

UNA PRUEBA ECONOMÉTRICA DEL ENFOQUE MODERNO DE LA CUENTA CORRIENTE EN MÉXICO*

Raúl Aníbal Feliz
El Colegio de México/CIDE

Laura Vargas
Centro de Investigación y Docencia Económicas

Resumen: En este ensayo se derivan y evalúan las implicaciones observables del enfoque moderno de la cuenta corriente de la balanza de pagos en México en el periodo 1950-1991. De acuerdo con este enfoque la cuenta corriente es el resultado de las decisiones óptimas de ahorro e inversión de los agentes económicos. Los resultados de las pruebas econométricas aplicadas a México son consistentes con las implicaciones observables de este enfoque.

Abstract: This paper derives and evaluates the observable implications of the new view of the current account of the balance of payments in Mexico, during the period 1950-1991. According to this view, the current account is a result of the optimal decisions towards saving and investing from economic agents. The results arising from econometric tests applied to Mexico are consistent with the observable implications of this new view.

Introducción

En este ensayo se derivan y evalúan las implicaciones observables del enfoque moderno (Corden, 1993) de la cuenta corriente de la balanza de pagos en México en el periodo de 1950 a 1991.

* Los autores agradecen las sugerencias y críticas formuladas por Pedro Noyola y un dictaminador anónimo.

En el documento se estudia un caso particular de este enfoque. En éste se supone una economía pequeña y abierta, formada por agentes idénticos, de horizonte infinito, de oferta de trabajo inelástica y de mercados de bienes y factores competitivos.

En este modelo la cuenta corriente es un producto de las decisiones óptimas de ahorro e inversión de los agentes económicos. En particular, se demuestra que los déficit de la cuenta corriente deben ser iguales al valor presente de los aumentos anticipados del producto interno bruto, menos el gasto en inversión y el consumo público.

Este resultado supone restricciones no triviales sobre la evolución de corto y de largo plazo de la cuenta corriente, del producto interno bruto, de la inversión y del consumo propio del gobierno. Las restricciones se evalúan por medio de una variante del enfoque de Campbell y Shiller (1987) de pruebas de modelos de valor presente y expectativas racionales.

Los resultados de tales pruebas en México apoyan ampliamente la versión del enfoque moderno de la cuenta corriente que se estudia en este documento.

En un ensayo reciente Sheffrin y Woo (1990) contrastan un modelo similar en los casos de Bélgica, Dinamarca, Canadá y el Reino Unido durante el periodo 1955-1985. Sus resultados apoyan el enfoque moderno de la cuenta corriente en Bélgica y Dinamarca y lo rechazan en Canadá y el Reino Unido.

El documento consta de cuatro secciones. En la primera se analiza el enfoque moderno de la cuenta corriente. En la segunda sección se derivan las restricciones observables de dicho enfoque. En la tercera se reportan los resultados de las pruebas econométricas y en la cuarta sección se resumen las conclusiones. Al final del documento se incluyen dos apéndices: en el primero se informan los resultados de un experimento de Montecarlo sobre el estadístico de Wald que se utiliza en el ensayo; en el segundo se encuentran los datos estadísticos utilizados para llevar a cabo las pruebas del modelo.

1. Marco de análisis teórico

Se postula una economía no monetaria, pequeña y abierta a los mercados internacionales de bienes y capital, formada por un gran número de

agentes idénticos en sus preferencias, con un horizonte de planeación infinito, donde se produce y consume un bien agregado, y de mercados competitivos de factores.

Se supone que los agentes asignan una cantidad fija de su tiempo a la producción y que su tasa de preferencia intertemporal (ρ) es igual a la tasa de interés del mercado mundial (r^*).

Dados estos supuestos, se verifica el *teorema de separación de Fischer* (Blanchard y Fischer, 1989) según el cual la decisión de consumo de los agentes es independiente de sus decisiones de producción e inversión.

La política fiscal del gobierno es exógena. El gobierno consume G_t unidades del bien agregado. El financiamiento de este gasto se realiza por medio de impuestos y/o deuda pública que no afectan las decisiones de producción e inversión de los agentes.¹

Dados estos supuestos, la decisión de consumo de un *agente representativo* se obtiene de la solución del siguiente problema de optimización:

$$\max_{\{C_t\}} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho} \right)^j U(C_{t+j}) \right], \quad (1)$$

sujeto a la restricción intertemporal:

$$A_{t+1} = (1+r)A_t + (Q_t^n - (C_t + G_t)), \quad (2)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^t A_{t+1} \rightarrow 0. \quad (2.1)$$

En donde $U(\cdot)$ es una función de utilidad neoclásica, A_t es el valor neto de los activos (pasivos) de los agentes y el producto neto

$$Q_t^n \equiv Q_t - I_t \quad (3)$$

Dado este supuesto se verifica el llamado teorema de la Equivalencia Ricardiana (Barro, 1974). De acuerdo con el cual la trayectoria del consumo público es la única variable fiscal relevante en la decisión de consumo de los agentes.

es la diferencia entre el producto interno y el gasto en inversión de las empresas. $E_t[\cdot]$ es el operador de esperanza matemática condicionada a información conocida por los agentes en el periodo t . El producto neto es la parte de la producción de las empresas que queda disponible para el consumo y para la exportación.

La ecuación 2.1 es la condición de solvencia económica de los agentes. Según esta expresión, el valor presente del consumo debe igualarse a la riqueza de los agentes:

$$W_t \equiv \left(A_t + \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j E_t [Q_{t+j}^n - G_{t+j}] \right). \quad (4)$$

Las condiciones de optimalidad del problema de elección anterior son:

$$E_t \left[\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right] = 1, \quad (5)$$

la restricción de presupuesto 2, y la condición de transversalidad 2.1. Si se supone que la función de utilidad es cuadrática (Hall, 1983) se deduce:

$$E_t [C_{t+1}] = C_t, \quad (6)$$

que el valor esperado del consumo agregado per cápita debe ser constante en la trayectoria optimal.

Finalmente, de las ecuaciones 6, 2, 2.1 y 4 se obtiene:

$$C_t = rW_t, \quad (7)$$

el consumo privado, como una fracción constante de la riqueza de los individuos.

Por definición, la *cuenta corriente* es la variación de los activos financieros del país, o la diferencia entre el ingreso nacional y el gasto agregado.

$$CC_t \equiv A_{t+1} - A_t \equiv (Q_t^n + rA_t) - (G_t + C_t). \quad (8)$$

Sustituyendo en esta expresión la ecuación 7 y haciendo algunas operaciones algebraicas, se deriva la siguiente expresión alternativa para el saldo de la cuenta corriente:

$$CC_t = -\sum_{j=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r}\right)^j E_t [\Delta Q_{t+j}^n - \Delta G_{t+j}]. \quad (9)$$

De acuerdo con esta ecuación sólo los cambios transitorios del producto neto y del consumo público afectan a la cuenta corriente. Los déficits (superávits) de la cuenta corriente son producto de incrementos (decrementos) esperados del producto neto y/o decrementos (aumentos) anticipados del consumo público.

2. Una evaluación econométrica

Se supone que el vector de series de tiempo $(\Delta Q_t^n, \Delta G_t)$ posee una representación estocástica lineal y estacionaria. Dado esto, la ecuación 9 predice que la cuenta corriente también posee una representación estocástica lineal y estacionaria.²

En este caso el teorema de Wold asegura la existencia del siguiente modelo lineal y autorregresivo del vector $(\Delta Q_t, \Delta G_t, CC_t)$

$$\begin{pmatrix} a^1(L) & b^1(L) & c^1(L) \\ a^2(L) & b^2(L) & c^2(L) \\ a^3(L) & b^3(L) & c^3(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Q_t^n \\ \Delta G_t \\ CC_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_t^1 \\ u_t^2 \\ u_t^3 \end{pmatrix}, \quad (10)$$

donde sus coeficientes

$$\begin{aligned} \theta^j(L) &= 1 - \theta_1^j L - \dots - \theta_p^j L^p, \\ \theta &= a, b, c, \quad j = 1, 2, 3; \end{aligned}$$

² Esto supone cointegración en las series de tiempo del ingreso nacional, el consumo privado, el consumo público y la formación bruta de capital. En este caso, el vector de cointegración es $(1, -1, -1, -1)$, ya que por definición la cuenta corriente es:

$$CC = Y - C - G - I, \quad \text{donde } Y \text{ es el ingreso nacional.}$$

son polinomios de orden p en el operador de rezago (L), y las variables u_t^j son perturbaciones ruido blanco. Aquí todas las variables se expresan como desviaciones respecto a sus medias muestrales.

Para los fines de este artículo es conveniente volver a escribir el modelo 10 de acuerdo con la siguiente forma estado-espacio:

$$\begin{pmatrix} \Delta Q_t^n \\ \Delta Q_{t-1}^n \\ \dots \\ \Delta Q_{t-p+1}^n \\ \Delta G_t \\ \Delta G_{t-1} \\ \dots \\ \Delta G_{t-p+1} \\ CC_t \\ CC_{t-1} \\ \dots \\ CC_{t-p+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1^1 & a_2^1 & \dots & a_p^1 & b_1^1 & b_2^1 & \dots & b_p^1 & c_1^1 & c_2^1 & \dots & c_p^1 \\ 1 & & & & & & & & & & & \\ & & & 1 & & & & & & & & \\ a_1^2 & a_2^2 & \dots & a_p^2 & b_1^2 & b_2^2 & \dots & b_p^2 & c_1^2 & c_2^2 & \dots & c_p^2 \\ & & & & 1 & & & & & & & \\ & & & & & & & 1 & & & & \\ & & & & & & & & & & & \\ a_1^3 & a_2^3 & \dots & a_p^3 & b_1^3 & b_2^3 & \dots & b_p^3 & c_1^3 & c_2^3 & \dots & c_p^3 \\ & & & & & & & & 1 & & & \\ & & & & & & & & & & & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Q_t^n \\ Q_{t-1}^n \\ \dots \\ \Delta Q_{t-p+1}^n \\ \Delta G_t \\ \Delta G_{t-1} \\ \dots \\ \Delta G_{t-p+1} \\ CC_t \\ CC_{t-1} \\ \dots \\ CC_{t-p+1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^1 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \\ u_t^2 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \\ u_t^3 \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix} \quad (10.1)$$

que de forma compacta se expresa como:

$$Y_t = BY_{t-1} + U_t, \quad (10.2)$$

donde Y_t es el vector de variables de estado (formado por variables endógenas y predeterminadas) de orden $3p$, B es su matriz de transición, y U_t es un vector de orden $3p$ formado por las perturbaciones u_t^j y ceros.

De este sistema dinámico y de las propiedades del operador de esperanza matemática se obtienen los valores anticipados por los agentes de los incrementos del producto neto

$$E_t \Delta Q_{t+j}^n = \delta (1) B^j Y_t, \quad j > 0, \quad (11.1)$$

y del consumo público

$$E_t \Delta G_{t+j} = \delta (p + 1) B^j Y_t, \quad j > 0 \quad (11.2)$$

En estas expresiones $\delta(j)$ es un vector fila de orden $3p$ cuyos elementos son ceros excepto el elemento j -ésimo que es igual a uno.

Sustituyendo las ecuaciones 11.1 y 11.2 en la expresión 9, se deduce que para valores arbitrarios del vector Y_t los coeficientes del modelo 10 deberán satisfacer el siguiente conjunto de restricciones interecuacionales:

$$\delta(2p + 1)' = -\sum_{j=1}^{\infty} (\delta(1) - \delta(p + 1))' \left(\left(\frac{1}{1+r} \right) B \right)^j, \quad (12)$$

ya que $CC_t = \delta(3p + 1)Y_t$. Puesto que todas las raíces características de la matriz de transición A poseen módulo inferior a la unidad, las restricciones anteriores pueden escribirse como:

$$\delta(2p + 1)' \left[I - \left(\frac{1}{1+r} \right) B \right] = -(\delta(1) - \delta(p + 1))' \left(\frac{1}{1+r} \right) B. \quad (12.1)$$

Esta expresión define, para valores dados de la tasa de interés (r), $3p$ restricciones lineales y cruzadas sobre los coeficientes del modelo 10.³

El modelo 10 se estima a través del método de Regresiones Aparentemente No Relacionadas (SURE, por sus siglas en inglés). Las restricciones 12.1 se evalúan con el estadístico de Wald (Harvey, 1981) que en este caso posee una distribución asintótica χ^2 con $3p$ grados de libertad.

3. Resultados

La hipótesis nula de la sección anterior se contrasta en México, utilizando observaciones anuales de las variables relevantes del periodo 1950-1991. La fuente de información de este ensayo son las *Estadísticas financieras internacionales* del Fondo Monetario Internacional.

El producto neto se calculó de acuerdo con la ecuación 3, como la diferencia entre el producto interno bruto (PIB) y la formación bruta

³ Nótese que esta prueba no supone que el producto neto y el consumo público sean exógenos respecto a la cuenta corriente.

de capital. La cuenta corriente se construyó a partir de la siguiente identidad:⁴

$$CC_t \equiv PNB_t - C_t - G_t. \quad (13)$$

En esta expresión C_t es el consumo privado, y G_t es el consumo público de acuerdo con el sistema de contabilidad social de México. Todas las variables fueron deflactadas con el deflactor implícito del PIB y se expresan en términos per cápita.

En el cuadro 1 se reportan las pruebas de Dickey-Fuller de raíz unitaria del producto neto, del consumo público y de la cuenta corriente.

Cuadro 1
Pruebas de Dickey-Fuller de raíz unitaria

<i>Variables</i>	<i>Estadístico de Dickey-Fuller</i>	
	<i>Niveles</i>	<i>Primeras diferencias</i>
Q_t^n	-0.80	-7.54
G_t	-1.09	-5.64
CC_t	-3.62	—

Nota: El estadístico de Dickey-Fuller que se registra, es el estadístico t del coeficiente β de la siguiente regresión:

$$\Delta X_t = \alpha_1 D_t^1 + \alpha_2 D_t^2 + \beta X_{t-1} + \xi_t,$$

donde $D_t^1 = 1$ y $D_t^2 = 0$ en el subperiodo 1950-1988, y $D_t^1 = 0$ y $D_t^2 = 1$ en el subperiodo 1989-1991.

La hipótesis nula es que la serie de tiempo X_t es no estacionaria. Los valores críticos de la prueba son: -2.61, -2.94, -3.60, con niveles de confianza de 10%, 5%, y 1 por ciento.

De acuerdo con los resultados de las pruebas de Dickey-Fuller, se establece que las series de tiempo del producto neto y del consumo público son no estacionarias e integradas de orden uno ($I(1)$). También se verifica que la serie de tiempo de la cuenta corriente es estacionaria.

Dados estos resultados, el teorema de representación de Wold supone la existencia de un modelo vectorial y autorregresivo ($\text{VAR}(p)$) del

⁴ Según esta identidad el saldo de la cuenta corriente es la diferencia entre el ingreso nacional y la absorción.

vector $(\Delta Q_t^n, \Delta G_t, CC_t)$ de orden p . Este modelo se estima por medio del método SURE y su orden se identificó con el Criterio de Información de Δ kaïke (AIC, por sus siglas en inglés). Este criterio sugiere un modelo VAR(1).

Las restricciones 12.1 definen la siguiente hipótesis nula:

$$H_0(r) : a_1^3 = a_1^1 - a_1^2, b_1^3 = b_1^1 - b_1^2, c_1^3 = (1 + r) + c_1^1 - c_1^2. \quad (14)$$

Esta hipótesis se evalúa con los siguientes valores de la tasa de interés (r): 5%, 10%, y 15 por ciento.⁵

Los resultados de la estimación del modelo y de la evaluación de la hipótesis nula con el estadístico de Wald se muestran en el cuadro 2.⁶

Cuadro 2
Modelo VAR(1) del vector $\Delta Q_t^n, \Delta G_t, CC_t$ y prueba de la hipótesis nula, 1950-1991

<i>Variables</i>	ΔQ_t^n	ΔG_t	CC_t
ΔQ_{t-1}^n	-0.265 (0.164)	-0.136 (0.052)	0.277 (0.122)
ΔG_{t-1}	-0.145 (0.630)	0.128 (0.199)	-0.583 (0.466)
CC_{t-1}	-0.427 (0.220)	-0.083 (0.069)	0.538 (0.163)
R^2	0.153	0.189	0.405
$Q(6)$	8.650	11.590	5.440
<i>F de la ecuación</i>	3.345*	4.313*	12.591*
<i>Prueba del modelo</i>	<i>Tasa de interés (r)</i>		
	5%	10%	15%
<i>W</i>	7.060	7.703	8.495

Nota: $Q(6)$ es el estadístico de Box-Pierce de autocorrelación con seis rezagos.

* Estadístico significativo a un 5% de confianza.

⁵ En sentido estricto se trata de tasas de interés netas de la tasa de crecimiento de la población, ya que las variables se expresan en términos per cápita.

⁶ En la estimación del modelo no se incluyen constantes porque las variables se expresan como desviación de sus medias muestrales.

De acuerdo con los estadísticos R^2 , F , y Q que aparecen en el cuadro 2, el modelo VAR(1) estimado es una representación satisfactoria del vector de series de tiempo estudiado, ya que los coeficientes son estadísticamente significativos y los residuos son ruido blanco.

En un apéndice de este artículo se informan los resultados de un experimento de Montecarlo en el que se calcula la distribución del estadístico de Wald en 1 000 muestras artificiales de 42 observaciones del vector $(\Delta Q_t^i, \Delta G_t^p, CC_t)$. En este experimento se encontró que la distribución asintótica del estadístico de Wald (χ^2) sobre-estima la región de rechazo de la hipótesis nula; razón por la cual dicha hipótesis se evalúa utilizando los valores críticos calculados en el experimento.

En la sección inferior del cuadro 2 se observa que la hipótesis nula no es rechazada en ningún caso con un 5% de confianza, con base en los valores críticos calculados para el estadístico de Wald.

Todo lo anterior apoya la predicción del modelo teórico de este ensayo, según la cual los déficit de la cuenta corriente son producto de incrementos anticipados del producto neto y/o de reducciones anticipadas del consumo público.

3.1. Dinámica de la cuenta corriente

En las figuras 1 y 2 se muestran las respuestas de impulso de las variaciones del producto neto y del consumo público, a perturbaciones positivas en sus ecuaciones.⁷

Del análisis de las figuras se deduce que los niveles del producto neto y del consumo público *sobre-reaccionan* a estos choques. Nótese, que los efectos iniciales de las perturbaciones se revierten parcialmente a través del tiempo.

⁷ En estas figuras aparece la respuesta de la cuenta corriente de la economía a una perturbación ortogonal de una desviación estándar en las variaciones del producto neto y del gasto público.

La respuesta y sus límites de confianza se calcularon de acuerdo con el procedimiento de Kloek y Van Dijk (1978) que se incluye en la rutina Montevar del programa RATS 4.02.

En las figuras 3 y 4 se muestran las respuestas de la cuenta corriente a perturbaciones positivas sobre el producto neto y el consumo del gobierno.

En la figura 3 se muestra que perturbaciones positivas del producto neto de la economía generan superávit en la cuenta corriente. Los agentes aumentan transitoriamente su ahorro con el objetivo de neutralizar parcialmente la caída esperada en el producto neto.

En la figura 4 se observa que choques positivos en el consumo público provocan déficit en la cuenta corriente. En este caso, los agentes reducen transitoriamente su ahorro, porque anticipan reducciones del gasto público (impuestos).

Finalmente, nótese que de acuerdo con las figuras 3 y 4 los efectos de estos choques sobre la cuenta corriente de México persisten de 6 a 7 años.

Figura 1
Respuesta de las variaciones del producto neto a una perturbación positiva

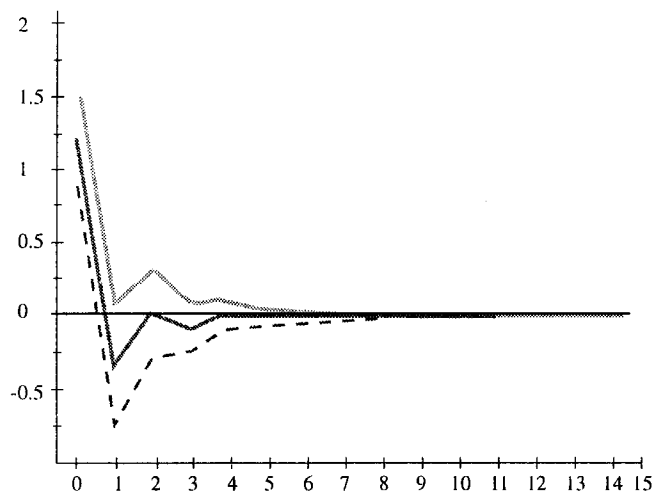


Figura 2
Respuesta del consumo público a una perturbación positiva

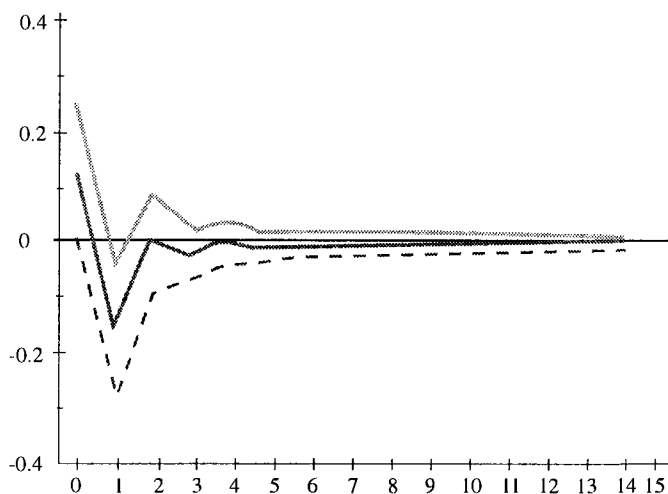


Figura 3
Respuesta de la cuenta corriente a una perturbación positiva ΔQ_t^n

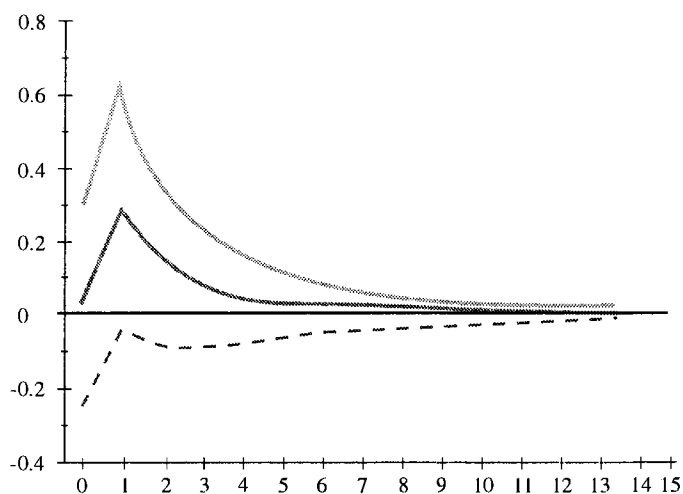
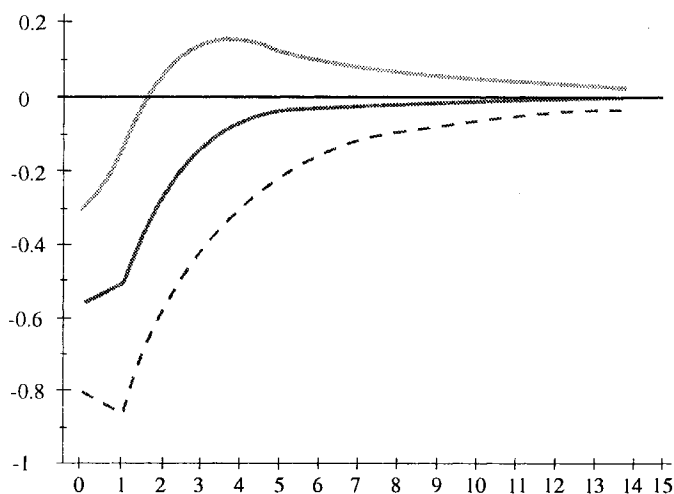


Figura 4
Respuesta de la cuenta corriente a una perturbación positiva en ΔG_t



4. Conclusiones

En este ensayo se derivan y contrastan las implicaciones observables del enfoque contemporáneo de la cuenta corriente. Según esta teoría la cuenta corriente es resultado de las decisiones de ahorro e inversión de los agentes económicos en el contexto de un modelo de equilibrio general intertemporal.

En particular, se demuestra que los déficits de la cuenta corriente deben ser iguales al valor presente de los incrementos esperados del producto interno bruto neto del gasto de inversión y consumo público.

Esta proposición se evalúa en México para el periodo de 1950 a 1991, a través de una variante de la metodología econométrica de Campbell y Shiller para el análisis de modelos de valor presente y expectativas racionales. Los resultados de estas pruebas apoyaron ampliamente este enfoque, de acuerdo con el cual los déficits o superávits de la cuenta corriente de un país son el resultado neto del ahorro y la inversión, privados y públicos.

Apéndice I

Distribución del estadístico de Wald en la evaluación de la hipótesis nula del ensayo

Aquí se informa sobre los resultados de un experimento de Montecarlo en el que se deriva la distribución del estadístico de Wald en la evaluación de la hipótesis nula de este ensayo, en una muestra de 42 observaciones del vector de series de tiempo $(Q_t^n, G_t^p, CC_t)^'$.

Es bien conocido (Harvey, 1981) que tal estadístico posee una distribución asintótica χ^2 ; sin embargo, no se conoce su distribución exacta en muestras pequeñas.

El experimento se lleva a cabo con una muestra de 1000 series de tiempo del vector $(Q_t^n, G_t^p, CC_t)^'$ generadas por simulaciones del siguiente modelo vectorial y autorregresivo de orden uno (VAR(1)):

$$\begin{pmatrix} \Delta Q_t \\ \Delta G_t \\ CC_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1^1 & b_1^1 & c_1^1 \\ a_1^2 & b_1^2 & c_1^2 \\ a_1^3 & b_1^3 & c_1^3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta Q_{t-1} \\ \Delta G_{t-1} \\ CC_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^1 \\ u_t^2 \\ u_t^3 \end{pmatrix},$$

donde las perturbaciones estocásticas u_t^i poseen la siguiente distribución normal:

$$\begin{pmatrix} u_t^1 \\ u_t^2 \\ u_t^3 \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & & \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 \end{pmatrix} \right].$$

A este modelo se le imponen las restricciones cruzadas que sobre sus coeficientes supone la hipótesis nula:

$$a_1^3 = a_1^1 - a_1^2, \quad b_1^3 = b_1^1 - b_1^2, \quad c_1^3 = (1+r) + c_1^1 - c_1^2.$$

Aquí r es la tasa de interés.

En estas simulaciones⁸ se utilizan los siguientes valores de los parámetros: $a_1^1 = -0.27$, $b_1^1 = -0.145$, $c_1^1 = -0.42$, $a_2^1 = -0.14$, $b_2^1 = 0.13$, $c_2^1 = -0.08$, $a_1^3 = 0.28$, $b_1^3 = -0.58$, $c_1^3 = 0.54$, $\sigma_1^2 = 2.31$, $\sigma_{21} = 1.25$, $\sigma_2^2 = 1.48$, $\sigma_{31} = 0.35$, $\sigma_{32} = 0.24$, $\sigma_{33} = 0.11$, $r \in [0.05, 0.10, 0.15]$.

Con las series de tiempo simuladas se estimó 1 000 veces el modelo 10 por medio del método de regresiones aparentemente no relacionadas (SURE) y se evaluó la hipótesis nula con el estadístico de Wald. Los resultados del experimento se registran en los cuadros 6 y 7.

En el cuadro 3 se muestran los valores críticos del estadístico de Wald en la evaluación de la hipótesis nula para diferentes niveles de confianza. En el 4 se registra el número de rechazos de la hipótesis nula cuando se utilizan los valores críticos de la distribución χ^2 .

Cuadro 3

Valores críticos del estadístico de Wald en 1 000 muestras artificiales del vector (Q_t^n, G_t, CC_t) de 42 observaciones

Nivel de confianza	Tasa de interés (r)			$\chi^2(3)$
	5%	10%	15%	
25%	4.80	4.79	4.55	4.10
10%	7.30	7.01	7.09	6.20
5%	9.40	9.27	9.23	7.81
1%	14.36	14.84	13.80	11.30

Cuadro 4

Rechazos de la hipótesis nula en 1 000 muestras artificiales del vector (Q_t^n, G_t, CC_t) de 42 observaciones

Nivel de confianza	Tasa de interés (r)		
	5%	10%	15%
25%	300	280	301
10%	145	134	130
5%	87	83	79
1%	28	28	12

⁸ Las simulaciones se realizaron con el comando "Simulate" del programa RATS 4.02.

En estos cuadros se observa que la región calculada de rechazo de la hipótesis nula es inferior a la de la distribución χ^2 . Por ejemplo, con un 5% de confianza el estadístico de Wald rechaza la hipótesis nula entre un 8 y un 9% de los casos con base en los valores críticos de la distribución asintótica del estadístico.

Apéndice II

Datos utilizados en la construcción de las series de tiempo con que se llevaron a cabo las pruebas del modelo

<i>Año</i>	<i>Consumo público</i>	<i>Formación bruta de capital fijo</i>	<i>Variación de existencias</i>	<i>Consumo privado</i>
1950	1.8	4.8	0.0	33.6
1951	2.2	6.9	0.0	45.0
1952	2.5	8.2	0.0	48.8
1953	2.6	8.1	0.0	48.7
1954	3.1	10.1	0.0	58.8
1955	3.8	12.6	0.0	70.7
1956	4.4	16.8	0.0	79.5
1957	5.2	19.1	0.0	93.6
1958	5.9	18.9	0.0	105.7
1959	6.2	19.6	0.0	112.3
1960	8.0	23.2	0.0	123.9
1961	8.6	24.1	2.9	131.0
1962	9.6	24.8	3.0	142.0
1963	14.2	32.6	5.2	144.0
1964	16.6	41.0	5.3	161.9
1965	17.7	44.2	5.2	190.7
1966	20.4	50.2	7.4	209.1
1967	22.5	59.6	3.0	226.2
1968	25.9	65.7	4.9	248.7
1969	28.8	72.8	6.4	270.0
1970	32.2	88.7	12.3	319.5
1971	37.3	88.1	11.1	358.8
1972	48.7	107.1	7.6	405.6
1973	63.4	133.3	14.4	487.0

continúa

<i>Año</i>	<i>Consumo público</i>	<i>Formación bruta de capital fijo</i>	<i>Variación de existencias</i>	<i>Consumo privado</i>
1974	82.3	178.93	29.7	628.3
1975	113.5	235.8	25.0	755.9
1976	150.9	288.4	17.2	933.4
1977	199.0	363.3	59.1	1 226.1
1978	255.2	492.4	59.2	1 543.8
1979	334.3	718.5	77.6	1 975.9
1980	462.8	1 032.9	169.8	2 651.5
1981	684.5	1 509.4	193.2	3 583.8
1982	1 057.6	2 098.8	-98.0	5 776.1
1983	1 590.3	2 972.3	499.9	10 356.0
1984	2 380.0	5 287.0	566.0	18 540.0
1985	4 401.0	9 048.0	987.0	30 609.0
1986	7 133.0	15 415.0	-1 021.0	54 204.0
1987	16 544.0	36 485.0	-627.0	126 873.0
1988	32 613.0	75 199.0	4 526.0	270 908.0
1989	40 938.0	92 153.0	16 438.0	355 036.0
1990	57 798.0	127 728.0	22 544.0	486 354.0
1991	77 971.0	168 014.0	25 459.0	620 215.0

Nota: Las cifras están expresadas en miles de millones de pesos.
Fuente: *Estadísticas financieras internacionales*, FMI.

<i>Año</i>	<i>PIB</i>	<i>PNB</i>	<i>Población</i>	<i>Deflactor implícito del PIB¹</i>
1950	41.1	40.6	26.3	5.7
1951	53.0	52.3	27.0	6.9
1952	59.3	58.6	27.9	7.4
1953	58.9	58.4	28.7	7.3
1954	72.2	71.5	29.6	8.1
1955	88.2	87.3	30.6	9.1
1956	100.6	99.3	31.6	9.8
1957	115.5	114.2	32.6	10.4
1958	128.6	127.2	33.7	11.0
1959	137.7	136.2	34.9	11.4
1960	155.9	154.1	36.1	12.0

continúa

<i>Año</i>	<i>PIB</i>	<i>PNB</i>	<i>Población</i>	<i>Deflactor implícito del PIB¹</i>
1961	165.7	163.8	37.3	12.5
1962	179.8	177.5	38.5	12.9
1963	194.8	193.5	39.9	13.4
1964	221.4	219.8	41.3	14.2
1965	257.2	250.6	42.7	14.6
1966	287.2	281.0	44.1	15.3
1967	306.3	304.1	45.7	15.8
1968	339.1	336.0	47.3	16.0
1969	374.9	371.6	48.9	17.1
1970	444.3	438.6	50.7	19.0
1971	490.0	483.5	52.5	20.2
1972	564.7	557.3	54.3	21.5
1973	690.9	680.9	56.2	24.4
1974	899.7	884.7	58.1	30.0
1975	1 100.0	1 082.1	60.2	34.7
1976	1 371.0	1 342.0	62.3	41.4
1977	1 849.3	1 806.4	64.6	54.0
1978	2 337.4	2 284.9	65.4	62.7
1979	3 067.5	2 990.4	67.4	75.0
1980	4 276.5	4 159.3	69.4	100.0
1981	5 874.4	5 674.3	71.2	126.0
1982	9 417.1	8 908.1	73.1	202.8
1983	17 141.7	16 099.9	74.7	386.2
1984	29 472.0	27 784.0	76.3	614.5
1985	47 392.0	45 104.0	77.9	963.2
1986	79 131.0	74 385.0	79.6	1 669.2
1987	193 462.0	183 455.0	81.2	4 016.6
1988	389 259.0	374 671.0	82.8	7 983.2
1989	503 668.0	486 157.0	84.5	10 004.0
1990	686 406.0	666 037.0	86.2	12 917.7
1991	852 783.0	845 189.0	87.8	15 660.2

¹ Base 1980 = 100.

Nota: Las cifras están expresadas en miles de millones de pesos.

Fuente: *Estadísticas financieras internacionales*, FMI.

Bibliografía

- Barro, Robert (1974). "Are Government Bonds Net Wealth", *Journal of Political Economy*, vol. 81, núm. 6.
- Blanchard, O. y S. Fisher (1989). *Lectures on Macroeconomics*, Cambridge, The MIT Press.
- Campbell, J. y R. J. Shiller (1987). "Cointegration and Tests of Present Value Models", *Journal of Political Economy*, núm. 95.
- Corden, Max (1993). "¿Importa la cuenta corriente? El punto de vista tradicional y el moderno", *Economía Mexicana, Nueva Época*, CIDE, vol. II, núm. 1.
- Hall, R. E. (1978). "Stochastic Implications of the Life Cycle Permanent Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, vol. 86, núm. 6.
- Harvey, A. (1981). *Time Series Models*, Oxford, Camelot Press.
- Kloek, T. y H. K. van Dijk (1978). "Bayesian Estimates of Equation System Parameters: An Application of Integration by Montecarlo", *Econometrica*, vol. 46.
- Sheffrin, M. y W. T. Woo (1990). "Present Value Tests of an Intertemporal Model of the Current Account", *Journal of International Economics*, núm. 29.

