



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO  
FACULTAD DE ECONOMÍA DIVISIÓN DE ESTUDIOS DE POSGRADO

PROGRAMA UNICO DE ESPECIALIZACIONES EN ECONOMÍA

**Cuenta corriente y Déficit Presupuestario en México (1995.1-2015.4)**

ENSAYO

QUE PARA OPTAR POR EL GRADO DE  
Especialista en Econometría Aplicada

PRESENTA:  
Hermilo Cortés González

TUTOR O TUTORES PRINCIPALES  
Dr. Emmanuel Salas González

CIUDAD UNIVERSITARIA, CIUDAD DE MÉXICO, MAYO 2017.



Universidad Nacional  
Autónoma de México

Dirección General de Bibliotecas de la UNAM

**Biblioteca Central**



**UNAM – Dirección General de Bibliotecas**  
**Tesis Digitales**  
**Restricciones de uso**

**DERECHOS RESERVADOS ©**  
**PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL**

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

## **Cuenta corriente y Déficit Presupuestario en México (1995.1-2015.4)**

### Resumen

Este trabajo tiene por objetivo identificar el efecto del déficit presupuestario gubernamental sobre la cuenta corriente en México para el periodo 1995.1-2015.4. Para esto, se planteó un modelo SVAR(4). Del análisis impulso respuesta se encontró que, en el corto plazo, el efecto de un choque en el balance presupuestario es ambiguo, pues en el quinto periodo mejora la cuenta corriente, mientras que en el tercero y séptimo la deteriora. Adicionalmente encontramos que la cuenta corriente responde de manera positiva a choques en el tipo de cambio real, mientras que la moneda se aprecia en términos reales ante choques en la cuenta corriente. Por otra parte, al realizar el análisis de descomposición de la varianza encontramos que el balance presupuestario contribuye en un 24% a la varianza de la cuenta corriente, mientras que el tipo de cambio real lo hace en 5.5%.

Palabras Clave: Cuenta Corriente, Déficit Público, Déficit Gemelos, SVAR, México

Clasificación JEL: F410, H620, C320, C200

## **Current Account and Budget Deficit in Mexico (1995.1-2015.4)**

### **Abstract**

This paper aims to identify the effect of the government budget deficit on the current account in Mexico for the period 1995.1-2015.4. For this, an SVAR (4) model was proposed. From the impulse analysis, it was found that, in the short term, the effect of a shock on the budget balance is ambiguous, since in the fifth period it improves the current account, while in the third and seventh it deteriorates it. In addition, we find that the current account responds positively to shocks in the real exchange rate, while the currency appreciates in real terms against shocks in the current account. On the other hand, when analyzing the decomposition of the variance we find that the budget balance contributes 24% to the variance of the current account, while the real exchange rate does it in 5.5%.

**Keywords:** Current account, Budget deficit, Twin deficit, México, SVAR.

**JEL Classification:** F410, H620, C320, C200.

## Índice

Introducción.....	5
Capítulo I Revisión de la Literatura.....	8
Capítulo II Análisis de Hechos Estilizados.....	12
Capítulo III Aspectos Econométricos.....	17
Capítulo IV Resultados Empíricos y Discusión.....	20
Conclusiones.....	26
Bibliografía.....	27

*“Realmente lo que teníamos en 1993 era un diálogo con sordos.  
Nosotros hablábamos de los riesgos del endeudamiento del  
sector público y de las características del déficit externo.  
En el manejo macroeconómico teníamos mucho miedo.  
Del lado mexicano había, con todo respeto y cariño que les tenía y les tengo,  
mucho arrogancia”*

*Claudio Loser, Director del Departamento del Hemisferio Occidental del FMI en 1994*

## **Introducción**

Dos de las crisis más importantes en México, la de la deuda de 1982 y la bancaria de 1995, tuvieron como preámbulo deterioros importantes en la Cuenta Corriente y en las finanzas públicas. En el caso de la crisis de la deuda, para 1981 el déficit en cuenta corriente alcanzó un nivel de 12.5 mil millones de dólares mientras que en 1979 este era de 4.9 mil millones (Moreno Brid y Ros, 2010: 181). La crisis de 1995 tuvo como antecedente un constante deterioro de la cuenta corriente a partir de 1987, año en el que se presenta un saldo favorable del 2.5% del PIB, alcanzando un déficit del 5.6% del PIB para 1994 (FMI, 2015). Simultáneamente a los deterioros en la cuenta corriente, las finanzas públicas presentaban dificultades antes del advenimiento de dichas crisis. Para 1982 el déficit primario representaba el 7.6% del PIB en tanto que el déficit financiero era del 14.1% (Aspe, 1993: 75). Si bien para 1994 el balance primario era superavitario (2.5%), este saldo era considerablemente inferior al reportado en 1991 el cual era del 8% (Moreno Brid y Ros, 2010: 351) mientras que el déficit fiscal estaba en equilibrio<sup>1</sup>.

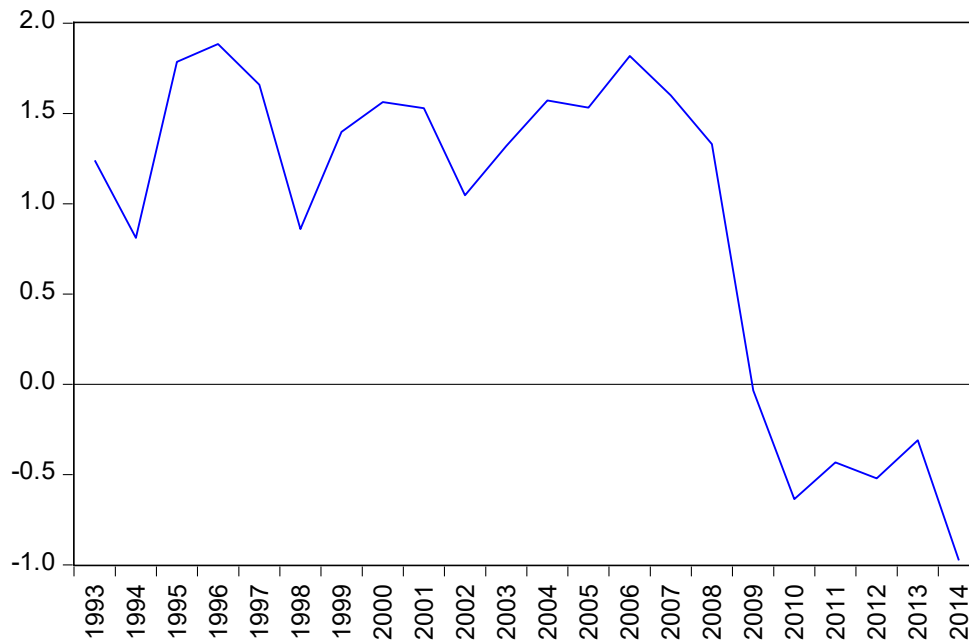
En los últimos años la cuenta corriente en México se ha deteriorado al presentar en 2014 un déficit del 1.9% del PIB mientras que en 2010 el déficit era del 0.4% (FMI, 2015). Este deterioro coincide con el del balance primario del gobierno el cual lleva 5 años consecutivos en déficit (Gráfica 1). Además, la deuda neta para el primer trimestre del 2015 alcanzó el 40.9% del PIB, lo cual significa un aumento de 152% con respecto a 2005 cuando representaba el 18.2% (Galindo y Ríos, 2015: 6).

---

<sup>1</sup> Es importante señalar que a pesar que el balance fiscal en 1994 estaba en equilibrio, este dato hay que tomarlo con cautela pues en este mismo año se modificó el concepto de déficit fiscal, lo que significó la exclusión de la intermediación financiera, con lo cual daba la impresión de equilibrio en las cuentas fiscales pero que en realidad representaba un déficit “oculto” (CEEY, 2010: 19).

## Gráfica 1

### Balance Primario como porcentaje del PIB (1993-2014)



Fuente: BIE (Banco de Información Económica), INEGI.

Es por este contexto que consideramos importante y oportuno conocer si existe alguna relación causal entre el balance primario del sector público y la cuenta corriente en México para el periodo posterior a la crisis de 1994. Este cuestionamiento se responderá mediante la estimación de un modelo SVAR(4) para el periodo 1995.1 a 2015.4., en el que se toma en cuenta el saldo de la Cuenta Corriente, el Balance Presupuestario del Gobierno y el Tipo de Cambio Real. Los datos de las variables son trimestrales.

Para la elección del déficit presupuestario como variable explicativa nos basamos en el fenómeno conocido como los “Déficit Gemelos”, el cual sugiere que un incremento del déficit presupuestario, al reducir el ahorro público y con ello el ahorro neto de la economía, deteriora la cuenta corriente (Bussière *et al*, 2005: 7) (Schmitt-Grohé y Uribe, 2012: 171-199). Por su parte, la apreciación real del peso deteriora la cuenta corriente al reducir la competitividad de los productos mexicanos en los mercados internacionales (Cheung *et al*, 2013: 8).

Del análisis impulso respuesta del SVAR(4) se encontró que el efecto de un choque en el balance presupuestario es ambiguo, pues en el quinto periodo mejora la cuenta corriente, mientras que en el tercero y séptimo la deteriora. Encontramos que la cuenta corriente responde de manera positiva a choques en el tipo de cambio real, mientras que la moneda se aprecia en términos reales ante choques en la cuenta corriente. Por otra parte, al realizar el análisis de descomposición de la varianza encontramos que el balance presupuestario contribuye en un 24% a la varianza de la cuenta corriente, mientras que el tipo de cambio real lo hace en 5.5%.

Este trabajo está dividido en 5 secciones: la primera corresponde a la introducción, en la segunda se presentan los aspectos teóricos que abordan la relación entre el déficit presupuestario y la cuenta corriente así como también se realiza una revisión de la literatura que ha abordado esta problemática; en la tercera se lleva a cabo el análisis de los hechos estilizados de las variables. En las secciones cuarta y quinta se presentan y analizan los resultados del modelo econométrico y las conclusiones del trabajo.



## I. Revisión de la Literatura

Partiendo de la identidad básica de las cuentas nacionales para la determinación del PIB por el lado del gasto en una economía abierta es posible relacionar los balances internos y externos con la economía (De Gregorio, 2007:).

$$Y = C + I + G + X - M \quad (1)$$

Reacomodando términos tenemos

$$X - M = Y - C - G - I \quad (2)$$

La expresión  $C$  y  $G$  son el consumo privado y público, por lo que la expresión  $Y - C - G$  es igual al ahorro de la economía  $S$ , el cual a su vez se puede dividir en ahorro privado y gubernamental, de manera que:

$$Y - C - G = S = S_{pri} + S_{pub} \quad (3)$$

Sustituyendo (3) en (2):

$$X - M = S - I = S_{pri} + S_{pub} - I \quad (4)$$

La cuenta corriente se define como la suma del balance comercial, la balanza de rentas y las transferencias netas (Schmitt-Grohé y Uribe, 2012: 5). Sin embargo, suele asumirse a la balanza comercial como *proxy* de la cuenta corriente (Kim y Roubini, 2008: 365-366). De ahí que podemos reescribir a (4):

$$CC = S - I = S_{pri} + S_{pub} - I \quad (5)$$

Si dividimos la Inversión en inversión privada y pública  $I = I_{pri} + I_{pub}$ , tenemos una expresión que relaciona el saldo privado y público con la cuenta corriente (Abbas *et al*, 2011: 3):

$$CC = (S_{pri} - I_{pri}) + (S_{pub} - I_{pub}) \quad (6)$$

De acuerdo a Ramos y Rincón (2000) y Abbas *et al* (2011) son dos los enfoques que han abordado la relación entre la política fiscal y la cuenta corriente:

1. El primero basado en el enfoque keynesiano del modelo Mundell-Fleming para una economía abierta.
2. El segundo basado en un enfoque de respuesta intertemporal de los agentes, en el cual entran los modelos de Agente Representativo y de Generaciones Traslapadas (Obstfeld y Rogoff, 1998).

En sintonía al modelo Mundell-Fleming, el balance de la cuenta corriente y el balance fiscal se mueven en la misma dirección (Uz, 2010). Cuando se supone perfecta movilidad de capital y tipo de cambio flexible, el incremento del déficit presupuestario conduce al incremento de la tasa de interés y con ello del diferencial de tasa de interés, lo cual tiene como consecuencia entradas de flujos de capital que aprecian la moneda local y el eventual deterioro de la cuenta corriente al ocasionar pérdidas de competitividad de los bienes de exportación. Por otro lado, de acuerdo a Abbas *et al* (2011) sostienen que el déficit público puede tener impactos desfavorables sobre la cuenta corriente al alterar el tipo de cambio real. Si el incremento del déficit público aumenta la demanda de bienes domésticos (o no transables) en relación a los bienes extranjeros (o transables), el tipo de cambio real se aprecia deteriorando con ello la cuenta corriente.

Con respecto al enfoque intertemporal, los modelos de Agente Representativo indican que la política fiscal no tiene efecto alguno sobre la cuenta corriente. En efecto, un desbalance gubernamental (esto es, la reducción de los impuestos) no tiene ningún impacto sobre las decisiones de consumo e inversión de los agentes, y deja intacta la asignación de los recursos, puesto que cada impuesto pospuesto en el periodo actual lo tendrán que pagar, con intereses, en periodos siguientes el mismo grupo de contribuyentes del periodo actual<sup>2</sup> (Obstfeld y Rogoff, 1998: 131). De manera que un cambio en el ahorro gubernamental es compensado exactamente por un cambio en el ahorro privado.

---

<sup>2</sup> Obstfeld y Rogoff (1998: 131) ejemplifican esto señalando que si el gobierno baja los impuestos en  $dT$  en el periodo 1 y los incrementa después en  $(1+r)dT$  en el periodo 2, los agentes privados incrementarán su ahorro en el periodo 1 precisamente en  $dT$  para hacer frente al posterior incremento impositivo sin perturbar sus planes de consumo óptimos. La neutralidad de la política fiscal sobre la asignación de recursos de los agentes se le denomina en la literatura como “La Equivalencia Ricardiana” (De Gregorio, 2007: 148-150).

Sin embargo, los modelos de generaciones traslapadas tienen conclusiones distintas sobre la relación entre política fiscal y cuenta corriente. En este tipo de modelos, el déficit fiscal transfiere ingresos de generaciones futuras a las generaciones actuales (jóvenes y ancianos), generando con ello el incremento del consumo agregado de la economía, ocasionando así el deterioro de la cuenta corriente (Obstfeld y Rogoff, 1998: 140). En este tipo de modelos la llamada Equivalencia Ricardiana falla. No hay nadie que pueda responder ante el eventual incremento de impuestos en el futuro, puesto que las generaciones que cargan con el costo de la deuda emitida por el gobierno para financiar su transferencia hacia los jóvenes y ancianos del periodo inicial aún no han nacido.

Los enfoques descritos anteriormente sustentan teóricamente utilizar al balance primario y al tipo de cambio real como variables explicativas de la cuenta corriente en México.

En años recientes la relación entre la cuenta corriente y el déficit presupuestal ha sido abordada ampliamente. Bussière et al (2005) realizan un modelo panel para 21 economías de la OCDE para el periodo 1960- 2003 con el cual evalúan la relevancia del déficit presupuestario y los choques de productividad en la determinación de la cuenta corriente. Los autores concluyen que el efecto del déficit presupuestario sobre la cuenta corriente es débil comparado con el impacto que tienen los choques de productividad.

Abbas *et al* (2011) examinan la relación entre la política fiscal y la cuenta corriente mediante la estimación de un panel por efectos fijos y un modelo VAR para panel. El estudio se realiza para una muestra de 88 países, 30 de ellos considerados como avanzados y emergentes y 58 países de ingresos bajos. Abbas *et al* (2011: 19) concluyen que en promedio, para la muestra de países seleccionados, el fortalecimiento en el balance fiscal de un punto porcentual del PIB ocasiona un mejoramiento de la cuenta corriente entre el 0.3 y 0.4 % del PIB, efecto que se hace más fuerte cuando las economías tienen tipos de cambio flexibles y cuando el nivel inicial de deuda de los países está arriba del 90% del PIB.

Kumhof y Laxton (2013) , motivados por las políticas fiscales expansivas aplicadas por varias economías en el mundo para responder a la crisis de 2008, analizan las implicaciones que tienen los déficits fiscales cuando se vuelven permanentes. Los autores señalan que cuando los déficits fiscales acurren en economías grandes, la tasa de interés mundial tiende

a incrementarse. Por otro lado, Kumhof y Laxton (2013: 2080) concluyen que en el corto plazo el deterioro en la cuenta corriente es aproximadamente igual al 50% del deterioro del déficit fiscal, mientras que en el largo plazo el deterioro de la cuenta corriente es alrededor del 75% para una economía grande y casi del 100% para una economía pequeña.

La investigación se ha centrado también al caso de economías individuales. Tal es el caso del trabajo de Uz (2010) el cual examina mediante un modelo ARDL el efecto, tanto en el largo como en el corto plazo, del tipo de cambio real y del ahorro público y privado sobre la cuenta corriente en Turquía para el periodo 1987.1-2008.2. Uz (2010: 124) concluye que en el corto plazo la apreciación de la moneda mejora la cuenta corriente mientras que en el largo plazo la deteriora; existe una relación positiva entre el ahorro privado y la cuenta corriente, pero esta sólo es significativa en el largo plazo; el déficit presupuestario tiene una relación negativa pero débil con la cuenta corriente.

Para el caso de México sólo se encontró el trabajo de Amieva (2004) en el cual se evalúa el efecto del déficit fiscal y la deuda sobre la estabilidad macroeconómica en el periodo de 1975 a 2002. Para explicar los determinantes de la cuenta corriente, Amieva (2004) desarrolla un modelo macroeconómico por medio de MCO compuesto por 5 regresiones recursivas, con cual encuentra una relación positiva entre los requerimientos financieros del sector público y el déficit en la cuenta corriente. El autor señala que el canal mediante el cual la política tributaria y las formas de financiamiento del déficit impactan a la cuenta corriente es a través de su efecto sobre el ahorro doméstico (Amieva, 2004: 25).

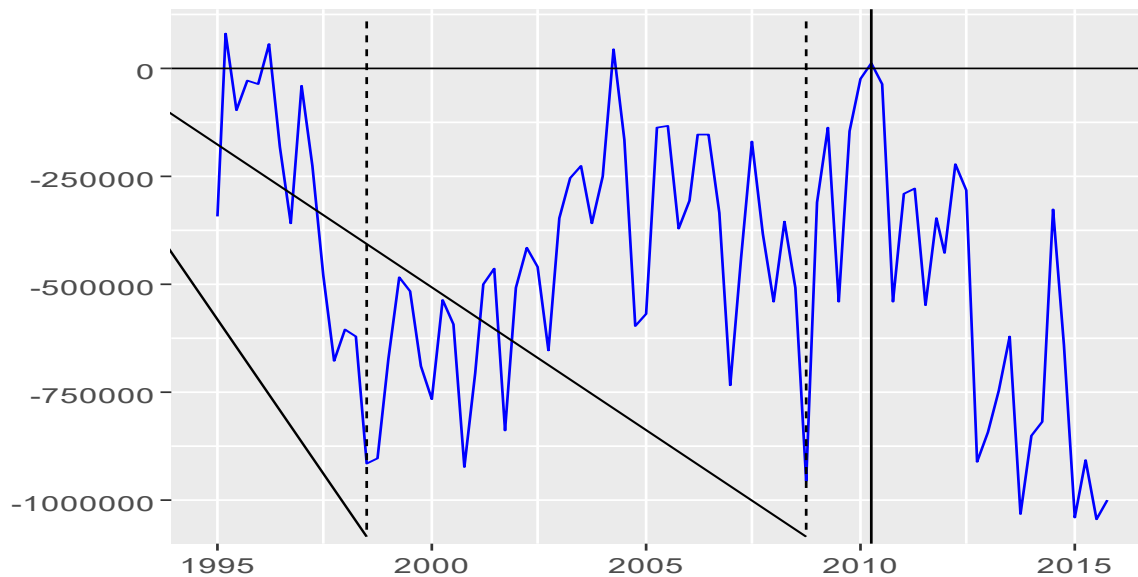
## II. Análisis de Hechos Estilizados

En esta sección se realizará un análisis de los hechos estilizados de las variables a usar en el modelo. Las series de la cuenta corriente así como la del balance presupuestario se presentan en frecuencia trimestral y en millones de pesos a precios de 2008.

La Gráfica 2 muestra el comportamiento de la cuenta corriente en los últimos 19 años. Se aprecian tres periodos relevantes. El primero corresponde a los años posteriores a la crisis de 1994-5, para el cual se aprecia un constante deterioro. El segundo periodo abarca de 1999 a 2010, y se presenta una tendencia a la reducción del déficit de la cuenta corriente. En este periodo se presenta una grave caída en 2008 como consecuencia de la crisis financiera internacional. En tercer periodo recorre de 2011 a 2015 y se caracteriza por presentar una tendencia al deterioro de la cuenta corriente hasta el último trimestre de 2013 y una ligera recuperación en los tres primeros trimestres de 2014.

**Gráfica 2**

**Cuenta Corriente (Millones de pesos a precios de 2008) 1995-2015.**



Fuente: BIE (Banco de Información Económica), INEGI.

El Cuadro 1 desglosa la cuenta corriente al mostrar los saldos del balance de bienes, del de servicios y el de rentas, además de presentar las transferencias netas. Observamos que en los

últimos catorce años los saldos de los tres balances han sido deficitarios. Mientras que el saldo negativo del balance de bienes se ha reducido, los saldos negativos de los balances de bienes y de rentas han tendido a incrementarse, este último en mayor medida que el saldo del balance de bienes. Cabe señalar que las transferencias netas han tenido un comportamiento sobresaliente en los últimos 14 años pues se han venido incrementando de manera sostenida.

**Cuadro 1**

**Composición de la Cuenta Corriente (Miles de millones de dólares)**

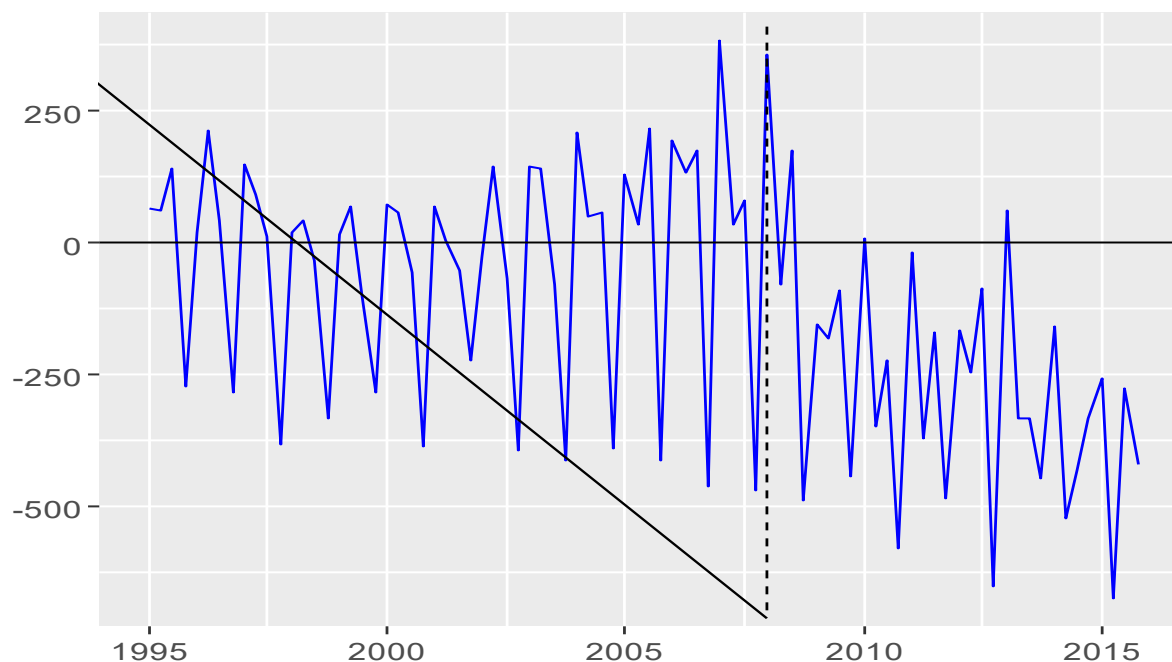
	<b>1995</b>	<b>2000</b>	<b>2005</b>	<b>2010</b>	<b>2014</b>
<b>Balance de Bienes</b>					
<b>Exportaciones</b>	19.91	41.60	53.66	74.71	99.47
<b>Importaciones</b>	-18.16	-43.69	-55.57	-75.45	-100.11
<b>Saldo</b>	1.75	-2.09	-1.92	-0.74	-0.64
<b>Balance de Servicios</b>					
<b>Exportaciones</b>	2.42	3.37	3.93	3.81	5.26
<b>Importaciones</b>	-2.38	-4.26	-5.70	-6.45	-8.73
<b>Saldo</b>	0.03	-0.90	-1.77	-2.64	-3.47
<b>Balance de Bienes y Servicios</b>	1.79	-2.99	-3.68	-3.38	-4.11
<b>Balance de Rentas</b>					
<b>Entradas</b>	0.93	1.50	1.20	2.70	2.25
<b>Salidas</b>	-4.10	-4.95	-5.30	-5.97	-10.48
<b>Saldo</b>	-3.17	-3.45	-4.09	-3.26	-8.23
<b>Transferencias Netas</b>	0.99	1.75	5.53	5.38	5.73
<b>Saldo de Cuenta Corriente</b>	-0.39	-4.69	-2.24	-1.26	-6.61

Fuente: BIE (Banco de Información Económica), INEGI..

La Gráfica 3 presenta el comportamiento del Balance Presupuestario y es posible analizar su comportamiento dividiendo la serie en dos grandes periodos. El primero recorre de 1997 a 2007, en el que el balance presupuestario presenta un nivel de déficit similar en el horizonte de análisis, mientras que el segundo comienza a partir de 2007 cuando el balance comenzó a deteriorarse, dando lugar a que a partir de 2009 este fuera deficitario.

### Gráfica 3

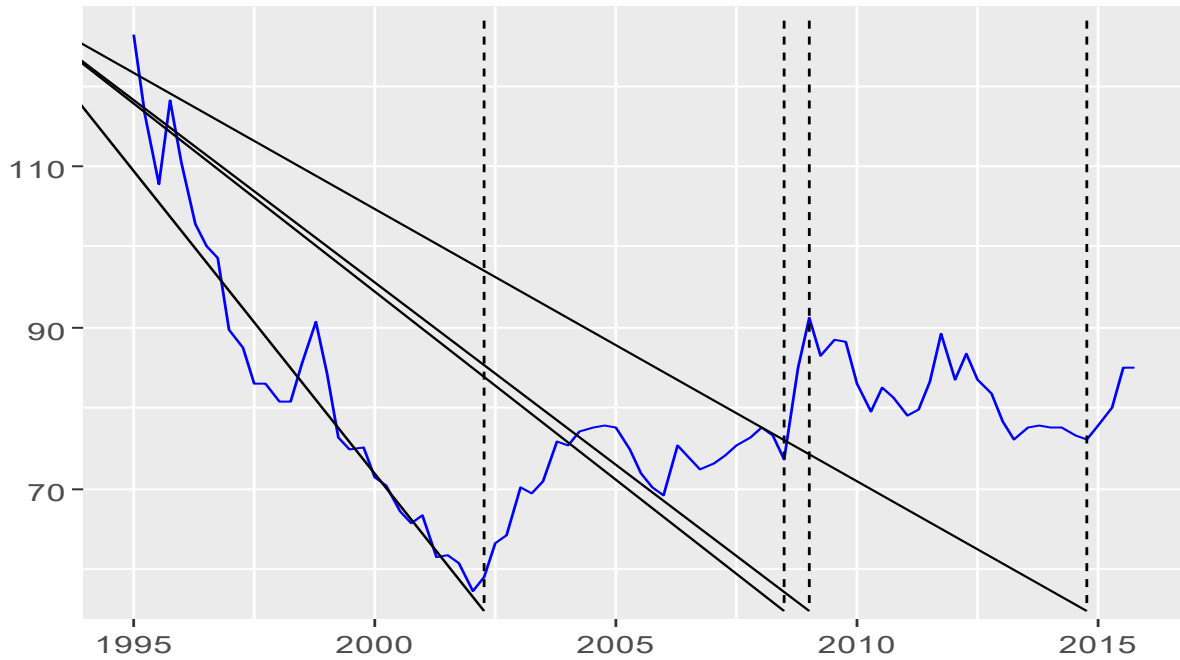
#### Balance presupuestario (Millones de pesos a precios de 2008) 1995.II-2015.IV



Fuente: BIE (Banco de Información Económica), INEGI.

La Gráfica 4 muestra el comportamiento del Tipo de Cambio Real el cual presentó una fuerte apreciación de 1997 a 2002 del 46%. De 2002 a 2003 se depreció en 17%, y se mantuvo estable hasta el tercer trimestre de 2008, fecha de en la que detona la crisis de 2008 y que ocasionó una depreciación real del 27% en el lapso del tercer trimestre de 2008 al primer trimestre de 2009. De 2009 a 2014 presentó nuevamente una tendencia a la apreciación. Sin embargo, del último trimestre de 2014 al último trimestre de 2015, ha presentado una fuerte depreciación real.

**Gráfica 4. Tipo de cambio real 1995-2015.**



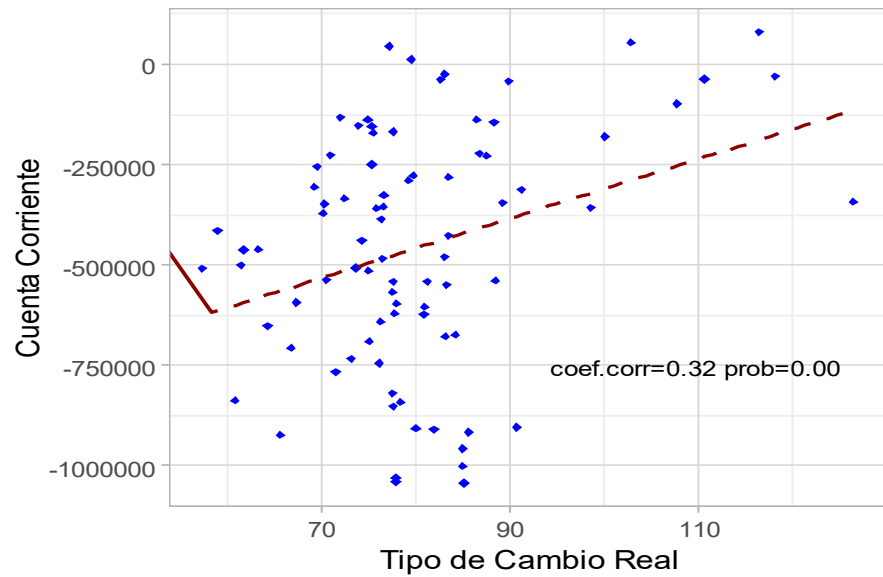
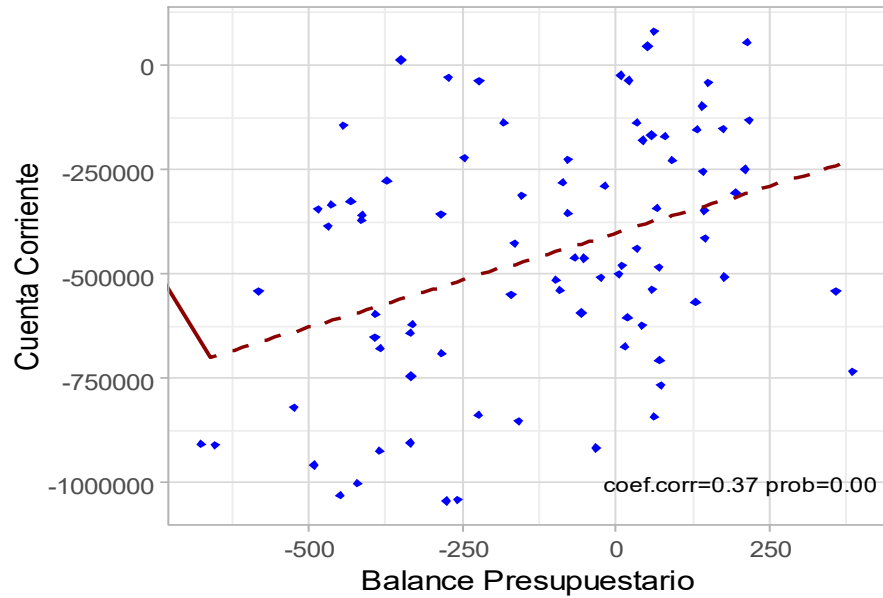
Fuente: BIE (Banco de Información Económica), INEGI.

En la Gráfica 5 se presentan los diagramas de dispersión de la cuenta corriente contra el balance presupuestario y el tipo de cambio real. Observamos que existe una relación positiva entre la cuenta corriente y el balance presupuestario, además que el coeficiente de correlación es estadísticamente significativo para todo el periodo. La cuenta corriente y el tipo de cambio real presentan también una relación positiva y significativa, ya que el coeficiente de correlación es estadísticamente significativo.



### Gráfica 5

**Diagramas de Dispersión del saldo de la Cuenta Corriente vs Balance Primario y de la Cuenta Corriente vs Tipo de Cambio Real.**



Fuente: BIE (Banco de Información Económica), INEGI.

### III. Aspectos Econométricos

La metodología VAR surge de la crítica de Sims (1980) a lo que él llamó “las increíbles restricciones de identificación” que predominaban en los tradicionales sistemas de ecuaciones simultáneas de la Comisión Cowles (Enders, 2014: 290). Para dar solución al problema de identificación, Sims (1980) propuso especificar vectores autoregresivos, los cuales son modelos multivariados donde todas las variables entran como “endógenas” y son rezagadas por un número determinado de rezagos (Amisano y Giannini, 1998 : 2). Podemos definir un VAR (1) en forma reducida como:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

Donde  $y_t$  es un vector  $n \times 1$  que contiene a cada una de las variables incluidas en el VAR,  $A_0$  es un vector  $n \times 1$  de términos determinísticos desconocidos,  $A_1$  es una matriz  $n \times n$  que contiene los coeficientes de las variables rezagadas del VAR y  $e_t$  es un vector  $n \times 1$  de innovaciones.

La metodología VAR supone (Amisano y Giannini, 1998 : 3) :

- i. Las variables son estacionarias
- ii.  $e_t \sim IMN(0, \Sigma)$
- iii.  $E(e_t) = 0$
- iv.  $E(e_t e_t') = \Sigma^3$   $det(\Sigma) \neq 0$
- v.  $E(e_t e_s') \neq [0]$   $s \neq t$

Los puntos ii-v indican que  $e_t$  es un vector de errores ruido blanco normalmente distribuidos.

De la expresión (1) podemos observar que no existen efectos contemporáneos entre las variables del modelo, pues sólo se incluyen los rezagos de éstas. Los efectos instantáneos

---


$${}^3\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \cdots & \sigma_{1,t} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{t,1} & \cdots & \sigma_{t,t}^2 \end{bmatrix}$$

son capturados por la estructura de la matriz de varianzas-covarianzas del vector de innovaciones  $\varepsilon_t$ , en la cual se permite estén correlacionadas contemporáneamente.

La expresión (1) no es más que una reparametrización del sistema VAR primitivo (Enders, 2014 : 290). Un VAR(1) en su forma primitiva se define como:

$$By_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde la matriz  $B$  contiene los efectos contemporáneos entre las variables,  $\Gamma_0$  es un vector que contiene elementos determinísticos,  $\Gamma_1$  es una matriz de los parámetros de las interacciones rezagadas entre las variables y  $\varepsilon_t$  es un vector de términos de error, para los cuales se supone que son ruido blanco y no están correlacionados entre sí<sup>4</sup>.

Premultiplicando la expresión (2) por  $B^{-1}$  obtenemos

$$y_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 y_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (3)$$

Sea  $A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ ,  $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$  y  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ , podemos observar claramente que la forma reducida de un VAR no es más que una reparametrización del VAR primitivo. Esto es:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + e_t$$

Para obtener los efectos contemporáneos de interés entre las variables se deben imponer restricciones en la matriz  $B$ . En la metodología VAR estándar se utiliza la descomposición de Choleski, la cual impone que los elementos por encima de la diagonal principal de la matriz  $B$  sean iguales a cero. Este método tiene la peculiaridad que siempre logra una exacta identificación. Para la exacta identificación del VAR se debe de cumplir que el sistema contenga  $\frac{(n^2-n)}{2}$  restricciones (Enders, 2014: 315), lo cual siempre se logra con la descomposición de Choleski. Recobrados los efectos contemporáneos, es posible construir

---

<sup>4</sup>  $B = \begin{bmatrix} 1 & \dots & b_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{k1} & \dots & 1 \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ \vdots \\ b_{k0} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \dots & \gamma_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{k1} & \dots & \gamma_{kk} \end{bmatrix}$

las funciones impulso respuesta y la descomposición de varianza, mediante los cuales realizamos el análisis de las interrelaciones dinámicas entre las variables de estudio.

Sin embargo, la descomposición de Choleski carece de sentido económico y responde únicamente a las necesidades estadísticas de identificación para la estimación del modelo VAR en su forma reducida. Cuando realizamos una identificación distinta a la de Choleski en la matriz B, basándonos en las relaciones entre variables que provienen de la teoría económica, estamos bajo la metodología del VAR estructural (SVAR).

De acuerdo a Amisano y Giannini (1998 :23), el sistema estructural puede representarse mediante dos matrices (A y B) de la siguiente manera:

$$A\varepsilon_t = Be_t$$

Donde  $\varepsilon_t$  representa el vector de errores del modelo VAR reducido, mientras que  $e_t$  es el vector que contiene los errores del VAR primitivo. La matriz B contiene las relaciones contemporáneas de interés, mientras que la matriz A es la identidad.

Para obtener las relaciones contemporáneas entre las variables debemos imponer restricciones a la matriz B, las cuales provienen de la teoría económica. Como se mencionó anteriormente, para la exacta identificación del VAR estructural se debe de cumplir que el sistema contenga  $\frac{(n^2-n)}{2}$  restricciones. Si contiene más restricciones, el sistema está sobreidentificado. En la siguiente sección se realiza la estimación del SVAR .

#### IV. Resultados Empíricos y Discusión

Se estimó un modelo VAR(4) con un conjunto de información  $Z = \{CC_t, BP_t, TCR_t\}$ <sup>5</sup> para conocer el efecto que tiene el balance primario sobre la cuenta corriente en el periodo 1995Q2-2015Q4. Las series de la cuenta corriente y del tipo de cambio real resultaron ser  $I(1)$  (Anexo 1), es decir no estacionarias en nivel, de manera que para la estimación se utilizaron en primeras diferencias.

A continuación se presentan los resultados de las pruebas de correcta especificación:

Raíz inversa máxima del polinomio característico= 0.9994; Urzúa= 19.75 (0.75); Lutkepohl= 2.48 (0.87); Doornik-Hansen= 3.32 (0.76); LM(27)= 10.65 (0.30); White n.c= 156.34 (0.34).

De lo anterior podemos afirmar que la estimación es estadísticamente adecuada.

Para realizar el análisis impulso respuesta, se estimó un VAR(4) restringido, es decir, un SVAR(4). De la sección anterior sabemos que el sistema estructural puede representarse mediante dos matrices (A y B) de la siguiente manera:

$$A\varepsilon_t = Be_t$$

Donde  $\varepsilon_t$  representa el vector de errores del modelo VAR reducido, mientras que  $e_t$  es el vector que contiene los errores del VAR primitivo. La matriz B contiene las relaciones contemporáneas de interés, mientras que la matriz A es la identidad.

Para obtener las relaciones contemporáneas entre las variables debemos imponer restricciones a la matriz B, las cuales provienen de la teoría económica. Para la exacta identificación del VAR estructural se debe de cumplir que el sistema contenga  $\frac{(n^2-n)}{2}$  restricciones (Enders, 2014: 315). En nuestro caso el número de restricciones que permite la exacta identificación es igual a 3.

---

<sup>5</sup> Donde  $CC_t$ =Cuenta corriente en millones de pesos a precios de 2008,  $TCR_t$ = Tipo de cambio real, base 1990=100,  $BP_t$ =Balance presupuestario del gobierno a miles de pesos a precios de 2008. La estimación del VAR(4) incluyó una variable *DUMMIE* que tomó valores de uno para los periodos 2009Q1 y 2014Q3. Se definió utilizar 4 rezagos dado a los criterios de información indicaron que este era el número óptimo.

Restringimos la matriz B de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{CC_t} \\ e_{BP_t} \\ e_{TCR_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{CC_t} \\ \varepsilon_{BP_t} \\ \varepsilon_{TCR_t} \end{bmatrix}$$

Así, las innovaciones quedan definidas:

$$\varepsilon_{CC_t} = b_{11}e_{CC_t} + b_{12}e_{BP_t} + b_{13}e_{TCR_t} = 182348.5e_{CC_t} - 25611e_{BP_t} + 38557e_{TCR_t}$$

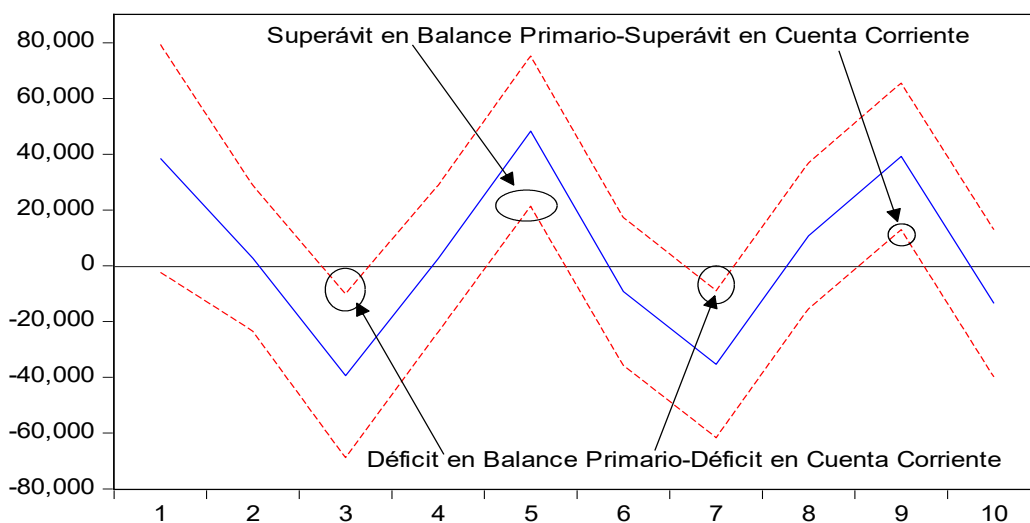
$$\varepsilon_{TCR_t} = b_{22}e_{TCR_t} + b_{23}e_{BP_t} = 3.43e_{TCR_t} - 0.2606e_{BP_t}$$

$$\varepsilon_{BP_t} = b_{33}e_{BP_t}^6 = 113e_{BP_t}$$

Con esta estructura de innovaciones, realizamos el análisis de impulso respuesta el cual muestra cómo responde una variable ante un choque aleatorio igual a una desviación estándar de alguna de las variables. Como se observa, por lo menos en el corto plazo, el efecto de un choque en el balance presupuestario es ambiguo, pues en el quinto y noveno periodo mejora la cuenta corriente, mientras que en el tercero y séptimo la deteriora (Gráfica 6).

**Gráfica 6**

**Respuesta de la Cuenta Corriente al Balance Presupuestario**

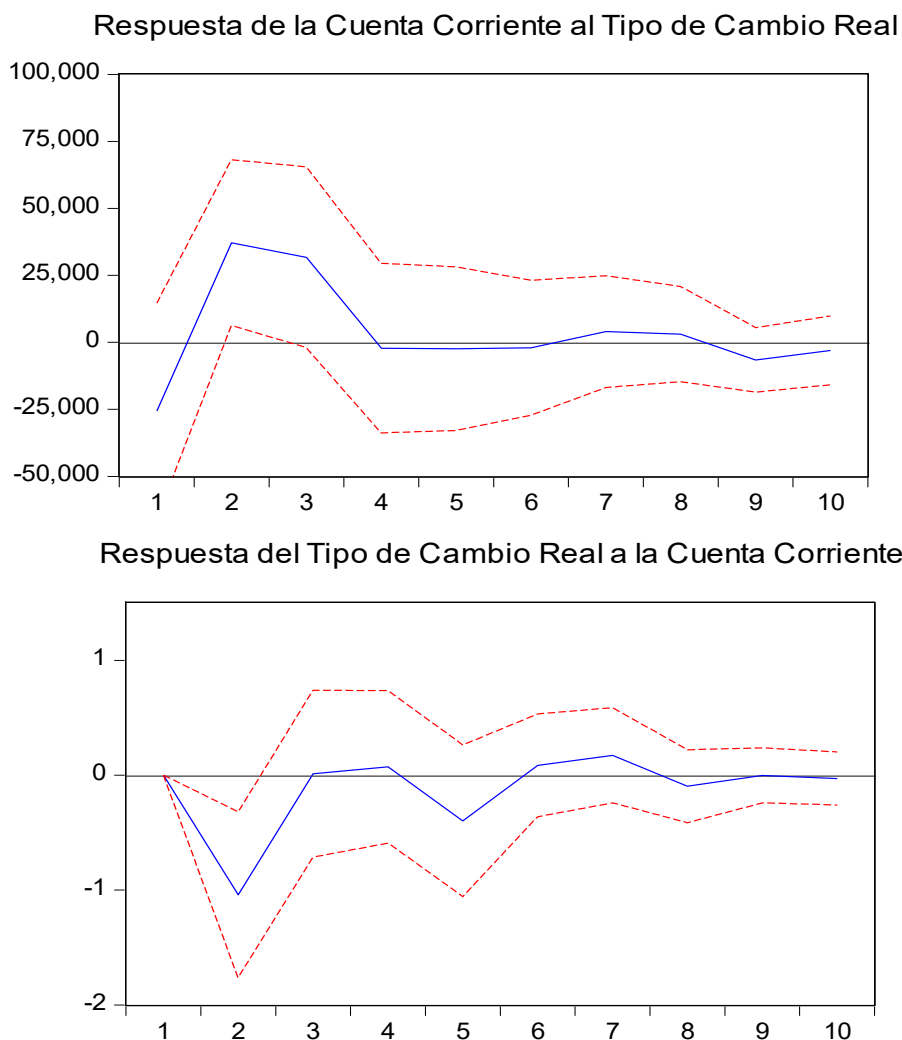


<sup>6</sup> Es decir, las innovaciones del balance presupuestario se explican únicamente por los choques aleatorios de esta variable. Esto se sustenta en el hecho que el balance presupuestario resultó ser exógena (Anexo II).

Adicionalmente, encontramos dos resultados importantes del análisis de la función de impulso respuesta (Gráfica 7): 1) la cuenta corriente responde de manera positiva a choques en el tipo de cambio real y 2) el tipo de cambio real se aprecia ante choques en la cuenta corriente. El primer resultado es consistente con lo que dicta la teoría, pues el incremento del tipo de cambio real mejora la competitividad de los bienes de exportación producidos localmente. Sin embargo, este efecto solamente se presenta en el segundo periodo y enseguida se vuelve insignificante. Por otro lado, la apreciación real de la moneda ante un choque en la cuenta corriente puede explicarse a la mayor entrada de capitales que significa una posición superavitaria de dicha cuenta.

**Gráfico 7**

**Funciones de impulso respuesta: Cuenta Corriente y Tipo de Cambio Real**



En seguida realizamos el análisis de la descomposición de la varianza del pronóstico del error . Los resultados se presentan en el Cuadro 2. En el primer periodo la varianza de la cuenta corriente se explica en 93.95% a sí misma, mientras que el balance presupuestario la explica en 4.20 % y el tipo de cambio real en 1.85. En la medida que expandimos el horizonte de pronóstico la contribución del balance presupuestario a la varianza de la cuenta corriente se incrementa de forma importante y significativa, pues para el quinto periodo el balance presupuestario explica la varianza de la cuenta corriente en 10%, mientras que para el periodo 20 y 30 la explica en 22% y 24%, respectivamente. De manera contraria, la contribución del tipo de cambio real es apenas marginal y se estanca desde el periodo 10 en alrededor de 5%.

**Cuadro 2**

**Descomposición de la varianza de la cuenta corriente**

<b>Periodo</b>	$CC_t$	$TCR_t$	$BP_t$
<b>1</b>	<b>93.95</b>	1.85	4.20
<b>5</b>	<b>83.10</b>	6.11	10.78
<b>10</b>	<b>78.11</b>	5.87	16.02
<b>15</b>	<b>74.64</b>	5.77	19.59
<b>20</b>	<b>72.78</b>	5.68	21.54
<b>30</b>	<b>70.56</b>	5.59	23.86

Por su parte, de acuerdo a los Cuadros 3 y 4 se aprecia que las variaciones tanto del tipo de cambio real como del balance presupuestario se explican por sus propios choques aleatorios.



**Cuadro 3****Descomposición de la varianza del balance presupuestario**

<b>Periodo</b>	$CC_t$	$BP_t$	$TCR_t$
<b>1</b>	0	<b>100</b>	0
<b>5</b>	2.60	<b>96.33</b>	1.07
<b>10</b>	3.94	<b>94.73</b>	1.33
<b>15</b>	4.15	<b>94.41</b>	1.44
<b>20</b>	3.95	<b>94.65</b>	1.40
<b>30</b>	3.40	<b>95.38</b>	1.22

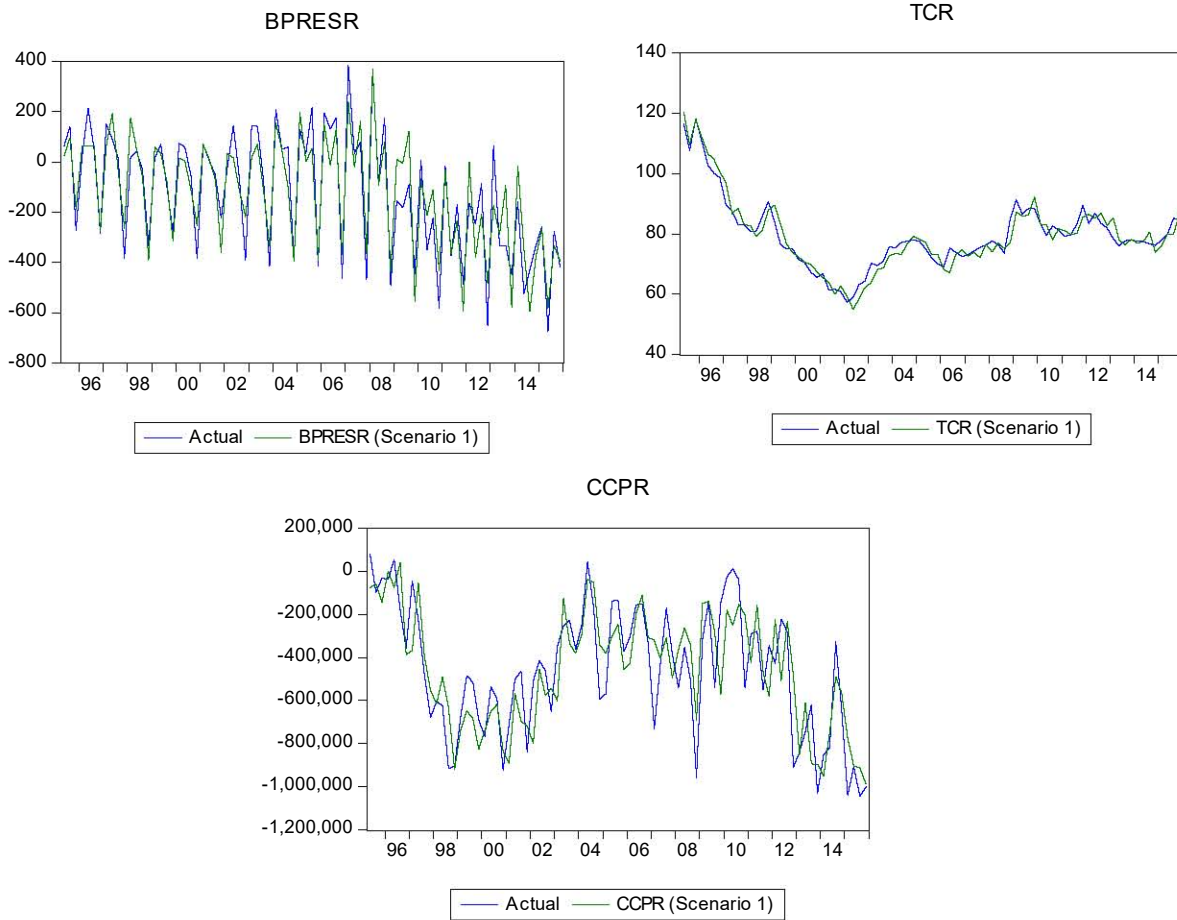
**Tabla 4.- Descomposición de la varianza del tipo de cambio real**

<b>Periodo</b>	$CC_t$	$BP_t$	$TCR_t$
<b>1</b>	0.00	0.57	<b>99.43</b>
<b>5</b>	8.83	2.54	<b>88.63</b>
<b>10</b>	8.93	4.16	<b>86.91</b>
<b>15</b>	8.91	5.30	<b>85.79</b>
<b>20</b>	8.89	6.26	<b>84.85</b>
<b>30</b>	8.78	8.17	<b>83.04</b>

Dicho sea de paso, la simulación histórica del modelo SVAR(4) muestra un ajuste adecuado con los datos observados (Gráfico 8)

## Gráfico 8

### Simulación histórica del sistema SVAR(4)



## ***VI. Conclusiones***

A fin de identificar el efecto del déficit presupuestario gubernamental sobre la cuenta corriente en México se planteó un modelo SVAR(4). Del análisis impulso respuesta se encontró que, en el corto plazo, el efecto de un choque en el balance presupuestario es ambiguo, pues en el quinto periodo mejora la cuenta corriente, mientras que en el tercero y séptimo la deteriora. Adicionalmente encontramos que la cuenta corriente responde de manera positiva a choques en el tipo de cambio real, mientras que la moneda se aprecia en términos reales ante choques en la cuenta corriente. Por otra parte, al realizar el análisis de descomposición de la varianza encontramos que el balance presupuestario contribuye en un 24% a la varianza de la cuenta corriente, mientras que el tipo de cambio real lo hace en 5.5%.

Los resultados anteriores dan lugar a señalar que la política fiscal debe manejarse con especial cuidado, y más aún cuando el contexto internacional, dominado por bajos precios de los hidrocarburos y por la incertidumbre que trae consigo la normalización de la política monetaria en los Estados Unidos, es adverso. En este sentido, la política fiscal se convierte en un instrumento poderoso para mantener la estabilidad macroeconómica de México. Es preciso que el déficit primario revierta su tendencia deficitaria pues su efecto sobre la cuenta corriente es importante. De continuar con esta tendencia, la economía mexicana se hace vulnerable para enfrentar la situación internacional.

Esta investigación se limitó al análisis del efecto del balance presupuestario del sector público sobre la cuenta corriente. Para un trabajo posterior y de mayor alcance sería preciso utilizar el balance público el cual incluye al balance primario y adiciona el pago al servicio de la deuda contratada en el periodo anterior, el cual se contabiliza en el saldo del periodo actual del balance público (Galindo y Ríos, 2015: 4).

## REFERENCIAS

- Abbas, S. A., Bouhga-Hagbe, J., Fatás, A., Mauro, P., y Velloso, R. C. (2011). Fiscal policy and the current account. *IMF Economic Review*, 59(4), 603-629.
- Amieva, J. (2004). Déficit fiscal, Deuda y Estabilidad macroeconómica: El caso de México. *XVI Seminario Regional de Política Fiscal*. ILPES , Cepal. Santiago de Chile,
- Amisano, G., & Giannini, C. (1997). *Topics in structural VAR econometrics*. Springer Science & Business Media.
- Aspe, P. (1993). *El camino mexicano de la transformación económica*. FCE, México.
- Bazdresch Parada, C., Buirra, A., Calvo, G., Elizondo Almaguer, E., Esquivel Hernández, G., Fernández, E., ... & Williamson, J. (2010). Análisis comparado sobre la crisis y los rescates financieros de México (1995) y los Estados Unidos (2008). *El Trimestre Económico*, 77(308), 773-828.
- Bussière, M., Fratzscher, M., y Müller, G. J. (2010). Productivity shocks, budget deficits and the current account. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1562-1579.
- Cheung, C., Furceri, D., y Rusticelli, E. (2013). Structural and cyclical factors behind current account balances. *Review of International Economics*, 21(5), 923-944.
- De Gregorio, J. F. (2007). *Macroeconomía: teoría y políticas*. Pearson Educación, México.
- Enders, W. (2014). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
- Galindo, M., y Rios, V. (2015) “Deuda Pública:” en *Serie de Estudios Económicos*, Vol. I, Agosto 2015. México DF: México ¿cómo vamos?
- International Monetary Fund. (2015). *World economic outlook database*. Consultada el 14 de Noviembre de 2015. Disponible en:  
<https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/02/weodata/index.aspx>

Kim, S., y Roubini, N. (2008). Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the US. *Journal of International Economics*, 74(2), 362-383.

Kumhof, M., y Laxton, D. (2013). Fiscal deficits and current account deficits. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(10), 2062-2082.

Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38.

Loría, E. (2007). *Econometría con aplicaciones*. Pearson Prentice Hall. México.

Moreno-Brid, J. C., y Ros, J. (2010). *Desarrollo y crecimiento en la economía mexicana: una perspectiva histórica*. Fondo de Cultura Económica (FCE).

Obstfeld, M y Rogoff, K. (1998) *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge: MIT Press

Ramos, J. E., y Rincón, H. (2000). El Balance Fiscal y el Balance en la Cuenta Corriente en Colombia: Canales de Transmisión y Causalidad. *Borradores de Economía* . Bogotá, Colombia: Banco de la República

Schmitt-Grohé, S., y Uribe, M. (2012). International macroeconomics. *textbook manuscript, Columbia University*.

Uz, I. (2010). Determinants of current account: the relation between internal and external balances in Turkey. *Applied Econometrics and International Development*, 10(2), 115-126

## ANEXO

### I. Pruebas de Raíz Unitaria

Se realizaron las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF) , Phillips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Phillips-Schidt (KPSS) para conocer si las series tienen raíz unitaria. Analizando los resultados de la prueba ADF para las series en nivel, observamos que la cuenta corriente y el balance presupuestario resultaron ser no estacionarias, pues ambas presentaban tendencia estocástica. A pesar que no se detectó raíz unitaria en el tipo de cambio real cuando se evaluó la prueba ADF con los componentes de tendencia e intercepto, si presenta tendencia estocástica de manera que es no estacionaria en nivel. Por su parte, cuando aplicamos la prueba PP a las variables en nivel, ésta revela que el balance presupuestario no tiene raíz unitaria en ningún concepto, por lo que es  $I(0)$ , es decir, estacionaria en nivel. Este resultado es más confiable que el obtenido por la prueba ADF,, pues permite la existencia de un cambio estructural. El tipo de cambio real y la cuenta corriente no presentaron raíz unitaria cuando se realizó la prueba PP con intercepto y tendencia, pero sí cuando se realizó sin estos componentes, de manera que las series presentan tendencia estocástica en nivel, es decir, son no estacionarias.

La prueba KPSS define como hipótesis nula que la serie es estacionaria. De aquí que la hipótesis nula no puede ser rechazada cuando el estadístico calculado se encuentra por debajo del estadístico crítico. Esta prueba sugiere que la cuenta corriente no puede rechazar la hipótesis de estacionariedad en niveles, en tanto que el balance presupuestal tampoco la puede rechazar cuando se evalúa con intercepto y tendencia. Para el tipo de cambio real no se encuentra evidencia para no rechazar la hipótesis nula.

Cuando se les aplicó la primera diferencia, las pruebas en todos los casos concluyeron que las variables son estacionarias, por lo que podemos concluir que son  $I(1)$ .

En resumen, después de aplicar la batería de pruebas, se concluye que las series de la cuenta corriente así como la del tipo de cambio real son  $I(1)$ , mientras que podemos considerar al balance presupuestario como  $I(0)$ , puesto que tanto las pruebas PP y KPSS así lo confirman.

### Cuadro 1.- Pruebas Dickey Fuller Aumentada de Raíz Unitaria

Concepto	VARIABLES EN NIVEL					
	Prueba Augmented Dickey-Fuller (ADF)					
	BPRESR	Prob	CC	Prob	TCR	Prob
Intercepto y Tendencia	-0.07	0.9474	-2.06	0.2575	-3.58**	0.0083
Tendencia	-1.28	0.8833	-2.46	0.3455	-3.60**	0.0353
Sin intercepto ni tendencia	0.95	0.9082	-0.20	0.6075	-1.22	0.2007
	Prueba Phillips-Perron (PP)					
Intercepto y Tendencia	-8.92**	0	-3.95**	0.0026	-3.54**	0.0092
Tendencia	-11.44**	0.0001	-4.51**	0.0027	-3.57**	0.0383
Sin intercepto ni tendencia	-7.08**	0	-1.44	0.1382	-1.16	0.2205
	Prueba KPSS					
Intercepto y Tendencia	0.1427	0.146	0.13	0.14	0.22**	0.14
Intercepto	1.46**	0.46	0.23	0.46	0.26	0.46
Concepto	VARIABLES EN PRIMERAS DIFERENCIAS					
	Prueba Augmented Dickey-Fuller (ADF)					
	BPRESR	Prob	CC	Prob	TCR	Prob
Intercepto y Tendencia	-27.12**	0.0001	-11.11**	0.0001	-7.82**	0
Tendencia	-27.14**	0.0001	-11.04**	0	-8.05**	0
Sin intercepto ni tendencia	-26.86**	0	-11.10**	0	-7.85**	0
	Prueba Phillips-Perron (PP)					
Intercepto y Tendencia	-34.14**	0.0001	-10.62**	0.0001	-7.82**	0
Tendencia	-33.85**	0.0001	-10.54**	0	-8.05**	0
Sin intercepto ni tendencia	-33.75**	0	-10.65**	0	-7.85**	0

Nota: \*\* significa que se rechaza la hipótesis nula que la serie tiene raíz unitaria a un nivel de significancia del 5%.

Concepto	<b>VARIABLES EN PRIMERAS DIFERENCIAS</b>					
	Prueba KPSS					
	BPRESR	LM-Stat	CC	LM-Stat	TCR	LM-Stat
Intercepto y Tendencia	0.077	0.14	0.32	0.46	0.06	0.46
Intercepto	0.11	0.46	0.11	0.14	0.05	0.14

Nota: \*\* significa que se rechaza la hipótesis nula que la serie tiene raíz unitaria a un nivel de significancia del 5%.



## II. Prueba de Exogeneidad

En esta sección se realiza la prueba de exogeneidad del balance presupuestario.

Esta prueba se construye en dos pasos:

1. Se sobreidentifica el SVAR y se realiza una prueba ji-cuadrada para saber si conjuntamente está sobreidentificación es válida.
2. Se realiza la prueba de causalidad en sentido de Granger de la variable de interés con el resto de las variables del sistema.

1.- Se realiza la sobreidentificación. El estadístico Ji-Cuadrada es igual a 0.4768 y su probabilidad de 0.48, por lo tanto, la sobreidentificación es válida.

Structural VAR Estimates  
 Date: 05/23/16 Time: 12:14  
 Sample: 1995Q2 2015Q4  
 Included observations: 83  
 Estimation method: method of scoring (analytic derivatives)  
 Convergence achieved after 1 iterations  
 Structural VAR is over-identified (1 degrees of freedom)

---

Model:  $Ae = Bu$  where  $E[uu'] = I$   
 Restriction Type: short-run pattern matrix

A =

1	0	0
0	1	0
0	0	1

B =

C(1)	C(2)	C(4)
0	C(3)	0
0	0	C(5)

---

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C(1)	182348.5	14152.99	12.88410	0.0000
C(2)	36613.44	20216.07	1.811105	0.0701
C(3)	113.1468	8.781897	12.88410	0.0000
C(4)	-25685.26	20114.38	-1.276960	0.2016
C(5)	3.443774	0.267289	12.88410	0.0000

---

Log likelihood -1853.867

LR test for over-identification:

Chi-square(1)	0.476819	Probability	0.4899
---------------	----------	-------------	--------

---

Estimated A matrix:

1.000000	0.000000	0.000000
0.000000	1.000000	0.000000
0.000000	0.000000	1.000000

Estimated B matrix:

182348.5	36613.44	-25685.26
0.000000	113.1468	0.000000
0.000000	0.000000	3.443774

---

2.- En seguida se realiza la prueba de causalidad en sentido de Granger.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/23/16 Time: 12:29

Sample: 1995Q2 2015Q4

Included observations: 83

Dependent variable: D(CCPR)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
BPRESR	11.55655	4	0.0210
D(TCR)	11.70007	4	0.0197
All	28.26921	8	0.0004

Dependent variable: BPRESR

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(CCPR)	4.919296	4	0.2957
D(TCR)	1.700075	4	0.7907
All	6.769271	8	0.5617

Dependent variable: D(TCR)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(CCPR)	9.048701	4	0.0599
BPRESR	6.386700	4	0.1721
All	16.53767	8	0.0353

La hipótesis nula de la prueba es que no existe precedencia estadística, es decir, no existe causalidad en el sentido de Granger. De aquí que podemos señalar que ninguna de las variables del sistema precede estadísticamente al balance presupuestario. Dicho sea de paso, el balance presupuestario causa en sentido de Granger a la cuenta corriente a un nivel de significancia del 5%.