Cycles Different in Asia and Latin America?". IMF Working Paper n° 9. International Monetary Fund.
- IMF. (2012). "Commodity Price Swings and Commodity Exporters". Chapter 4. World Economic Outlook. International Monetary Fund. Washington. DC. Abril. pp. 125-169.
- KAMINSKY, G.; REINHART, C y VÉGH, C. (2004). "When it Rains, it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies". NBER Macroeconomics Annual 2004. The MIT Press.
- LANE, P. y TORNELL, A. (1998). "Why aren't Latin American Savings Rates Procyclical?". *Journal of Development Economics*, (57), pp. 185-200.
- LAURSEN, S. y METZLER, L. (1950). "Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment". *Review of Economics and Statistics*, (32), 281-299.
- MEHRARA M. y OSKOU, K. (2007). "The Sources of Macroeconomic Fluctuations in Oil Exporting Countries: a Comparative Study". *Economic Modelling*, (24), pp. 365-379.
- MENDOZA, E. (1995). "The Terms of Trade, the Real Exchange Rate and Economic Fluctuations". *International Economic Review*, (36), pp. 101-37.
- MINONDO, A. y REQUENA, F. (2011). "¿Qué explica las diferencias en el crecimiento de las exportaciones entre los diferentes países de renta media?". *Estudios de Economía Aplicada*, (29), pp. 1-24.
- OBSTFELD, M. (1985). "Floating Exchange Rates: experience and Prospects". *Brookings Papers on Economic Activity*. (2). pp. 369-450.
- OBSTFELD, M. y ROGOFF, K. (1996). "Foundations of International Macroeconomics". The MIT Press. Cambridge. Massachussets.
- OTTO, G. (2003). "Terms of Trade Shocks and the Balance of Trade: there is a Harberger-Laursen-Metzler Effect". *Journal of International Money and Finance*, (22), pp. 155-84.
- PRASAD, E. (1999). "International Trade and the Business Cycle". *The Economic Journal*, (109), pp. 588-606.
- SACHS, J. (1981). "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s". *Brookings Papers on Economic Activity*, (1). pp. 210-268.
- SACHS, J. y LARRAÍN, B. (1994). "Macroeconomía en la Economía Global". Prentice Hall. Primera Edición.

ANEXO I

Series utilizadas en las estimaciones

- *Índice de precios internacionales de las materias primas exportables en dólares.* Los precios provienen de las Estadísticas Financieras Internacionales del FMI y corresponden a los Estados Unidos, o principales mercados, excepto en la carne vacuna (Australia y Brasil). Las ponderaciones surgen del INDEC (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos) de acuerdo con las participaciones promedio de estos productos en el comercio exterior argentino. Las materias primas incluidas son: soja, aceite de soja, harina de soja, maíz, trigo, carne vacuna, petróleo y aluminio. Se utilizó un índice Laspeyres encadenado (base: 1979Q4=100). La expresión sería la siguiente: $IPMP_t = IPMP_{t-1} \Pi_i (p_t^i/p_{t-1}^i)^{\phi_i}$, donde $IPMP_t$ es el índice de precios de las materias primas en t , p_t^i es el precio en dólares del producto i al momento t y ϕ_i es la participación del producto i en el total de exportaciones de los bienes seleccionados.
- *TIE.* Términos del intercambio externos. CEPAL e INDEC. Datos sin estacionalidad.
- *PIB real.* PIB en moneda constante (bases 1986 y 1993). INDEC. Datos sin estacionalidad.¹⁸
- *Tasas de desocupación equivalente.* Tasa de desempleo más el 0.518 de la tasa de subempleo. INDEC.¹⁹ Datos sin estacionalidad.
- *TCR.* Tipo de cambio real multilateral. Se utilizó como deflactor el IPC y los precios implícitos del PIB desde 2007 en adelante. Banco Central e INDEC.
- *Balance comercial/PIB nominal (precios corrientes) y cuenta corriente/PIB nominal.* Balance comercial de bienes y servicios y cuenta corriente, respectivamente, en dólares (anualizado) multiplicado por tipo de cambio promedio del período. Los balances en pesos son escalados por el PIB nominal o a precios corrientes. Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI (octubre 2011) e INDEC.

¹⁸ Suelen cuestionarse las estimaciones oficiales respecto del índice de precios al consumidor desde el año 2007 en adelante. De esta forma podrían verse afectados también los datos de las cuentas nacionales. Se hace esta salvedad, aunque la magnitud del problema solo se podrá conocer al revisar nuevamente las estadísticas oficiales en el futuro.

¹⁹ De acuerdo con el INDEC, los subocupados (los que trabajan menos de 35 horas semanales pero quisieran trabajar más) estarían ocupados en promedio el 51.8% de su tiempo.

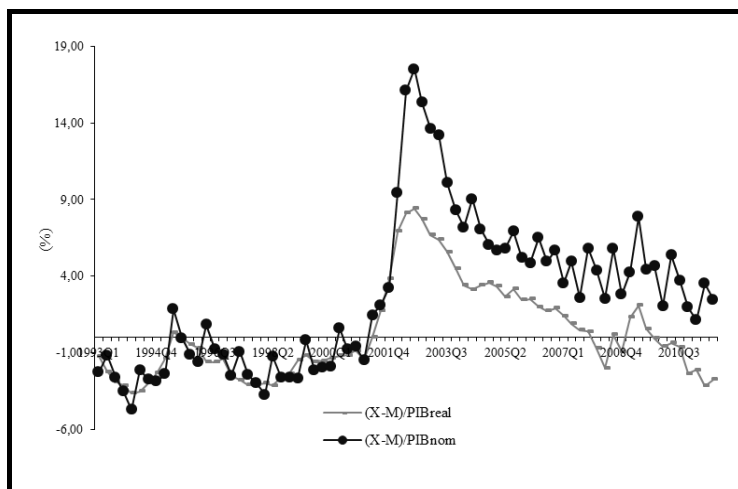
Otras series empleadas en el trabajo (Figuras y Tabla 1):

- *Tasas de ahorro nacional y de inversión doméstica*: ahorro e inversión, a precios corrientes, escalados por el Ingreso Nacional Bruto Disponible (PIB corriente menos la remuneración neta a factores del exterior y las transferencias corrientes netas). FMI e INDEC.
- *Flujos netos de capital/PIB nominal*. Balance de la cuenta financiera escalado por el PIB a precios corrientes. Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI (octubre 2011).
- *Ciclo del PIB*: diferencia entre el PIB real y la tendencia de largo plazo del producto estimada a partir del filtro HP.
- *Balance comercial a precios constantes y corrientes (nominal)*: exportaciones menos importaciones, provenientes de las cuentas nacionales, a precios de 1993 y a precios corrientes, respectivamente, en porcentajes del PIB respectivo. INDEC.

ANEXO II

Figura 7

Balance comercial a precios constantes de 1993 y a precios corrientes (nominal), en porcentajes del PIB respectivo



Fuente: Elaborado con datos del INDEC.

