



ISSN: 1696-8352 - LATINOAMÉRICA – ENERO 2016

RESULTADO FISCAL, CUENTA CORRIENTE Y TÉRMINOS DEL INTERCAMBIO. RELACIONES DE LARGO PLAZO PARA LA ECONOMÍA ARGENTINA

Luis N. Lanteri

UNR; luislante@yahoo.com)

Resumen

Este trabajo investiga la validez de la hipótesis de los desequilibrios gemelos (fiscal y externo) en el caso de la economía argentina. El trabajo analiza, a través de modelos de VEC (modelo de corrección de errores), las relaciones de largo plazo entre el saldo de la cuenta corriente, el resultado fiscal, las tasas de inversión y los términos del intercambio, con datos trimestrales, que cubren el período 1994-2014. Las estimaciones sugieren que un mayor déficit fiscal y un aumento en las tasas de inversión deterioran el saldo de la cuenta corriente. El resultado fiscal precede a la cuenta corriente (causalidad en sentido de Granger), pero no a la inversa.

Palabras claves: desequilibrios gemelos - resultado fiscal - saldo de cuenta corriente - modelos de VEC - economía argentina

JEL: F32, H60

Abstract

This paper investigates the validity of the twin imbalances hypothesis (fiscal and external) in the case of Argentina economy. Paper analyzes, through VEC models (error correction model), long-term relationships between the balance of the current account, the fiscal balance, the investment rates and the terms of trade, with quarterly data, covering the period 1994-2014. Estimates suggest that a higher fiscal deficit and an increase in investment rates deteriorate the current account balance. Fiscal balance anticipates to the current account balance (Granger causality), but not the reverse.

Keywords: twin deficits - fiscal balance - current account balance - VEC models - Argentina economy

Economista y Contador Público. Las opiniones presentadas en el trabajo corresponden solo al autor. Las estimaciones del trabajo se realizaron con datos disponibles al segundo trimestre de 2014.

INTRODUCCIÓN

La hipótesis de la existencia de los desequilibrios gemelos ('twin deficits'), es decir la creencia de que el déficit fiscal y el desequilibrio de la cuenta corriente estarían asociados, ha surgido como una de las controversias más destacadas en el plano económico de los últimos tiempos, tanto para el caso de las economías desarrolladas, como en desarrollo.

Si esta hipótesis fuera verdadera (si existiera un vínculo entre ambos desequilibrios), los gobiernos podrían controlar simultáneamente ambas variables: el resultado fiscal y el saldo de la cuenta corriente. De esta forma, un presupuesto balanceado, o con excedente, podría garantizar el equilibrio interno, y externo, de la economía.

La idea de que el resultado fiscal está conectado con el déficit de cuenta corriente, y que mantener al mismo tiempo desequilibrios internos y externos podría ser riesgoso para la economía, se origina en el trabajo de Polak (1997), uno de los precursores de la llamada *propuesta monetaria de la balanza de pagos*. De acuerdo con este autor, el incremento en el crédito doméstico tendría un impacto negativo permanente en la cuenta corriente, por lo que controlar el crédito doméstico y evitar el déficit fiscal sería crucial para garantizar el equilibrio del sector externo y el crecimiento. Para la propuesta monetaria de la balanza de pagos (Johnson, 1977 y Harberger, 2008), el déficit fiscal incrementaría la oferta de dinero, impulsando la adquisición de activos externos y empeorando así el desequilibrio en cuenta corriente.

Por su parte, la *teoría Keynesiana convencional para economías abiertas*, basada en el *modelo de Mundell-Fleming*, sugiere que un aumento del déficit fiscal induce un incremento en las tasas de interés, causando un mayor influjo de capitales y la apreciación del tipo de cambio (Kouassi et al., 2004). Esto desalentaría las exportaciones y alentaría las importaciones, agravando el déficit de cuenta corriente (en un sistema con tipo de cambio flexible). Bajo un régimen de tipo de cambio fijo, el déficit fiscal generaría incrementos de precios (o de ingresos), lo que empeoraría también el desequilibrio externo. De esta forma, el déficit fiscal deterioraría el saldo de la cuenta corriente, tanto bajo un régimen de tipo de cambio flexible, como en un sistema de tipo de cambio fijo, aunque el mecanismo de transmisión sería diferente en ambos casos.

En contraste, la *teoría de las expectativas racionales y la llamada equivalencia Ricardiana* (Barro, 1974 y 1989) sugieren que los agentes económicos racionales aumentarán el ahorro corriente ante la presencia de déficit fiscal, ya que descuentan que la caída en el ahorro público debería ser compensada con un incremento de impuestos en el futuro (el ahorro nacional no se vería afectado). Debido a esto, las tasas de interés, la inversión y el saldo de la cuenta corriente no sufrirían cambios y, por tanto, el déficit fiscal no precedería al desequilibrio del sector externo. Este modelo considera decisiones inter-temporales de ahorro-inversión, agentes con un horizonte infinito, impuestos de suma fija ('lump-sum taxes'), ausencia de restricción de liquidez y certidumbre respecto de la conducta del sector público.ⁱ

En síntesis, la *teoría neo-Keynesiana* (lo mismo que la Nueva Escuela de Cambridge y la teoría monetarista) postulan que existe una correlación positiva entre el desequilibrio fiscal y el déficit de cuenta corriente, mientras que la propuesta neoclásica (o de expectativas racionales), sugiere una correlación opuesta: el déficit fiscal incentivaría el ahorro del sector privado, generando de esta forma una reducción del desequilibrio externo.

Otras teorías analizan también la correlación entre el desequilibrio fiscal y el externo. La *teoría de la absorción Keynesiana* (ingreso-gasto) establece que un aumento del déficit fiscal incrementa el gasto doméstico (absorción), causando una expansión de las importaciones y el desequilibrio en cuenta corriente, mientras que la *hipótesis de brecha estructural* sugiere que en economías pequeñas y abiertas, el déficit de cuenta corriente precedería al excedente fiscal, en el largo plazo (Feyrer y Scambaugh, 2009).

Los desequilibrios gemelos estarían vinculados con el grado de movilidad internacional del capital y con la paradoja de Feldstein-Horioka (1980), debido a la necesidad de financiar los desequilibrios externos. ⁱⁱPara estos autores, si existiera

una elevada movilidad internacional de capitales, las tasas de ahorro y de inversión no estarían correlacionadas (en economías pequeñas y abiertas) y la inversión doméstica podría ser financiada desde el exterior. Con movilidad internacional de capitales, y de no verificarse la equivalencia Ricardiana, el resultado fiscal y la cuenta corriente podrían moverse juntos en el largo plazo (Marinheiro, 2008; Xuan Lam, 2012). De no satisfacerse la equivalencia Ricardiana, el ahorro privado compensaría solo parcialmente la caída en el ahorro público, lo que generaría una disminución en el ahorro doméstico y una expansión del déficit en cuenta corriente (con una inversión dada).

En este trabajo se analizan las relaciones de largo plazo, así como la causalidad en sentido de Granger, entre el resultado fiscal, el saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos, las tasas de inversión y los términos del intercambio (o los precios de las materias primas), en el caso argentino. A tal efecto, se emplean modelos de VEC y datos trimestrales de este país, que cubren el período 1994-2014 (datos disponibles al segundo trimestre de 2014).

El resto del trabajo se desarrolla como sigue. En la sección dos, se describe el comportamiento de la economía argentina en las dos últimas décadas, mientras que en la sección tres, se analiza la existencia de los desequilibrios gemelos a partir de los modelos de VEC a estimar. En la sección cuatro, se comentan los resultados de las estimaciones y, por último, en la sección cinco se mencionan las principales conclusiones del trabajo.

2. LA ECONOMIA ARGENTINA EN LAS DOS ÚLTIMAS DÉCADAS

Desde los años noventa, podrían considerarse dos grandes períodos, de acuerdo con las políticas económicas aplicadas en la Argentina.

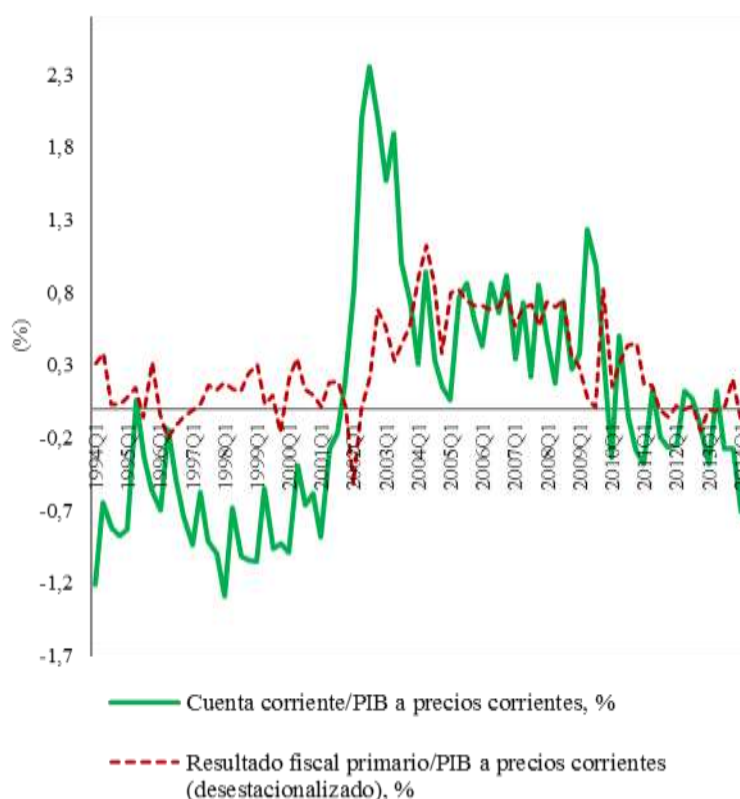
Entre 1991 y 2001 se implementó el *plan de Convertibilidad*, que estableció un tipo de cambio fijo y convertible con el dólar estadounidense (un peso por un dólar). Este lapso se caracterizó por la liberalización de la cuenta capital de la balanza de pagos, una mayor apertura comercial externa, privatizaciones de empresas públicas y el incremento de la inversión en activos físicos, en particular en lo que respecta a infraestructura. Durante este período se registró un aumento importante en el endeudamiento financiero con el exterior, para hacer frente a los desequilibrios de la cuenta corriente de la balanza de pagos, aunque logró reducirse la inflación a tasas comparables a las de los países desarrollados.

El régimen de convertibilidad concluyó abruptamente en diciembre de 2001 y comienzos de 2002, luego de las dificultades que surgieron para seguir cumpliendo con los compromisos de deuda asumidos con el exterior. El peso argentino dejó de ser convertible y los depósitos bancarios y deudas domésticas en dólares sufrieron la denominada 'pesificación asimétrica'.ⁱⁱⁱ Otras explicaciones respecto de los desencadenantes de la crisis se basan también en la dinámica insostenible de las cuentas públicas, determinada por la política fiscal seguida en la segunda mitad de los noventa, la privatización del régimen de seguridad social, la desaceleración económica y el elevado desempleo experimentado en los últimos años de la convertibilidad, la crisis en Brasil, la suspensión del apoyo del FMI, el incremento de las tasas de interés en los Estados Unidos y la sobrevaluación del tipo de cambio real (Damill, Frenkel y Juvenal, 2003; Keifman, 2004). En 2002 la moneda experimentó una importante depreciación que implicó un deterioro apreciable en los salarios y en los ingresos en moneda doméstica.

El período posterior a la salida de la convertibilidad (a partir del año 2002) se caracterizó por una menor apertura financiera al exterior, un crecimiento importante de la economía, no acompañado, en este caso, por un excesivo endeudamiento externo como en los noventa y una recomposición de los salarios y del empleo en los primeros años del modelo (preferentemente del sector formal), aunque con tasas de inflación que se ubicaron muy por arriba de las registradas en la década anterior.

Luego de la crisis de la convertibilidad, el Gobierno trató de seguir una política de desendeudamiento externo del sector público, aunque las empresas privadas continuaron teniendo acceso al mercado financiero internacional, por lo menos hasta 2011. Los *flujos netos de capitales* fueron en promedio negativos (salidas) a partir del año 2002 y, con posterioridad a la instauración de las limitaciones a la compras de divisas por el mercado oficial (límites a las compras de divisas en el mercado oficial de cambios por motivos de atesoramiento, encarecimiento del turismo fuera del país y restricciones a las empresas para girar utilidades al exterior e importar insumos y bienes de capital) en noviembre de 2011, se afectó la apertura de la cuenta capital de la balanza de pagos. El saldo de *la cuenta corriente* resultó positivo (excedentes) desde la crisis de la convertibilidad y hasta después de la crisis financiera internacional de 2008, período a partir del cual comenzaron a observarse saldos negativos (Gráfico 1).^{iv}

Gráfico 1. Saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos/PIB a precios corrientes y Resultado fiscal primario/PIB a precios corrientes (desestacionalizado), en porcentajes



Fuente: elaborado con datos del INDEC y el Ministerio de Economía.

Los *desequilibrios fiscales* del gobierno nacional se registraron durante ambos períodos. En los noventa fueron impulsados por la privatización del sistema de seguridad social (durante los primeros años de su funcionamiento, las administradoras de fondos de jubilaciones y pensiones privadas recaudaban los aportes realizados por los agentes y asalariados al sistema de capitalización, mientras el Estado debía seguir haciéndose cargo de los pagos de las jubilaciones y pensiones provenientes del sistema anterior de reparto, generando un importante desequilibrio en las cuentas públicas), mientras que después de la crisis de 2001, si bien al comienzo se mantuvo el superávit, o equilibrio fiscal, con posterioridad reapareció otra vez el déficit (resultado fiscal primario del Gobierno Nacional), debido, entre otros factores, a los subsidios otorgados por el gobierno y al aumento del gasto corriente (Gráfico 1). Luego de la crisis financiera internacional de 2008 fue usual el financiamiento del Banco Central al Tesoro Nacional.

La autoridad monetaria logró recomponer considerablemente sus *activos de reserva* desde el año 2002 y hasta la última crisis financiera internacional (tercer trimestre de 2008), a partir de las mejoras observadas en los precios internacionales de las materias primas. Sin embargo, luego del año 2011, el Banco Central comenzó a perder reservas, a diferencia de lo acontecido en otras economías latinoamericanas, con excepción de Ecuador y Venezuela, hasta alcanzar en el año 2013 ratios reservas internacionales/PIB a precios corrientes similares a los registrados en los meses previos a la crisis de la convertibilidad de fines de 2001. La disminución de las reservas a partir del año 2011 se debió, entre otros factores, a la situación internacional y a la incertidumbre experimentada por los agentes económicos.

La devaluación de enero de 2014, de alrededor del 20%, junto con la aplicación de otras medidas económicas, contribuyó a que las reservas no siguieran cayendo al ritmo que lo venían haciendo en los meses previos. La situación de las reservas volvió a complicarse a fines del tercer trimestre de 2014, debido a la incertidumbre generada por el problema de la deuda soberana externa (conflicto con los 'holdouts'), la retención de un porcentaje de la cosecha por parte de los productores rurales y, en menor medida, por la caída en los precios de las materias primas y en especial de la soja. Con posterioridad el Banco Central logró revertir, en cierta forma, la situación de las reservas, al aplicar medidas de control, restringir ciertos pagos al exterior y obtener financiamiento de otros países, como el caso de China.

3. ANALISIS DE LA EXISTENCIA DE LOS DESEQUILIBRIOS GEMELOS EN MODELOS DE VEC (MODELO DE CORRECCION DE ERRORES)

En esta sección, se analiza la existencia de los desequilibrios gemelos (resultado fiscal y balance externo) a través de modelos de VEC. A partir de la propuesta intertemporal de la cuenta corriente (Obstfeld y Rogoff, 1995 y 1996) podría considerarse una expresión que incluya, además del resultado fiscal y el saldo de la cuenta corriente, a la inversión. De esta forma, la relación de largo plazo podría representarse como:

$$CA_t = \beta_1 + \beta_2 BD_t + \beta_3 I_t \quad (1)$$

donde CA_t indica el saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos, BD_t el resultado fiscal e I_t la inversión. Se espera que, de existir una relación de largo plazo entre estas variables, el resultado fiscal muestre signo positivo ($\beta_2 > 0$) y la inversión signo negativo ($\beta_3 < 0$), ya que un mayor déficit fiscal y el aumento de la inversión deberían empeorar el saldo de la cuenta corriente.

Debido al vínculo con la cuenta corriente, el parámetro correspondiente a la inversión, explicaría también el grado de integración financiera de la economía con el resto del mundo (Sachs, 1981; Obstfeld y Rogoff, 1995). Una elevada correlación entre estas variables indicaría una elevada movilidad internacional del capital, de forma que, si el coeficiente β_3 fuera igual a uno, la inversión doméstica sería financiada totalmente desde el exterior y la economía estaría plenamente integrada financieramente al mundo, mientras que un coeficiente significativamente menor que uno se asociaría con la existencia de la paradoja de Feldstein-Horioka.⁹ A su vez, la estimación de un coeficiente β_2 de signo negativo implicaría el rechazo a la hipótesis de los desequilibrios gemelos.

Los modelos a estimar incluyen también a los términos del intercambio, dado el rol que han cumplido los choques de precios externos en las economías en desarrollo durante la última década. Se espera que dicho coeficiente presente signo positivo en la expresión (1), debido a que un incremento en los precios de exportación, respecto de los precios de importación, mejoraría el saldo de la cuenta corriente.

Los modelos de VEC incluyen entonces a las siguientes variables: i- términos del intercambio (precios implícitos de exportación respecto de los precios implícitos de importación), ii- saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos en pesos; iii- resultado fiscal primario acumulado del período y iv- inversión bruta interna fija a precios corrientes. El saldo de la cuenta corriente, el resultado fiscal primario y la inversión están expresados como porcentajes del PIB a precios corrientes.

Se estima también un segundo modelo que incluye al precio internacional de la soja, en lugar de los términos del intercambio (ver descripción de las series en el Anexo I). Los modelos consideran cuatro rezagos en diferencias (la periodicidad más uno), y cubren el período 1994Q1-2014Q2.

Previamente, se realizaron las pruebas a través de los tests Aumentado Dickey Fuller (ADF), a efectos de verificar si las series son no estacionarias en niveles. Adicionalmente, se efectuaron pruebas de raíz unitaria con cambio estructural (RU con quiebre, opción 'shift dummy'; Lütkepohl, 1991). Para las variables consideradas no pudo rechazarse la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria (al 5%, salvo en la cuenta corriente que no se rechaza al 1% para el ADF). Para las series de la cuenta corriente y el resultado fiscal primario se realizaron también pruebas adicionales con el estadístico Dickey-Fuller GLS, y para la inversión con el estadístico Phillips-Perron, no rechazándose la hipótesis nula de raíz unitaria al 5%.^{vi} No obstante, *por lo menos tres pruebas* sugieren que las series de la cuenta corriente, la inversión y el resultado fiscal primario (escaladas con el PIB a precios corrientes) presentan una raíz unitaria en niveles, por lo que se las considera integradas de orden uno.

Los modelos de VEC (modelos de corrección de errores) se basan en la propuesta de Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990). Esta metodología estima los ajustes dinámicos de corto plazo y las relaciones de largo plazo (cointegración) entre las variables. En este caso, las estimaciones (incluyen variables integradas del mismo orden) permiten que las desviaciones respecto del equilibrio de largo plazo se corrijan gradualmente a través de una serie de ajustes parciales de corto plazo (las variables endógenas convergen a sus relaciones de cointegración).

Suponiendo k variables endógenas, con una raíz unitaria cada una, podrían existir hasta k-1 relaciones de cointegración linealmente independientes. El modelo podría simbolizarse como:

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

En la expresión (2), X_t indica un vector de k variables endógenas no estacionarias $I(1)$, Π la matriz de coeficientes de largo plazo, Γ_i la matriz de coeficientes de corto plazo y ε_t un vector de innovaciones (normales e independientemente distribuidos). La matriz Π incluye a los vectores de cointegración. Para determinar el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración r), la metodología de Johansen proporciona dos tests: el de traza y el de autovalor máximo. El estadístico de traza testea la hipótesis nula de r relaciones de cointegración contra la alternativa de k relaciones de cointegración, donde k indica el número de variables endógenas, para $r = 0, 1, \dots, k-1$; mientras que el estadístico de autovalor máximo testea la hipótesis nula de r relaciones de cointegración contra la alternativa de $r+1$.^{vii} Se utiliza la opción sugerida por el 'software' utilizado en las estimaciones ('default'), que excluye una tendencia determinística en la ecuación de cointegración (solo incorpora un intercepto).

Los resultados de los tests de cointegración sugieren la existencia de un vector de cointegración en ambos modelos, tanto para el test de traza, como para el de máximo valor propio, salvo para esta última prueba en el modelo uno (Tabla 1).

Tabla 1. Tests de cointegración en modelos de VEC							
Relaciones de cointegración	Estadístico de traza	Valor crítico al 5%	Prob.	Relaciones de cointegración	Estadístico de autovalor máximo	Valor crítico al 5%	Prob.
Modelo uno							
Ninguna *	51.5	47.9	0.0	Ninguna	27.4	27.6	0.05
A lo sumo una	24.1	29.8	0.2	A lo sumo una	13.4	21.1	0.42
Modelo dos							
Ninguna *	56.6	47.9	0.01	Ninguna *	35.0	27.6	0.00
A lo sumo una	21.6	29.8	0.32	A lo sumo una	14.3	21.1	0.34

Fuente: elaboración propia a partir del paquete econométrico EViews 8. *: indica rechazo de la H_0 al 5%. MacKinnon-Haug-Michelis p-values

El test LM (con cinco retrasos) no permite rechazar la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación de residuos, en las estimaciones de los modelos de VEC. Tampoco es posible rechazar la hipótesis nula de ausencia de heterocedasticidad (test ARCH-LM multivariado), ni la hipótesis de normalidad conjunta de los residuos (Jarque-Bera), tanto para la prueba de Lütkepohl, como para la de Doornik-Hansen (ver tabla, en Anexo II).^{viii}

4. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES

Una vez estimados los modelos de VEC, y normalizada a uno la cuenta corriente, se pueden determinar los coeficientes de cointegración respectivos (Tabla 2).

Tabla 2. Coeficientes de cointegración de la cuenta corriente de la balanza de pagos (normalizada)				
Modelo uno				
	Términos del intercambio	Resultado fiscal primario	Inversión	Coeficiente de la velocidad de ajuste, α
Cuenta corriente =	0.03	+ 2.52	- 0.18	- 0.26
	(4.4)***	(7.6)***	(-3.9)***	(-2.5)**
Modelo dos				
	Precio internacional de la soja	Resultado fiscal primario	Inversión	Coeficiente de la velocidad de ajuste, α
Cuenta corriente =	2.91	+ 2.39	- 0.20	- 0.33
	(4.9)***	(9.1)***	(-5.5)***	(-2.8)***

Fuente: elaboración propia. El saldo de la cuenta corriente (en pesos), el resultado fiscal primario y la inversión se expresan en relación al PIB a precios corrientes. 't' de Student entre paréntesis, *** significativo al 1%, ** significativo al 5%.

En ambos modelos, los coeficientes presentan los signos esperados y son significativos al 1%. Los términos del intercambio son positivos, al igual que el coeficiente del resultado fiscal primario, mientras que las tasas de inversión muestran signo negativo. En ambos casos, el coeficiente de la velocidad de ajuste, correspondiente a la cuenta corriente, es significativo, negativo e inferior a la unidad, indicando que no habría un proceso explosivo.

El coeficiente del resultado fiscal primario es positivo y mayor que uno en ambos modelos, de forma que el resultado positivo en las cuentas públicas mejora el saldo externo, mientras que el déficit del sector público empeora el saldo de la cuenta corriente. A su vez, el coeficiente de inversión inferior a la unidad sugiere que la economía habría estado integrada solo parcialmente al mercado internacional de capitales, para el promedio del período analizado. Entre un 18% (modelo uno) y un 20% (modelo dos) de la inversión se habría financiado con capitales, o préstamos externos, mientras que el resto se habría financiado con ahorro nacional.^{ix}

Por último, en la Tabla 3, se indican las pruebas de causalidad en sentido de Granger para ambos modelos de VEC. Las estimaciones muestran que el resultado fiscal primario precede a la cuenta corriente, mientras que no se observa el resultado opuesto (que la cuenta corriente anticipe al resultado fiscal primario). A su vez, el resultado fiscal primario no precede a la inversión, ni esta última al resultado fiscal primario. La inversión tampoco anticipa a la cuenta corriente en ambos modelos.

En síntesis, los resultados muestran la existencia de relaciones de largo plazo entre el saldo de la cuenta corriente, el resultado fiscal primario, las tasas de inversión y los términos del intercambio (o, en su defecto, el precio internacional de la soja), en tanto que el resultado fiscal primario precede a la cuenta corriente (hipótesis keynesiana), pero no se observa una relación inversa (la cuenta corriente no anticipa al resultado fiscal primario), para las pruebas de causalidad en sentido de Granger.

Tabla 3. Tests de causalidad en sentido de Granger (cinco rezagos)			
Modelo	Hipótesis nula	Estadístico Chi cuadrado	Prob.
Uno	El resultado fiscal primario no causa a la cuenta corriente	15.3	0.00*
	La cuenta corriente no causa al resultado fiscal primario	6.2	0.19
	Las tasas de inversión no causan a la cuenta corriente	0.5	0.97
	La cuenta corriente no causa a las tasas de inversión	4.0	0.41
	El resultado fiscal primario no causa a las tasas de inversión	4.7	0.32
	Las tasas de inversión no causan al resultado fiscal primario	4.0	0.41
Dos	El resultado fiscal primario no causa a la cuenta corriente	12.6	0.01*
	La cuenta corriente no causa al resultado fiscal primario	4.4	0.36
	Las tasas de inversión no causan a la cuenta corriente	0.2	0.99
	La cuenta corriente no causa a las tasas de inversión	1.3	0.86
	El resultado fiscal primario no causa a las tasas de inversión	4.2	0.38
	Las tasas de inversión no causan al resultado fiscal primario	4.0	0.41
Fuente: elaboración propia. * indica rechazo a la hipótesis nula, al 5%			

5. CONCLUSIONES

En los últimos años, las economías latinoamericanas experimentaron una notable recuperación en los precios de los productos de exportación. Las mejoras en los términos del intercambio permitieron alcanzar y mantener resultados positivos tanto en las cuentas fiscales, como externas (superávits gemelos).

Sin embargo, con posterioridad a la crisis financiera internacional de 2008, varios países de la región comenzaron a sufrir un deterioro gradual en estos indicadores. En el caso particular de la Argentina, se han observado, durante este último período, déficit tanto en el frente fiscal (resultado primario del Gobierno Nacional), como en el externo (saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos), así como caídas en la tasas de inversión.

Para algunos autores, estos desequilibrios, de no revertirse, podrían llegar a ser factores de inestabilidad para la economía (o afectar el crecimiento de largo plazo), por lo que podría resultar de interés analizar el vínculo existente entre ellos, dentro de un contexto probable de movilidad internacional de capitales y de ausencia de la equivalencia Ricardiana.

En este trabajo, se analiza la validez de la hipótesis de los desequilibrios gemelos ("twin deficits"), en el caso de una economía pequeña como la Argentina. A tal efecto, se emplean modelos de VEC y datos trimestrales, que cubren el período 1994-2014.

Los resultados de las estimaciones muestran la existencia de relaciones de largo plazo entre el saldo de la cuenta corriente, el resultado fiscal primario del Gobierno Nacional, la inversión (las tres variables respecto al PIB a precios corrientes) y los términos del intercambio. Las ecuaciones de cointegración, para la cuenta corriente normalizada, presentan coeficientes positivos y significativos para el resultado fiscal primario y los términos del intercambio (o el precio internacional de la soja) y negativos para las tasas de inversión, de forma que aumentos en el déficit del sector público nacional y en la inversión deterioran el saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos.

La magnitud del coeficiente de inversión sugiere que entre un 18% y un 20% de la inversión doméstica habría sido financiada desde el exterior, por lo que la economía habría estado integrada solo en forma parcial al mercado internacional de capitales, durante el promedio del período analizado.

A partir del año 2002, al comienzo como consecuencia del 'default' de la deuda soberana con los acreedores privados y luego de 2011 debido a la implementación de la limitación cambiaria (mercado oficial) y del conflicto con los 'holdouts' (tenedores de títulos públicos que no se adhirieron a los canjes de deuda), se hizo más difícil el acceso del país a los mercados de capitales externos y al financiamiento internacional.

Asimismo, las pruebas de causalidad en sentido de Granger determinan que el resultado fiscal primario precede a la cuenta corriente, pero que no se registra un sentido de causalidad en sentido inverso (la cuenta corriente no anticipan al resultado fiscal).

Las estimaciones realizadas en el trabajo sugieren que la reducción del desequilibrio fiscal afectaría positivamente al saldo de la cuenta corriente (o de otra forma, el aumento del déficit del sector público impactaría negativamente en la cuenta corriente), por lo que podría pensarse en la validez de la hipótesis que establece la existencia de desequilibrios gemelos (fiscal y externo), en el caso particular de la economía argentina.

REFERENCIAS

- Alfonso, A. y Rault, Ch.** (2008). "Budgetary and External Imbalances Relationship. A Panel Data Diagnostic". European Central Bank. Working Paper Series n° 961.
- Barro, R.** (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?". *Journal of Political Economy*. (82). 1095-1117.
- Barro, R.** (1989). "The Ricardian Approach to Budget Deficits". *Journal of Economic Perspectives*. (3). 37-52.
- Damill, M., Frenkel, R. y Juvenal, L.** (2003). "Las cuentas públicas y la crisis de la Convertibilidad en la Argentina". CEDES. Buenos Aires. 1-43.
- Feldstein, M. y Horioka, Ch.** (1980). "Domestic Savings and International Capital Flows". *The Economic Journal*. (90). 314-29.
- Feyrer, J. y Scambaugh, J.** (2009). "Global Saving and Global Investment: the Transmission of Identified Fiscal Shocks". Mimeo.
- Harberger, A.** (2008). "Lessons from Monetary and Real Exchange Rate Economics". *Cato Journal*. (28). 225-235.
- Johansen, S.** (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*. (12). 231-54.
- Johansen, S. y Juselius, K.** (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. (52). 169-210.
- Johnson, H.** (1977). "The Monetary Approach to the Balance of Payments: a Nontechnical Guide". *Journal of International Economics*. (7). 251-268.
- Keifman, S.** (2004). "Auge y derrumbe de la Convertibilidad Argentina: lecciones para Ecuador". *ICONOS* n° 19. FLACSO. Ecuador. Quito. 25-34.
- Kouassi, E., Mougoue, M. y Kymn, K.** (2004). "Causality Tests of the Relationship between the Twin Deficits". *Empirical Economics*. (29). 503-25.
- Lütkepohl H.** (1991). "New Introduction to Multiple Time Series Analysis". Springer-Verlag. Berlin.
- Marinheiro, C.** (2008). "Ricardian Equivalence, Twin Deficits and the Feldstein-Horioka Puzzle in Egypt". *Journal of Policy Modeling*. (30). 1041-56.
- 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.
- Nickel, Ch. y Vansteenkiste, I.** (2008). "Fiscal Policies, the Current Account and Ricardian Equivalence". European Central Bank. Working Paper Series n° 935. Septiembre.

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1995). "The Intertemporal Approach to the Current Account". En Grossman, G. y Rogoff, K., eds., *Handbook of International Economics*, vol. III. Amsterdam. Elsevier. 1731-99.

Obstfeld, M. y Rogoff, K. (1996). "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: is there a Common Cause?". Working Paper n° 7777. NBER, Cambridge.

Polak, J. (1997). "The IMF Monetary Model at Forty". International Monetary Fund, WP/97/49. IMF.

Sachs, J. (1981). "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s". *Brookings Papers on Economic Activity*. (1). 201-282.

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

Xuan Lam, N. (2012). "Twin Deficits Hypothesis and Feldstein-Horioka Puzzle in Vietnam". *International Research Journal of Finance and Economics*. (101). 169-178.

Anexo I

SERIES UTILIZADAS EN EL TRABAJO Y EN LAS ESTIMACIONES

Términos del intercambio. Representan el cociente entre los precios implícitos de exportación y los precios implícitos de importación, base 2004 (Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. INDEC). Los datos anteriores a 2004 se empalmaron con los de la base 1993.

Precio internacional de la soja. Promedio trimestral. Estadísticas Financieras Internacionales del FMI.

Razón resultado fiscal primario/PIB a precios corrientes. El resultado fiscal primario del Gobierno Nacional representa el acumulado trimestral (base caja), en millones de pesos. El PIB a precios corrientes proviene de las Cuentas Nacionales, base 2004 (los datos anteriores a 2004 se empalmaron con los de la base 1993). INDEC y Ministerio de Economía. Datos desestacionalizados con el Censur X-12.

Saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos/PIB a precios corrientes. INDEC. Para la conversión a pesos, de los datos en dólares de la cuenta corriente, se emplea el tipo de cambio promedio del período (Estadísticas Financieras Internacionales del FMI).

Razón inversión bruta interna fija/PIB a precios corrientes. La inversión y el PIB corresponden a la base 2004 (los datos anteriores se empalmaron con los de la base 1993). El ratio se desestacionalizó con el Censur X-12.

Anexo II

Tabla anexa. Pruebas de Raíz Unitaria

Serie	ADF significatividad constante	ADF significatividad tendencia	ADF	Raíz unitaria con cambio estructural
Términos del intercambio	Si	Si	-1.95	-1.00
Precio internacional de la soja	No	Si	-1.75	-0.35
Cuenta corriente/PIB corriente	No	No	-2.25*	-2.75
Inversión bruta interna/PIB corriente	Si	No	-2.58	-2.71
Resultado fiscal primario/PIB corriente	No	No	-0.96	-1.36

ADF: Augmented Dickey Fuller. ** rechazo a la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria, al 5%, * rechazo al 1%. Raíz unitaria con cambio estructural: opción 'shift dummy', Lütkepohl (1991), se consideró un cambio estructural en el período 2001Q4 (crisis de la convertibilidad).

Tabla Anexa. Pruebas para los residuos correspondientes a los modelos de VEC estimados

Hipótesis nula	Prueba	Estadístico	Probabilidad
VEC 1			
Ausencia de correlación serial	LM	14.6	0.55
Normalidad de los residuos	Jarque-Bera (conjunto). Versión Lütkepohl	9.7	0.28
Normalidad de los residuos	Jarque-Bera (conjunto). Versión Doornik-Hansen	13.4	0.10
Ausencia de heterocedasticidad	ARCH-LM multivariado	521	0.25
VEC 2			
Ausencia de correlación serial	Test LM	20.4	0.20
Normalidad de los residuos	Jarque-Bera. (conjunto) Versión Lütkepohl	9.3	0.32
Normalidad de los residuos	Jarque-Bera (conjunto). Versión Doornik-Hansen	10.9	0.21
Ausencia de heterocedasticidad	ARCH-LM multivariado	524	0.22

Fuente: elaboración propia. Para el test de normalidad de los residuos se incluyen la variante de Lütkepohl (Cholesky de covarianza) y la de Doornik-Hansen (raíz cuadrada de correlación).

ⁱ La hipótesis de la equivalencia Ricardiana establece que, para un gasto dado, la sustitución de deuda por impuestos no afectaría la demanda agregada, ni las tasas de interés. Así, un incremento en la carga impositiva reduciría el déficit público, pero no alteraría el equilibrio externo (estas variables no estarían correlacionadas). Visto de otra forma, un incremento en el déficit público, debido, por ejemplo, a un recorte impositivo, sería compensado por un aumento de la misma magnitud en el ahorro privado (los agentes con expectativas racionales consideran que el recorte impositivo presente debería ser compensado en algún momento del futuro), por lo que el saldo de la cuenta corriente no se vería afectado. De mantenerse la equivalencia Ricardiana la política fiscal no sería efectiva para estabilizar el ciclo.

ⁱⁱ Al analizar la correlación entre las tasas de ahorro y de inversión para varias economías de la OECD, Feldstein y Horioka (1980) encontraron un coeficiente significativo y cercano a la unidad para estas variables, lo que les hizo pensar en la existencia de una baja movilidad internacional del capital. Este resultado (la 'paradoja de Feldstein-Horioka') contradice la amplia percepción de que el capital presenta una elevada movilidad entre las diferentes economías, en particular a partir de la reducción de los controles impulsada a mediados de los años setenta.

ⁱⁱⁱ Todos los depósitos y préstamos en dólares estadounidenses, u otras monedas extranjeras, existentes en el sistema financiero fueron convertidos a pesos a razón de \$ 1,40 por cada dólar, o su equivalente en otra moneda extranjera (luego se los ajustó por el índice del costo de vida), mientras que los préstamos hipotecarios, de consumo personal o de pequeñas y medianas empresas, de montos menores, otorgados por el sistema financiero, se pesificaron a \$1 (se los ajustó por el índice de salarios nominales). La pesificación asimétrica de préstamos y depósitos tuvo un enorme costo fiscal y un impacto político muy negativo (Keifman, 2004). Con anterioridad a la pesificación asimétrica se establecieron límites para el retiro de depósitos en el sistema financiero, situación que se denominó en ese momento como 'corralito bancario'.

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

^v Se supone que no se cumple la hipótesis de la equivalencia Ricardiana dado el grado de incertidumbre en que se desenvuelve la economía argentina (no obstante, la verificación de esta hipótesis implica que el coeficiente $\beta_2 = 0$, Mohammadi y Moshrefi, 2012). La no aceptación de la equivalencia Ricardiana se reforzaría si existieran bajos ratios de deuda pública y una situación fiscal que no resulta insostenible (Nickel et al., 2008). Pueden consultarse también, entre otros, los trabajos de Alfonso y Rault (2008) y Suliková et al. (2014).

^{vi} Las pruebas con el estadístico KPSS, para estas tres últimas series, sugieren que las series serían estacionarias, lo que se contradice con los resultados que arrojan las restantes pruebas, mientras que para los términos del intercambio y el precio de la soja se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad para el test KPSS.

^{vii} El teorema de representación de Granger establece que si la matriz de coeficientes Π presentara un rango reducido $r < k$ podrían existir ($k \times r$) matrices α y β , cada una con un rango r , tal que $\Pi = \alpha \beta' + \beta' X_t$ sea $I(0)$, donde r representa el número de relaciones de cointegración (el rango de cointegración) y cada columna β indica el vector de cointegración (los parámetros de largo plazo). Por su parte, α indica el parámetro de ajuste, o la velocidad de ajuste, de la i -ésima variable endógena hacia el equilibrio.

^{viii} Se consideraron cinco retrasos en las estimaciones, igual a la periodicidad más uno. Este número de rezagos permite que los residuos no presenten autocorrelación y que, a su vez, las estimaciones sean parsimoniosas.

^{ix} Las estimaciones realizadas en el trabajo emplean datos de las cuentas nacionales base 2004. Estimaciones preliminares realizadas con datos provenientes de la base anterior de las cuentas nacionales (base 1993) sugieren coeficientes más elevados para la inversión en las ecuaciones de la cuenta corriente. En alguna medida, ello podría obedecer a que la razón inversión/PIB a precios corrientes es más alta en la base 1993, respecto de lo que muestran los datos correspondientes a la base 2004, considerando la oferta y demanda global a precios corrientes, en particular durante la última década. Por ejemplo, en el año 2012, la razón inversión /PIB corriente con datos de la base 1993 alcanza a 21.8% (promedio del año), mientras que con los datos de la base 2004 es 16.9% (promedio anual). Estos valores corresponden a datos actualizados al segundo trimestre de 2014.