

Choques a la cuenta corriente de la balanza de pagos. Alguna evidencia para Argentina

Luis N. Lanteri

Nota: UNR y BCRA (Argentina). Las opiniones vertidas en el trabajo deben atribuirse exclusivamente al autor y son de su entera responsabilidad.

Resumen

El objetivo de este trabajo es identificar los diferentes choques que podrían afectar a la cuenta corriente en el caso argentino, como los términos del intercambio (efecto Harberger-Laursen-Metzler-HLM), los choques de oferta (productividad), los choques de demanda (tipo de cambio real y consumo público/PIB corriente) y los choques por el lado de la producción de la economía. Se emplean modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo, y datos trimestrales, que cubren el período 1994-2018. Los resultados de las funciones de impulso-respuesta sugieren la existencia del efecto HLM para este país. Los choques en los términos del intercambio impactarían inicialmente en forma positiva en la cuenta corriente, al igual que las mejoras en la productividad y en el ahorro público (menor consumo).

Abstract

The aim of this paper is to identify the different shocks that could affect the current account in the Argentine case, such as the terms of trade (the Harberger-Laursen-Metzler effect-HLM), supply shocks (productivity), demand shocks (real exchange rate and public consumption /current GDP) and the shocks on the production side of the economy. SVAR models with long-term restrictions and quarterly data covering the period 1994-2018 are used. The results of the impulse-response functions suggest the existence of the HLM effect for this country. Shocks in the terms of trade would initially affect to the current account positively, as the improvements in the productivity and in the public saving (lower consumption).

JEL: C3, E62, F32, F41

Palabras claves: cuenta corriente, términos del intercambio, efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM), productividad, consumo público, modelos de SVAR

Key words: current account, terms of trade, Harberger-Laursen-Metzler (HLM) effect, productivity, public consumption, SVAR models

Introducción

Este trabajo busca identificar los posibles choques que podrían afectar a la cuenta corriente de la balanza de pagos en Argentina.

Por un lado, se evalúa el efecto de los *choques en los términos del intercambio*. Los trabajos pioneros de Harberger (1950) y Laursen y Metzler (1950) sugieren que un choque positivo en los términos del intercambio, en una economía pequeña y abierta, llevaría a una mejora en la balanza comercial (con una inversión dada). El denominado efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM) se basa en modelos de ingreso-gasto (income-expenditure), funciones de consumo keynesianas y una relación estable entre renta (ingreso) y ahorro.

En las décadas siguientes se hicieron nuevos aportes teóricos para relacionar los términos del intercambio con la cuenta corriente. En los años ochenta y noventa, surgieron los *modelos intertemporales con previsión perfecta* (Obstfeld, 1982; Svensson y Razin, 1983; Persson y Svensson, 1985 y Ostry, 1988), así como los *modelos de equilibrio general dinámicos y estocásticos* (Backus, 1993; Backus et al., 1992 y 1994 y Mendoza, 1992 y 1995). En estos trabajos, el efecto de los choques en los términos del intercambio sobre la cuenta corriente (o la balanza comercial) depende de la persistencia (choques transitorios, o permanentes), de la posibilidad de predecirlos (anticipados, o no anticipados) y de la interacción entre los efectos ingreso y sustitución (el efecto ingreso correría en la misma dirección, que los choques en los términos del intercambio, mientras que el efecto sustitución lo haría en dirección opuesta).¹ Algunos autores, sugieren que, solo los choques transitorios, y no anticipados, en los términos del intercambio, tendrían un efecto positivo en la cuenta corriente.

Otros tipos de choques que podrían afectar a la cuenta corriente son los de *oferta (productividad)*. Para la *teoría estándar de los ciclos de negocios reales* (Kydland y Prescott, 1982; Prescott, 1986 y Ahmed et al., 1993) los choques de productividad

¹ Backus y Mendoza, distinguen a su vez, entre mercados completos e incompletos. Cuando los mercados son incompletos, algunos de los resultados de los modelos con previsión perfecta podrían trasladarse a los modelos estocásticos, mientras que con mercados completos el resultado dependería más bien de las preferencias, de los parámetros de tecnología y de la naturaleza de los choques de oferta y demanda.

idiosincráticos tendrían un efecto positivo en la inversión y negativo en la cuenta corriente.² Algo similar postulan los trabajos de Stockman (1990), Backus et al. (1992 y 1994), Baxter y Crucini (1993), Glick y Rogoff (1995), Stockman y Tesar (1995), Obstfeld y Rogoff (1996) y Elliot y Fatás (1996), que analizan también la respuesta de la cuenta corriente a los choques de productividad. Sobre el particular, Sachs (1981 y 1982) argumenta que las mejoras en la productividad podrían generar un superávit en la cuenta corriente, si el efecto en el producto superara al efecto en la inversión y, además, si los choques fueran transitorios.³

Algunos trabajos sugieren también una estrecha relación entre el *gasto del gobierno (desahorro, o déficit del sector público) y la cuenta corriente*. Un aumento del consumo público (caída en el ahorro) incrementaría los precios domésticos de los bienes no transables y el tipo de cambio real se apreciaría (por ejemplo, con tipo de cambio fijo), lo que podría impactar negativamente en la cuenta corriente. De esta forma, existiría también un vínculo entre las variables fiscales y la cuenta corriente (Bluedorn et al., 2011).

Para Glick y Rogoff (1995), los choques idiosincráticos originados en el consumo gubernamental, podrían empeorar el balance de la cuenta corriente, si estos choques fueran transitorios. Los choques idiosincráticos permanentes podrían ser compensados por una caída permanente en el consumo privado, generando un efecto insignificante, e incluso perverso, en la cuenta corriente (Sachs, 1981; Mohammadi y Moshrefi, 2012 y Suliková et al., 2014). Sobre el particular, algunos trabajos suponen que se cumple plenamente con la Equivalencia Ricardiana (ER). En ausencia del cumplimiento de la ER, los cambios en el ahorro público no serían compensados totalmente por los cambios en el ahorro privado, lo que impactaría en el balance de la cuenta corriente.

A su vez, se consideran en el trabajo los cambios en los precios relativos de los factores productivos (precio de los bienes de inversión respecto de los salarios), que podrían estimular la sustitución de mano de obra por bienes de capital y explicar las diferencias entre las tasas de inversión y de ahorro nacional, afectando así al balance de cuenta corriente (estos serían choques por el lado de la producción de la economía). Salarios

² Puede verse también el trabajo de Bergholt et al. (2013), entre otros.

³ Para Ostry y Reinhart (1992), la relación entre los términos del intercambio y el consumo (ahorro) sería ambigua. El ahorro privado podría incrementarse, o caer, en respuesta a choques transitorios en los términos del intercambio, dependiendo de los valores de la elasticidad intertemporal de sustitución y de la elasticidad intratemporal de sustitución entre bienes transables y no transables.

más altos en relación con los precios de los bienes de inversión podrían determinar menores tasas de ahorro nacional respecto de las tasas de inversión, debido a la sustitución de factores que se operaría desde la mano de obra y hacia el capital, lo que incrementaría el déficit de cuenta corriente (Halikias, 1996).

El objetivo de este trabajo es proporcionar nueva evidencia sobre la existencia del efecto HLM para la economía argentina, así como establecer los efectos de los choques de oferta (productividad), de demanda y algunos choques por el lado de la producción de la economía. Asimismo, se comparan los resultados encontrados con los de Otto (2003), para Australia y otras economías de la OECD, y los de Aquino y Espino, para el Perú (2013), en particular con respecto al impacto de los términos del intercambio en la cuenta corriente.⁴ El trabajo emplea modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo, y datos trimestrales de Argentina, que cubren el período 1994Q1-2018Q1.

Los resultados de las funciones de impulso-respuesta sugieren la existencia del efecto HLM para Argentina (los choques en los términos del intercambio impactan inicialmente en forma positiva en la cuenta corriente), mientras que los choques de oferta (productividad) y fiscales (mayor consumo gubernamental) generan un efecto positivo y negativo, respectivamente, en la cuenta corriente, por lo menos durante los primeros períodos de iniciado el choque.

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección dos, se analiza el comportamiento del sector externo argentino durante las últimas décadas. En la tres, se indican los modelos de SVAR con restricciones de largo plazo para la cuenta corriente y en la cuatro se muestran los resultados de las estimaciones. Por último, se comentan las principales conclusiones del trabajo.

⁴ Entre otros trabajos, que analizan los determinantes de la cuenta corriente, pueden mencionarse a: Heymann (1994), Kent y Cashin (2003), Morsy (2012), Brissimis et al. (2013), Donoso y Martín (2014) y Gninafon y Mignon (2015).

2. Comportamiento del sector externo argentino durante las últimas décadas

Durante las últimas décadas, el sector externo argentino atravesó por períodos de superávit y déficit, debido al diferente contexto internacional y a las políticas macroeconómicas aplicadas en el ámbito interno.

Desde comienzos de los años noventa, podrían considerarse, en líneas generales, tres programas económicos, aplicados en Argentina.

El primer período, que abarcaría dicha década, correspondería al '*Plan de Convertibilidad*', que estableció un tipo de cambio fijo y convertible respecto del dólar estadounidense. Este período se caracterizó por una mayor apertura comercial externa, importantes entradas de capitales, crecimiento de la economía (con caídas de actividad, durante la crisis mexicana de 1995, y a partir de la recesión iniciada en el año 1998), elevado desempleo y reducidas tasas de inflación (ver, por ejemplo, Kiguel, 2015).

La convertibilidad concluyó a fines de 2001, con una crisis cambiaria y financiera, el 'default' de la deuda soberana (la que recién logró reestructurarse en los años 2005 y 2010), caídas en los niveles de actividad y una importante depreciación del peso argentino, luego de haber mantenido déficit en la cuenta corriente desde 1994 y hasta el tercer trimestre de 2001.

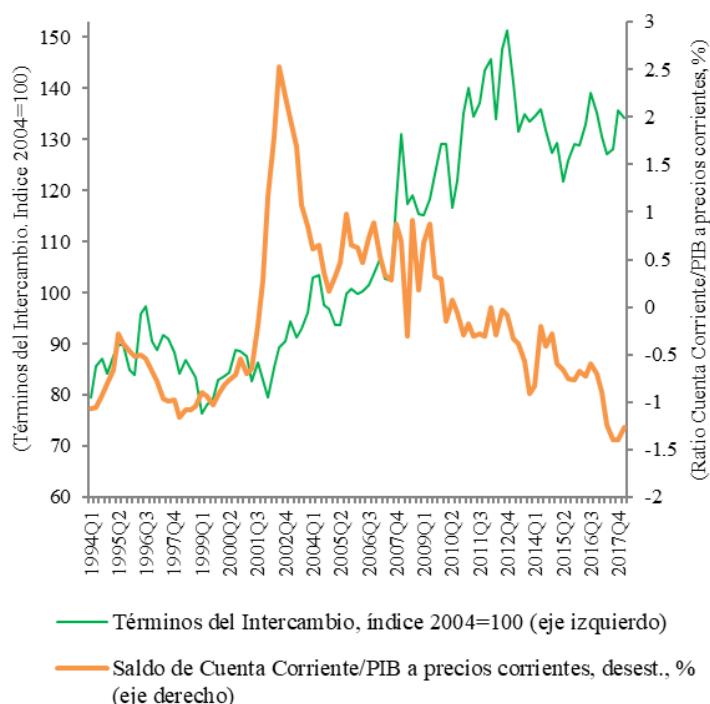
Para algunos autores, durante el Plan de Convertibilidad, se habría seguido una estrategia de crecimiento basada en una mayor apertura de la cuenta capital, en una reducción del ahorro doméstico y en el incremento de los desequilibrios en la cuenta corriente (no obstante, la recesión que se inició en 1998 permitió ir corrigiendo gradualmente dichos desequilibrios).⁵

⁵ Con excepción de las inversiones externas directas y algunos flujos específicos, como las remesas de fondos desde el exterior, las entradas de capital representan un incremento en la deuda externa neta, de los sectores público y privado, durante un período determinado, y equivalen al excedente de la cuenta capital de la balanza de pagos. Salvo por errores y omisiones, el superávit en la cuenta capital resulta igual al déficit de cuenta corriente más el cambio en las reservas internacionales. De esta forma, mayores entradas netas de capital se asimilan a una ampliación del déficit (o reducción del excedente) en la cuenta corriente y/o una mayor acumulación de reservas internacionales. En contraste, una reversión de las entradas de capital (salidas de capital) implicaría una pérdida de reservas, o una reducción en el déficit de cuenta corriente (mayor superávit). Ello puede formalizarse a través de la siguiente identidad: $CA + CK + dRI = 0$, donde CA

En 2002 se inició una nueva etapa en materia económica, la que se vio favorecida por una importante mejora en los términos del intercambio. Durante este período, la economía experimentó elevadas tasas de crecimiento (por lo menos durante los primeros años), debido al ‘boom’ que registraron los precios de las materias primas, reducido desempleo, alta inflación y escasas entradas de capitales y de inversiones externas (en particular, debido al ‘default’ de la deuda soberana y, más tarde, al conflicto con los ‘holdouts’, los tenedores de bonos que no accedieron a los canjes voluntarios de deuda).

A partir de la crisis internacional de 2008, la economía comenzó a sufrir una mayor escasez de divisas (lo que llevó a la imposición del denominado ‘cepo cambiario’ a fines del año 2011), un empeoramiento en las cuentas fiscales y externas, así como el recrudecimiento de la inflación, debido a la monetización del déficit fiscal.

Gráfico 1. Argentina. Términos del Intercambio (índice base 2004=100) y razón Cuenta Corriente/PIB corriente (datos desestacionalizados), %. Período 1994Q1-2018Q1



Fuente: elaboración propia a partir de datos del INDEC

representa el saldo de la cuenta corriente, CK el saldo de la cuenta capital y dRI el cambio en las reservas internacionales (dRI <0 indicaría acumulación de reservas).

Mientras que, desde 2002 y hasta 2009, la economía registró superávit en la cuenta corriente, a partir del año 2010 comenzó a deteriorarse el balance externo (la cuenta corriente), a pesar de que los términos del intercambio continuaron mejorando hasta el año 2012 (Gráfico 1). El deterioro en el frente externo habría obedecido, entre otros factores, al atraso del tipo de cambio respecto de la inflación (o sea, a la apreciación real del peso argentino), a la caída en los precios de algunas materias primas como la soja, a la desaceleración de la economía china y a la necesidad de importar combustibles y lubricantes debido a la crisis en el sector energético.⁶ También podrían haber influido los incrementos observados en los gastos del gobierno (ratio consumo público/PIB corriente) y la caída registrada en los precios de los bienes de inversión, en relación con los salarios, que habrían afectado la brecha entre el ahorro nacional y la inversión doméstica y, con ello, al déficit de cuenta corriente (ver Gráficos 2 y 3, en Anexo II). Por su parte, la imposición del ‘cepo cambiario’ estuvo asociada con una caída en las reservas internacionales.

El nuevo Gobierno, que se hizo cargo en diciembre de 2015, trató de ir corrigiendo algunos de los principales desequilibrios que se habían generado en la década previa, tales como la apreciación en el tipo de cambio real, las distorsiones acumuladas en los precios relativos y la magnitud de los subsidios que impactaban en el déficit fiscal (entre ellos los de la energía y el transporte).

En abril de 2016 logró finalmente solucionarse el conflicto con los ‘holdouts’ y el país pudo salir del ‘default’ y volver nuevamente a los mercados financieros internacionales. El ‘cepo cambiario’ se dejó sin efecto en diciembre de 2015 y se liberó plenamente en abril de 2016, al permitir los pagos de las importaciones que estaban pendientes.

A su vez, se implementó un sistema de tipo de cambio flotante, con mayor apertura de la cuenta capital, junto con un programa de ‘metas de inflación’ (el Banco Central fijaba metas en materia inflacionaria, de forma de ir convergiendo a dichas metas en el futuro), y se trató de ir reduciendo gradualmente el déficit fiscal, con el fin de disminuir

⁶ Uno de los rubros que ha ido perdiendo participación en el total de exportaciones es el de los combustibles y energía, que pasó de U\$S 7.800 millones en 2006 a U\$S 2.415 millones en 2017. En el mismo período, las importaciones de combustibles y lubricantes aumentaron de U\$S 1.730 millones a U\$S 5.687 millones en 2017 (habían sido de U\$S 4.912 millones en 2016 y alrededor de U\$S 6.800 millones en 2015), afectando la balanza comercial de bienes y servicios y también el déficit fiscal, debido a los subsidios al consumo de energía. Sobre la economía de los períodos de la convertibilidad y de la post-convertibilidad pueden consultarse, entre otros, los trabajos de Feldstein (2002), Damill y Frenkel (2013) y Végh (2013).

progresivamente el porcentaje del déficit del sector público respecto del PIB a precios corrientes, así como recomponer el acervo de reservas internacionales.

El déficit acumulado de cuenta corriente, durante 2017, alcanzó al -4.9% del PIB a precios corrientes (datos a julio de 2018).⁷ El saldo negativo en la cuenta corriente, de los últimos meses, respondería a la expansión de la demanda interna. El aumento de la inversión, debido, entre otros factores, a la reducción del costo del capital y a expectativas de incrementos en la productividad, podría haber impulsado los mayores desequilibrios en la cuenta corriente.⁸ A esto se agrega el deterioro en las cuentas públicas, que agravaría el déficit externo.

A diferencia del período 2006-2015, donde se habría observado una caída en el ahorro privado, en el ahorro público y en la inversión, en los años 2016-2017 habría disminuido también el ahorro público, pero con tendencia a mejorar el ahorro privado y la inversión.

Durante este último período, el incremento del déficit de cuenta corriente habría estado acompañado de un fuerte dinamismo en las importaciones (debido al mayor protagonismo de la inversión), en un contexto de mayor estabilidad en el tipo de cambio real multilateral (por lo menos hasta el cuarto trimestre de 2017) y en las exportaciones.

3. Modelo de VAR estructural para Argentina

En el trabajo, se emplea una propuesta de VAR estructural (SVAR), con restricciones de largo plazo, basada en Blanchard y Quah (1989).

Los modelos de VAR estructural permiten obtener una ortogonalización no recursiva de los términos de error para el análisis de impulso-respuesta. A diferencia de la metodología 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)

⁷ Para Arriazu (2017), una de las dificultades de la economía radicaría en que el déficit de cuenta corriente (lo que indicaría que el país está gastando por encima de sus ingresos) se destina en exceso al consumo (el consumo total representa alrededor del 85% del PIB) y en menor medida a la inversión, por lo que, con el tiempo, se habría ido agotando el acervo de capital. El aumento del ahorro sería la clave para ayudar a evitar el excesivo endeudamiento del país y el creciente déficit en la cuenta corriente.

⁸ El déficit podría llegar a ampliarse, si los agentes percibieran una mejora en su ingreso permanente, y tuvieran a su vez un mayor acceso al crédito bancario, impactando así en el consumo doméstico (menor ahorro).

de los términos de error (Kilian, 2011). Estas restricciones estarían basadas en la teoría económica.

3.1. Restricciones al modelo de SVAR

El primer modelo de SVAR a estimar (modelo base) considera al vector de variables y_t con el siguiente orden: términos del intercambio (TIE), PIB real (PIB), tipo de cambio real multilateral (TCRM) y la razón de la cuenta corriente/PIB a precios corrientes (CA/PIB), mientras que el símbolo Δ indica las primeras diferencias del logaritmo natural (ver la descripción de las series en el Anexo I).

$$(1) \quad \Delta y_t = [\Delta TIE, \Delta PIB, \Delta TCRM, CA/PIB]$$

Este vector tiene una representación estructural promedio móvil dada por:

$$(2) \quad \Delta y_t = C(L) \varepsilon_t$$

donde L es el operador de retrasos y ε_t representa el vector de choques estructurales no observables.

En términos matriciales, la representación de largo plazo, de la expresión (2), sería:

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

De acuerdo con el ordenamiento de las variables se ubica primero el choque externo (TIE), después el de oferta (PIB real), posteriormente el de demanda (TCRM) y por último la razón entre la cuenta corriente y el PIB a precios corrientes (CA/PIB).

En este caso, $A(L) y_t = u_t$ es la forma reducida del VAR ($A(L)$ es una matriz identidad) y $C(L) y_t = \varepsilon_t$ indica el VAR estructural. Dado que el vector de choques estructurales no es observable, se emplean los residuos del VAR irrestricto (u_t), y los parámetros de la matriz con restricciones, para encontrar el vector de choques estructurales ε_t ($u_t = C' \varepsilon_t$). La matriz

de varianza-covarianza del error estructural $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') \equiv \Sigma_\varepsilon = I_k$ es diagonal (ver en Anexo III, la metodología de Blanchard y Quah).

Resulta necesario imponer seis restricciones adicionales en el largo plazo $(k(k-1)/2, \text{ con } k=4)$, para la identificación del sistema. Se consideran los fundamentos de la teoría económica para establecer las restricciones a imponer al VAR (Martin, Hurn y Harris, 2013).

Las tres primeras restricciones de identificación consideran que, para una economía pequeña y abierta, los valores corrientes y retrasados de las restantes variables no se deberían incluir 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 (TCRM) y la cuenta corriente no afectarían al producto, ni la cuenta corriente al tipo de cambio real, en el largo plazo, por lo que las demás restricciones serían: $C_{23}(L) = C_{24}(L) = 0$ y $C_{34}(L) = 0$, respectivamente.

Algunos autores, como Clarida y Gali (1994), sugieren que el tipo de cambio real estaría influido por factores de demanda y que, por tanto, no tendría efectos permanentes en el producto (ver también a Sachs y Wyplosz, 1984, y Frenkel y Razin, 1986). A su vez, dado que el producto sería estacionario en primeras diferencias, y la cuenta corriente en niveles, los cambios en la cuenta corriente no tendrían efectos permanentes en el nivel del producto (Otto, 2003).

La matriz de restricciones sería entonces:

$$(4) \quad C^* = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & 0 & 0 & 0 \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & 0 & 0 \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) & 0 \\ C_{41}(L) & C_{42}(L) & C_{43}(L) & C_{44}(L) \end{bmatrix}$$

Los modelos de SVAR imponen solamente restricciones de largo plazo y, por tanto, en el corto plazo, todas las variables podrían interactuar entre sí (los términos del intercambio podrían verse influidos por las restantes variables, en dicho lapso).

El *segundo modelo* incluye a la razón consumo público / PIB a precios corrientes, en lugar del tipo de cambio real multilateral, además de las variables consideradas en el modelo uno. La variable fiscal se ubica luego de los términos del intercambio y del PIB real, dado que se considera también un factor de demanda. Por último, el *modelo tres* incluye al precio relativo de los bienes de inversión respecto de los salarios, variable que se ubica también después de los términos del intercambio y del PIB real.⁹

Los modelos de SVAR permiten obtener las funciones de impulso-respuesta de la cuenta corriente ante diferentes choques estructurales. La importancia cuantitativa de los términos del intercambio, y de las restantes variables, en las fluctuaciones en la cuenta corriente, se determina a través del análisis de descomposición de la varianza.

Previamente, se realizan las pruebas de existencia de raíz unitaria través del test ADF y Phillips-Perron, a efectos de verificar si las series son no estacionarias en niveles (se incluye constante y/o tendencia si resultaran significativas y cinco retrasos en niveles). De acuerdo con el test Phillips-Perron, las series deberían considerarse en las estimaciones en primeras diferencias, salvo en el caso de la cuenta corriente, donde se rechaza la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, al 5% (Anexo IV, Tabla 1). Para la cuenta corriente, el test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin no permite tampoco rechazar la hipótesis nula de estacionariedad, al 5%.

Aunque otras pruebas de raíz unitaria sugieren que la cuenta corriente en niveles presenta una raíz unitaria (por ejemplo, el test ADF), en el trabajo se hace el supuesto que la serie sería estacionaria en niveles (de lo contrario debería plantearse otro tipo de modelo y los resultados no serían tan satisfactorios).¹⁰ La inclusión de la cuenta corriente en niveles se asimila a lo planteado en los trabajos de Otto (2003) y Aquino y Espino (2013).

⁹ Para los modelos dos y tres, respectivamente, el vector de variables sería $\Delta y_t = [\Delta TIE, \Delta PIB, \Delta CP/PIB, CA/PIB]$ y $\Delta y_t = [\Delta TIE, \Delta PIB, \Delta PrBI/salarios, CA/PIB]$, respectivamente, donde CP/PIB indica la razón entre el consumo público y el PIB a precios corrientes y PrBI/salarios la razón entre los precios de los bienes de inversión y los salarios. Debido a la disponibilidad de los datos, el tercero de los modelos se estima para el período 1994Q3-2018Q1.

¹⁰ Cabe agregar que, al estimar una regresión simple para la razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes (datos desestacionalizados), en función de una constante y de una variable de tendencia, esta última no resulta significativa al 5% (o al 1%), mientras que en el caso de las restantes variables consideradas en las estimaciones, la variable de tendencia es estadísticamente significativa (a su vez, la regresión de los residuos de dicha estimación en función de los residuos retrasados un período, muestra un coeficiente menor que uno).

Las estimaciones consideran datos trimestrales de la economía argentina, que cubren el período 1994Q1-2018Q1, y cuatro retrasos en diferencias (la periodicidad más uno). Se incluyen también variables binarias para indicar el cambio que tuvo lugar en algunas de las series durante el período analizado.¹¹

En los tres modelos no se rechazan las hipótesis nulas de ausencia de correlación serial y de normalidad de los residuos.¹² A su vez, las raíces inversas del polinomio AR característico se ubican dentro del círculo unitario y presentan módulos inferiores a la unidad, sugiriendo que los modelos estimados resultan estables (Anexo IV, Tabla 2).

4. Resultados de las estimaciones

En esta sección, se presentan los resultados de las funciones de impulso-respuesta y del análisis de descomposición de la varianza, correspondientes a los tres modelos de SVAR estimados.

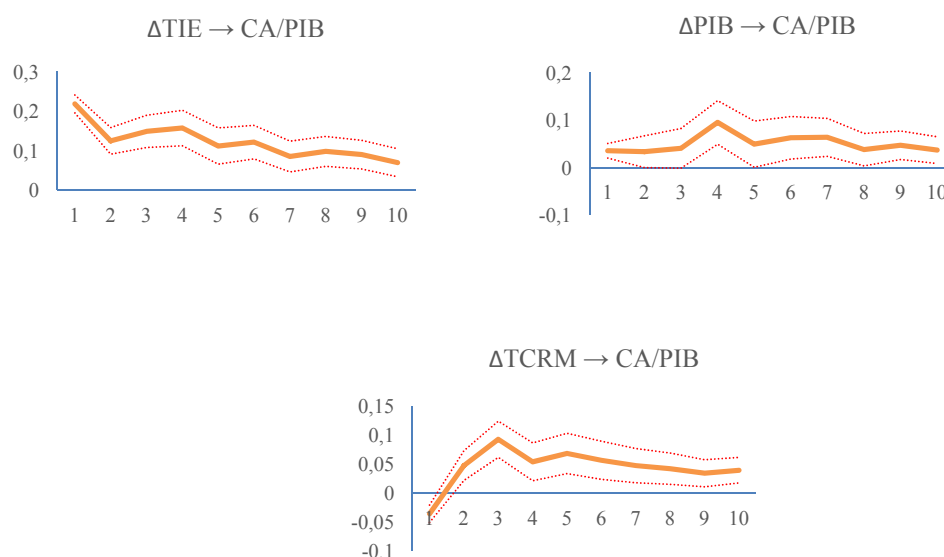
El Gráfico 4 muestra las respuestas de la razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes ante choques del VAR estructural en las variables, en el caso del *modelo uno*.

Los choques en los términos del intercambio generan una respuesta positiva y significativa durante los primeros trimestres (dentro del año), que luego decrece y tiende al estado estacionario, a medida que la inversión se incrementa en mayor medida que el ahorro doméstico. Este comportamiento confirmaría la validez del efecto HLM para la economía argentina.

¹¹ En los modelos uno y tres, la primera variable binaria toma valor uno en 2001Q4 (crisis de la convertibilidad), la segunda uno en 2002Q1 (crisis de la convertibilidad) y la tercera uno en 2017Q2 (valor extremo en alguna de las series, como el precio relativo inversión/salarios), así como ceros en los restantes períodos. En el modelo dos, las dos primeras binarias son similares a las de los modelos uno y tres, la tercera toma valor uno en 2009Q2 y la cuarta binaria uno en 2004Q2. Estas variables contribuyen a que los residuos sean normales, de acuerdo con las pruebas de normalidad respectivas.

¹² El modelo tres presenta heterocedasticidad, lo que podría afectar la ‘eficiencia’ de los estimadores (es posible que esto fuera menos preocupante si las variables consideradas fueran estacionarias).

Gráfico 4. Modelo uno. SVAR. Funciones de respuesta de la razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes, ante choques en las variables (se excluye el choque propio)



Fuente: elaboración propia

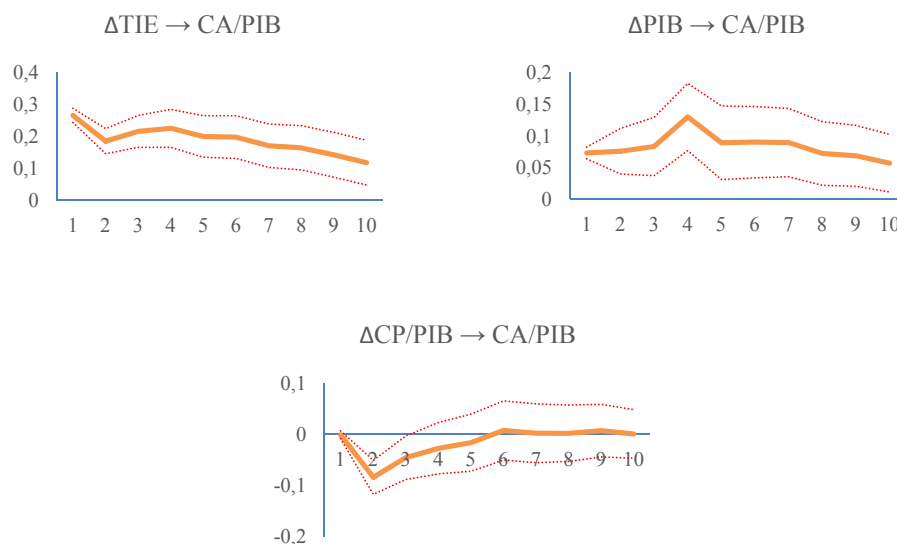
El choque en el PIB real (productividad) genera una respuesta positiva y significativa en la cuenta corriente, comportamiento que estaría en línea con el argumento de Sachs (1981 y 1982). En este caso, el efecto positivo en el producto, debido al choque de productividad, superaría al efecto que tendría lugar en la inversión (choque transitorio), por lo que el impacto final en la cuenta corriente sería positivo.

A su vez, el choque en el tipo de cambio real afecta inicialmente en forma negativa a la cuenta corriente, pero luego el efecto se revierte y se hace positivo, tendiendo al estado estacionario en el largo plazo. Sobre el particular, Debelle y Galati (2007) sugieren que la cuenta corriente podría presentar un comportamiento tipo 'curva J', ante los choques en el tipo de cambio real. Una depreciación en el tipo de cambio real afectaría inicialmente en forma negativa a la cuenta corriente, pero luego de algunos trimestres comenzaría a mostrar un comportamiento positivo.

En el modelo dos (Gráfico 5), las respuestas de la cuenta corriente, ante los diferentes choques, se asemejan, por lo general, a las observadas en el modelo uno: la cuenta

corriente presenta una respuesta inicial positiva y significativa ante los choques en los términos del intercambio y en el producto.

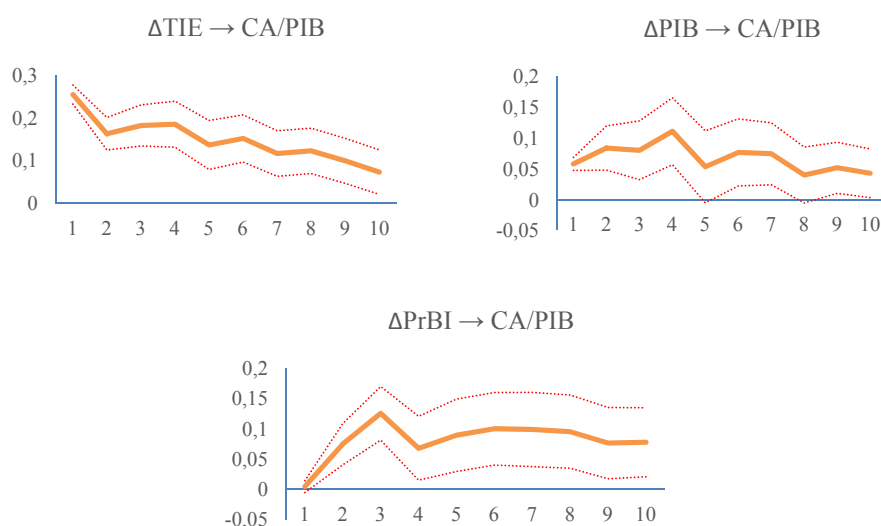
Gráfico 5. Modelo dos. SVAR. Funciones de respuesta de la razón cuenta corriente/PIB corriente, ante choques en las variables (se excluye el choque propio)



Fuente: elaboración propia

En contraste, el choque en el consumo público afecta negativamente a la cuenta corriente durante los primeros períodos de iniciado el choque, tendiendo luego al estado estacionario. Tal y como se destaca en la literatura, la respuesta negativa de la cuenta corriente, ante los choques en los gastos del gobierno, se daría especialmente si los mismos fueran transitorios y si no se cumpliera plenamente la Equivalencia Ricardiana.

Por su parte, en el modelo tres (Gráfico 6), se observa que el choque en el precio relativo de los bienes de inversión, respecto de los salarios, genera una respuesta positiva, permanente y significativa en la cuenta corriente. El incremento de este precio relativo desincentivaría las decisiones de inversión y estimularía un mayor empleo de mano de obra, respecto de los bienes de capital, lo que impactaría positivamente en el balance de cuenta corriente, y viceversa.

Gráfico 6. Modelo tres. SVAR. Funciones de respuesta de la razón cuenta corriente/PIB corriente, ante choques en las variables

Fuente: elaboración propia

La Tabla 3 muestra los porcentajes del análisis de descomposición de la varianza, correspondientes a la razón de la cuenta corriente/PIB a precios corrientes, para los tres modelos estimados.

Tabla 3. Análisis de descomposición de la varianza de la razón Cuenta Corriente/PIB corriente en modelos de SVAR. Porcentajes.

Período/Modelo		Modelo uno			
	ΔTIE	ΔPIB real	ΔTCRM	CA/PIB corriente	
1	64.8	2.6	3.7	29.0	
24	44.5	9.2	6.3	40.0	
		Modelo dos			
	ΔTIE	ΔPIB real	Δ(CP/PIB corriente)	CA/PIB corriente	
1	86.2	7.6	0.5	5.7	
24	59.7	12.0	1.1	27.1	
		Modelo tres			
	ΔTIE	ΔPIB real	Δ(PrBI/salarios)	CA/PIB corriente	
1	82.1	6.1	0.1	11.9	
24	45.2	10.1	14.6	30.1	

Fuente: elaboración propia. Notación: TIE: términos del intercambio; PIB: PIB real; TCRM: tipo de cambio real multilateral; CA/PIB: ratio cuenta corriente/PIB a precios corrientes; CP/PIB: ratio consumo público/PIB a precios corrientes; PrBI/salarios: ratio precio de los bienes de inversión/salarios.

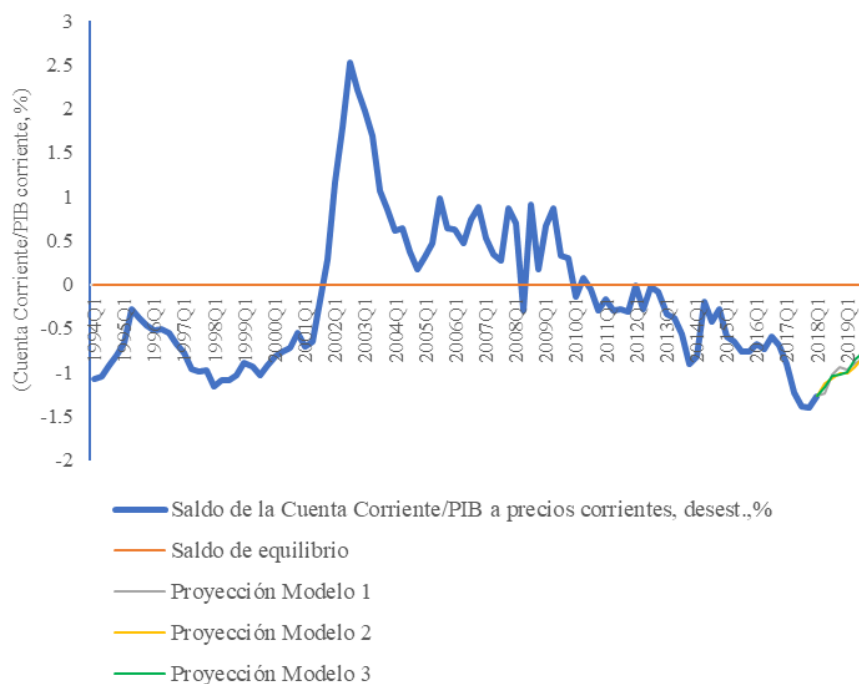
En el modelo uno, los términos del intercambio explican el 44.5% de la varianza de la cuenta corriente, después de 24 períodos, mientras que el PIB real representa el 9.2% y el tipo de cambio real multilateral el 6.3% (en este caso, la participación del choque propio es inferior a la de los términos del intercambio, 40%).

En los modelos dos y tres, los términos del intercambio representan el choque más importante, mientras que en el modelo dos, la razón consumo público/PIB a precios corrientes explica menos del 2% de la varianza de la cuenta corriente, después de 24 períodos.

El porcentaje de la varianza de la cuenta corriente, correspondiente a los términos del intercambio, resulta mayor, que los hallados por otros autores, para los casos de economías desarrolladas y en desarrollo (ver, por ejemplo, los trabajos de Otto, 2003 y Aquino y Espino, 2013).

Los pronósticos elaborados a partir de los distintos modelos, para un horizonte de siete trimestres hacia adelante (hasta fines de 2019), estiman un déficit anual, correspondiente al ratio cuenta corriente/PIB, para los años 2018 y 2019, respectivamente, de -4.5% y -3.6% (modelo uno), de -4.5% y -3.5% (modelo dos) y de -4.5% y -3.4% (modelo tres), por lo que el modelo tres sería el más optimista, a efectos de alcanzar la convergencia de la cuenta corriente/PIB corriente hacia un sendero de equilibrio del sector externo, en el largo plazo (Gráfico 7).

Gráfico 7. Pronósticos respecto de la razón de la Cuenta Corriente/PIB a precios corrientes (datos desestacionalizados), para los modelos SVAR estimados (proyecciones para el período 2018Q2-2019Q4). Porcentajes



5. Conclusiones

Este trabajo analiza empíricamente la respuesta de la cuenta corriente de la balanza de pagos de Argentina, ante diferentes choques, como los de precios externos (términos del intercambio), los de oferta (productividad), los de demanda (tipo de cambio real multilateral y consumo público/PIB a precios corrientes) y los choques por el lado de la producción de la economía (precio relativo de los bienes de inversión respecto de los salarios). Las estimaciones emplean modelos de SVAR, con restricciones de largo plazo, y datos trimestrales de este país, que cubren el período 1994Q1-2018Q1.

Las funciones de impulso-respuesta muestran que la cuenta corriente responde inicialmente en forma positiva y significativa, ante el choque en los términos del intercambio. Posteriormente, la respuesta positiva decrece, a medida que la inversión

aumenta más rápido que el ahorro, tendiendo al estado estacionario, en el largo plazo. Este comportamiento confirmaría la validez del efecto HLM para la economía argentina.¹³

Los choques en el producto (choque de oferta, o productividad) y en el tipo de cambio real multilateral (choque de demanda) generan efectos positivos en la cuenta corriente, en este último caso, después de transcurridos uno, o dos, períodos. Ante una depreciación del tipo de cambio real, la cuenta corriente muestra un comportamiento tipo ‘curva J’: el balance de cuenta corriente se deteriora inicialmente, debido a la depreciación del tipo de cambio real, pero posteriormente dicho efecto se revierte y el balance de la cuenta corriente comienza a mejorar (modelo uno).

En el modelo dos, el choque en la variable fiscal (consumo público/PIB a precios corrientes) genera un efecto negativo en la cuenta corriente (tiende al estado estacionario en el largo plazo), sugiriendo que la caída transitoria en el ahorro público afectaría negativamente a la cuenta corriente.

A su vez, en el modelo tres, el incremento en el precio relativo de los bienes de inversión respecto de los salarios impacta positivamente en el balance de la cuenta corriente, al disminuir la brecha entre el ahorro nacional y la inversión doméstica (se operaría una sustitución de bienes de capital por mano de obra, lo que reduciría la inversión agregada respecto del ahorro nacional).

El análisis de descomposición de la varianza resalta, a su vez, la importancia que presentan los choques en los términos del intercambio, para explicar la volatilidad de la razón de la cuenta corriente (entre 45% y 60% de la varianza). En las estimaciones, el porcentaje de la varianza, explicado por estos choques, resulta mayor que en los casos de otras economías desarrolladas, o en desarrollo. Los choques de oferta, los de demanda (tipo de cambio real y consumo público/PIB corriente) y los cambios en los

¹³ De acuerdo con la interpretación estándar, el ahorro se vería afectado negativamente por una caída en los términos del intercambio, debido al deterioro que sufriría el nivel de ingresos (renta), lo que empeoraría el balance de la cuenta corriente (con una inversión dada). El denominado ‘efecto Harberger-Laursen-Metzler (HLM)’, que tuvo su origen en los años cincuenta, sugiere que las mejoras no anticipadas en los términos del intercambio tendrían un impacto positivo en la balanza comercial (para Sachs, 1982, si los choques fueran persistentes, el impacto se atenuaría o, incluso, podría llegar a desaparecer).

precios relativos de los bienes de inversión respecto de los salarios, resultan menos relevantes.

Los resultados encontrados sugieren que, una economía como la argentina, podría ver deteriorarse la cuenta corriente de la balanza de pagos, en el futuro, si empeoraran los términos del intercambio, no se verificaran mejoras en la productividad y en el ahorro público y si los precios relativos, entre los precios de los bienes de inversión y los salarios, favorecieran un incremento de la inversión (en particular de productos importados).¹⁴

¹⁴ El déficit de cuenta corriente, que se registra desde el año 2010, habría estado acompañado, desde 2015, por un déficit en la balanza comercial de bienes y servicios, mientras que el saldo negativo de la cuenta corriente habría alcanzado, en 2017, a más del 42% de las exportaciones totales.

Referencias

Ahmed, S., Barry, W., Ping, W. y Byung, S. (1993). "International Business Cycles". American Economic Review. (83). 335-59.

Aquino, J. y Espino, F. (2013). "Terms of Trade and Current Account Fluctuations: a Vector Autoregression Approach". Serie de Documentos de Trabajo N° 2013-008. Banco Central de Reserva del Perú.

Amisano, G. y Giannini, C. (1997). "Topics in Structural VAR Econometrics". Springer.

Arriazu, R. (2017). "La Argentina siempre ha desaprovechado sus chances". <http://www.lanacion.com.ar/2093847-ricardo-arriazu-la-argentina-siempre-ha-desaprovechado-sus-chances>.

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

Backus, D., Kehoe, P. y Kydland, F. (1992). "International Real Business Cycles". Journal of Political Economy. (100). 745-775.

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). 89-103.

Baxter, M. y Crucini, M. (1993). "Explaining Saving-Investment Correlations". American Economic Review. (83). 416-36.

Bergholt, D. y Sveen, T. (2013). "Sectoral interdependence and business cycle synchronization in small open economies". Mimeo, BI Norwegian Business School.

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

Bluedorn, J. y Leigh, D. (2011). "Revisiting the Twin Deficits Hypothesis: The Effect of Fiscal Consolidation on the Current Account," IMF Economic Review. (59). 582-602.

Brissimis, S., Hondroyannis, G., Papazoglou C., Tsaveas, N. y Vasardani, M. (2013). "The Determinants of Current Account Imbalances in the Euro Area: a Panel Estimation Approach". *Economic Change and Restructuring*. (46). 299-319.

Clarida, R. y Gali, J. (1994). "Sources of Real Exchange Fluctuations: how important are nominal shocks?". *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*. (41). 1-56.

Damill, M. y Frenkel, R. (2013). "La economía argentina bajo los Kirchner: una historia de dos lustros". CEDES. Buenos Aires.

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

Donoso, V. y Martin, V. (2014). "Current Account Sustainability in Latin America". *Journal of International Trade and Economic Development*. (23). 735-753.

Elliott, G. y Fatas, A. (1996). "International Business Cycles and the Dynamics of the Current Account". Universidad de California San Diego e INSEAD (Fr).

Feldstein, M. (2002). "Argentina's Fall. Lessons from the Latest Financial Crisis". *Foreign Affairs*. (81). 8-14.

Frenkel, J. y Razin, A. (1986). "Real Exchange Rates, Interest Rates and Fiscal Policies". *Economic Studies Quarterly*. (37). 99-113.

Glick, R. y Rogoff, K. (1995). "Global versus Country-specific Productivity Shocks and the Current Account". *Journal of Monetary Economics*. (35). 159-92.

Gnimassoun, B. y Mignon, V. (2015). "Persistence of Current Account Disequilibria and Real Exchange-Rate Misalignments". *Review of International Economics*. (23). 137-159.

Halikias, I. (1996). "Long-term Trends in the Saving-Investment Balance and Persistent Current Account Surpluses in a Small Open Economy: the Case of the Netherlands". IMF Working Paper. International Monetary Fund.

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

Heymann, D. (1994). "Sobre la interpretación de la Cuenta Corriente". *Economía Mexicana*. Nueva Época. (3). 31-59.

Kent, C. y Cashin, P. (2003). "The Response of the Current Account to Terms of Trade Shocks: persistence Matters". IMF Working Paper 143. International Monetary Fund.

Kiguel, M. (2015). "Las crisis económicas argentinas. Una historia de ajustes y desajustes". Editorial Sudamericana. Buenos Aires.

Kilian, L. (2011). "Structural VAR". Universidad de Michigan. Octubre.

Kydland, F. y Prescott, E. (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica*. (50). 1345-70.

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

Martin, V., Hurn, S. y Harris, D. (2013). "Econometric Modelling with Time Series". New York. Cambridge University Press.

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

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

Mohammadi, H. y Moshrefi, G. (2012). "Fiscal Policy and the Current Account new evidence from four East Asian Countries". *Applied Economics Letters*. (19). 167-173.

Morsy, H. (2012). "Current Account Determinants for Oil-Exporting Countries". *Emerging Markets Finance and Trade*. (48). 122-133.

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

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1996). "Foundations of International Macroeconomics". The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.

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

Ostry, J. y Reinhart, C. (1992). "Private Saving and the Terms-of-Trade". IMF Staff Papers. (32). 495-517.

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). 155-184.

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

Prescott, E. (1986). "Theory ahead of Business Cycle Measurement". Federal Reserve Bank of Minneapolis. Q.R. Fall.

Sachs, J. (1981). "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s". Brookings Papers in Economic Activity. (1). 210-268.

Sachs, J. (1982). "The Current Account in the Macroeconomic Adjustment Process". Scandinavian Journal of Economics. (84). 147-159.

Sachs, J. y Wyplosz, C. (1984). "Exchange Rate Effects of Fiscal Policy". NBER Working Paper N° 1255.

Stockman, A. (1990). "International Transmission and Real Business Cycle Models". American Economic Review. (80). 134-38.

Stockman, A. y Tesar, L. (1995). "Tastes and Technology in a Two-Country Model of the Business Cycle: explaining International Comovements". American Economic Review. (85). 168-185.

Suliková, V., Sinicáková, M. y Horváth, D. (2014). "Twin Deficits in Small Open Baltic Economies". Panoeconomicus. (2). 227-239.

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

Végh, C. (2013). "Open Economy Macroeconomics in Developing Countries". The MIT Press.

ANEXO I. Series empleadas en las estimaciones.

TIE. Términos del intercambio. Razón entre los precios externos de exportación y de importación, índice base 2004=100. Fuente: Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC).

PIB real. PIB a precios de 2004 (los datos anteriores se empalman con los del PIB a precios de 1993). Fuente: INDEC. Serie desestacionalizada con el Census-X12.

TCR. Tipo de cambio real respecto del dólar estadounidense. Tipo de cambio respecto del dólar estadounidense deflactado por los precios implícitos del PIB de Argentina. También considera la inflación en U.S., de acuerdo con el deflactor del PIB de ese país. Fuente: Estadísticas Financieras Internacionales del FMI e INDEC.

TCRM. Tipo de cambio real multilateral. La serie estimada por el BCRA está disponible desde 1997Q1 en adelante. Los años anteriores se empalman con la serie del TCR respecto del dólar estadounidense. Fuente: BCRA (TCRM), FMI e INDEC.

Razón consumo público/PIB a precios corrientes. Datos provenientes de la Oferta y Demanda Global a precios corrientes, correspondientes a la base 2004 (los años anteriores se empalman con los datos a precios corrientes de la base 1993). Fuente: INDEC. Serie desestacionalizada con el Census-X12.

Razón entre los precios implícitos de los bienes de inversión y los salarios registrados. Los precios implícitos surgen del PIB a precios corrientes y a precios constantes, correspondientes a la base 2004 (los datos anteriores a esa fecha se empalman con los de la base a precios de 1993, a partir de las respectivas variaciones porcentuales). Los salarios corresponden a los del sector privado registrado, mientras que los anteriores al último trimestre de 2001 provienen del sistema de las ex AFJP.

Razón cuenta corriente/PIB a precios corrientes. Los datos de la cuenta corriente en dólares se convierten a pesos a partir del tipo de cambio promedio del trimestre. Fuente: INDEC y Estadísticas Financieras Internacionales del FMI. Serie desestacionalizada con el Census-X12.

ANEXO II. Gráficos 2 y 3.

Gráfico 2. Razón Consumo Público / PIB a precios corrientes (datos desestacionalizados), %

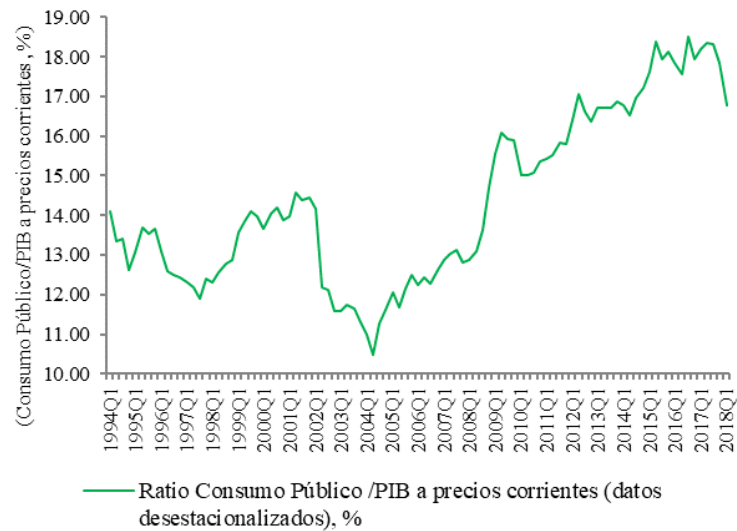
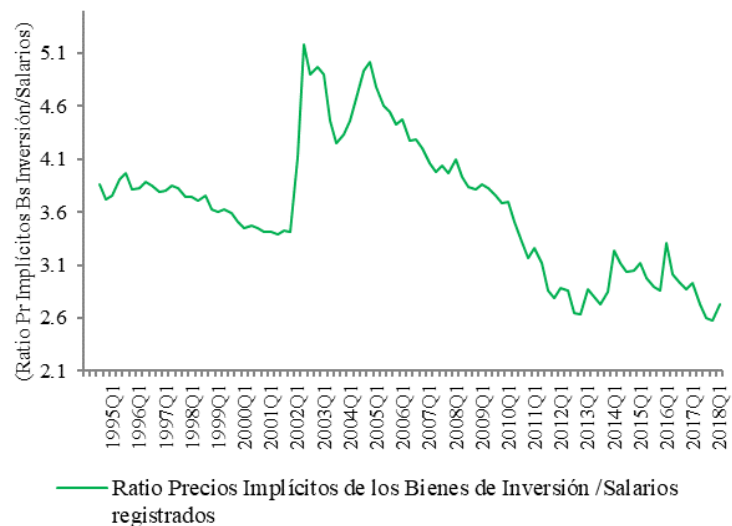


Gráfico 3. Razón entre los Precios Implícitos de los Bienes de Inversión y los Salarios registrados (sector privado)



Fuente: elaboración propia a partir de datos del INDEC

ANEXO III. El modelo de VAR con restricciones de largo plazo (Blanchard y Quah, 1989).¹⁵

Blanchard y Quah (1989) proponen un método de identificación alternativo, a los modelos de corto plazo de Amisano y Giannini (1997), basado en restricciones de largo plazo para las funciones de impulso respuesta.

El modelo de VAR en la forma reducida puede indicarse como:

$$A(L) y_t = u_t$$

y su representación promedio móvil:

$$y_t = A(L)^{-1} u_t = \Phi(L) u_t$$

El modelo de VAR estructural y su representación promedio móvil serían:

$$B(L) y_t = \varepsilon_t$$

$$y_t = B(L)^{-1} \varepsilon_t = \Theta(L) \varepsilon_t$$

Por definición:

$$u_t = B_o^{-1} \varepsilon_t$$

$$\Sigma_u = B_o^{-1} B_o^{-1'}$$

Se impone $\Sigma_\varepsilon = I_k$. A su vez:

$$A(L) = B_o^{-1} B(L)$$

$$B_o^{-1} = A(L) B(L)^{-1}$$

Así, para $L = 1$

$$B_o^{-1} = A(1) B(1)^{-1}$$

por tanto:

$$\Sigma_u = B_o^{-1} B_o^{-1'}$$

$$= [A(1) B(1)^{-1}] [A(1) B(1)^{-1}]'$$

$$= [A(1) B(1)^{-1}] [B(1)^{-1}]' A(1)'$$

Pre multiplicando por $A(1)^{-1}$ y post-multiplicando, ambos lados, por $(A(1)^{-1})' = [A(1)']^{-1}$ se tiene:

$$A(1)^{-1} \Sigma_u (A(1)^{-1})' = A(1)^{-1} A(1) B(1)^{-1} [B(1)^{-1}]' A(1)' [A(1)']^{-1}$$

$$A(1)^{-1} \Sigma_u (A(1)^{-1})' = [B(1)^{-1}] [B(1)^{-1}]'$$

$$\Phi(1) \Sigma_u \Phi(1)' = \Theta(1) \Theta(1)'$$

¹⁵ Esta sección sigue básicamente al trabajo de Kilian (2011).

$$\text{vec}(\Phi(1) \Sigma_u \Phi(1)') = \text{vec}(\Theta(1) \Theta(1)')$$

Se necesitarían $K(K-1)/2$ restricciones sobre $\Theta(1)$ para satisfacer las condiciones para una exacta identificación, donde, en este caso, $\Theta(1) = B(1)^{-1}$ representa la suma de los coeficientes estructurales de impulso-respuesta (Kilian, 2011).

ANEXO IV. Pruebas de raíz unitaria para las variables y análisis de los residuos en los modelos de SVAR.

Tabla 1. Pruebas de raíz unitaria. Tests ADF y Phillips-Perron

Variable	Test ADF				Test de Phillips-Perron			
	Significatividad de la constante	Significatividad de la tendencia	Valor crítico al 1%	Valor crítico al 5%	Valor del estad.	Valor crítico al 1%	Valor crítico al 5%	Valor del estad.
TIE	no	no	-2.59	-1.94	1.41	-2.59	-1.94	1.78
PIB real	sí	no	-3.50	-2.89	-0.97	-3.50	-2.89	-0.75
TCRM	no	no	-2.59	-1.94	0.08	-2.59	-1.94	0.04
CA/PIB	no	no	-2.59	-1.94	-1.81	-2.59	-1.94	-2.07
CP/PIB	sí	sí	-4.06	-3.46	-2.32	-4.06	-3.46	-2.35
PrBI/salarios	no	no	-2.59	-1.94	-0.86	-2.59	-1.94	-0.80

Fuente: elaboración propia. Variables en logaritmos (salvo en la cuenta corriente/PIB) y cinco retrasos en niveles. Phillips-Perron: opción: 'Quadratic Spectral Kernel'. Notación: TIE: términos del intercambio; PIB: PIB real; TCRM: tipo de cambio real multilateral; CA/PIB: ratio cuenta corriente/PIB a precios corrientes; CP/PIB: ratio consumo público/PIB a precios corrientes; PrBI/salarios: ratio precio de los bienes de inversión/salarios.

Tabla 2. Test a los modelos de SVAR (probabilidad entre paréntesis)

Test / Modelo	Modelo uno	Modelo dos	Modelo tres
Raíces inversas del polinomio AR característico	Dentro del círculo unitario, módulos < 1	Dentro del círculo unitario, módulos < 1	Dentro del círculo unitario, módulos < 1
Test LM. Hipótesis nula: ausencia de correlación serial de los residuos (cuarto lag).	10.2 (0.86)	11.7 (0.76)	14.4 (0.57)
Test de White, sin términos cruzados (Chi-sq). Hipótesis nula: ausencia de heterocedasticidad residual.	355 (0.41)	390 (0.14)	423 (0.01)
Test Jarque-Bera. Hipótesis nula: normalidad de los residuos.	11.7 (0.17)	8.8 (0.36)	11.0 (0.20)

Fuente: elaboración propia. Entre paréntesis figura la probabilidad respectiva.