



ECONOQUANTUM 2009, GUADALAJARA, MEXICO

EconoQuantum

ISSN: 1870-6622

equantum@cucea.udg.mx

Universidad de Guadalajara

México

Torre Cepeda, Leonardo Egidio

Tipo de cambio y determinantes monetarios en el periodo de flotación en México

EconoQuantum, vol. 5, núm. 2, 2009, pp. 47-71

Universidad de Guadalajara

Zapopan, Jalisco, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=125012547003>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

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

Tipo de cambio y determinantes monetarios en el periodo de flotación en México

LEONARDO EGIDIO TORRE CEPEDA¹

- **Resumen:** El trabajo analiza las relaciones de causalidad entre el tipo de cambio “peso mexicano/dólar estadounidense” y una serie de variables que modelos monetarios del enfoque del mercado de activos para la determinación del tipo de cambio identifica como determinantes de la paridad. La evidencia sugiere que el tipo de cambio nominal en el periodo de flotación en México causa en el sentido de Granger a sus determinantes, evidencia que es interpretada como consistente con las implicaciones del enfoque del mercado de activos para la determinación de la paridad.
- **Abstract:** The paper analyzes causality relationships among the Mexican Peso/USD exchange rate and a series of variables that monetary models from the asset markets approach to the exchange rate identify as fundamentals of the exchange rate. The empirical evidence suggests that during the floating exchange rate regime in Mexico, the nominal exchange rate Granger causes the fundamentals, consistent with the tenets of the asset market approach to the exchange rate.
- **Palabras clave:** tipo de cambio, enfoque del mercado de activos, causalidad de Granger.
- **Clasificación JEL:** F31, F32, F39.
- Fecha de recepción: 04/06/2009 Aceptación: 21/10/2009.

¹ Profesor Titular “A”, Facultad de Economía, UANL, Correo Electrónico: ltorre@faeco.uanl.mx, leonardoegidio.torre@cemex.com. El autor agradece los valiosos comentarios de dos dictaminadores anónimos y de los participantes en el Seminario de Investigación 2007 de la Facultad de Economía de la UANL, así como la valiosa ayuda de Carlos Raúl León Gómez y Luis Carlos Rodríguez López. Todos los errores en el documento, sin embargo, son responsabilidad del autor. El autor agradece también el apoyo del PAICYT.

■ *Introducción*

El estudio de la dinámica cambiaria es una de las áreas de la Economía donde el desarrollo teórico y empírico es tan variado como dinámico. En el terreno teórico, por ejemplo, el enfoque de flujos, el enfoque del mercado de activos (modelos monetarios y modelos de balance de cartera), el enfoque de la nueva macroeconomía abierta y el enfoque de microestructura representan algunas de las opciones con las que contamos para intentar explicar y anticipar el comportamiento del tipo de cambio;² en tanto que en el terreno empírico, las técnicas empleadas para someter a prueba las hipótesis que derivan de dichos enfoques han evolucionado de modelos tradicionales de regresión múltiple hacia modelos que se apoyan en técnicas de cointegración y vectores autorregresivos.

No obstante este desarrollo teórico y empírico, siguen siendo frecuentes las afirmaciones en el sentido de que aún hay mucho trabajo por hacer en esta área. En particular, las conclusiones de Meese y Rogoff (1983), referentes a que la mayor parte de los movimientos cambiarios en frecuencias de un año o menos no son explicados por variables macroeconómicas observables, siguen encontrando eco. Frankel y Rose (1994), por ejemplo, afirman que “ningún modelo basado en variables fundamentales tradicionales tendrá éxito en explicar o predecir un porcentaje elevado de la variación cambiaria, al menos en frecuencias de corto o mediano plazos”;³ mientras que Cheung et al. (2003) concluyen que “ningún modelo vence a una caminata aleatoria”.⁴ Así, el mensaje aquí pareciera ser que tanto los enfoques tradicionales como los nuevos enfoques están severamente limitados para explicar y, por ende, para ayudarnos a entender la dinámica cambiaria.

Otros economistas, sin embargo, no son tan pesimistas respecto a las posibilidades de explicar la dinámica cambiaria. Gandolfo (2001), por ejemplo, afirma que el uso de modelos estructurales tradicionales para la determinación del tipo de cambio resulta inadecuado para capturar los complejos fenómenos que determinan su dinámica y que la línea de acción correcta “es alejarnos de los modelos uniecuacionales y de forma semi-reducida y dirigirnos hacia modelos macroeconómicos capaces de capturar todas las complejas asociaciones entre el tipo de

² Para el enfoque de flujos, vea Harberger (1985,1989); para el enfoque del mercado de activos vea Frankel (1981), Frenkel y Mussa (1985) y Edwards (1994); para el enfoque de la nueva macroeconomía abierta, vea Obsfeldt y Rogoff (1996), Sarno y Taylor (2001) y Bergin (2004); y para el enfoque de microestructura, vea Evans y Lyons (2004) y Lyons (2001).

³ Frankel y Rose (1994), p. 2, traducción del autor.

⁴ Cheung et al. (2002), p. 19, traducción del autor.

cambio y otras variables (tanto reales como financieras, tanto acervos como flujos) de una economía moderna”.⁵ De acuerdo con este autor, sus modelos macroeconómicos “han derrotado consistentemente al modelo de caminata aleatoria en pronósticos del tipo de cambio fuera de la muestra.”⁶

Frydman y Goldberg (2007), por su parte, estructuran una defensa de los modelos monetarios de determinación cambiaria a través de una crítica a los resultados de Meese y Rogoff (1983). Estos autores sostienen que Meese y Rogoff someten a prueba la capacidad de pronóstico de los modelos monetarios bajo el supuesto de estructuras invariantes. No obstante, los resultados de cambio estructural en su trabajo revelan que dicho supuesto es inconsistente con los datos y agregan que una vez que se considera este hecho, la evidencia sugiere que “para la mayor parte de la experiencia de flotación de los 1970’s, los movimientos cambiarios están conectados a variables macroeconómicas... y los signos de todos los parámetros no son inconsistentes con los modelos monetarios”.

Considerando este debate, en el presente trabajo se revisa la experiencia mexicana en el periodo de flotación cambiaria 1995-2008, a fin de investigar el vínculo entre el tipo de cambio peso mexicano/dólar estadounidense y una serie de determinantes identificados por modelos monetarios para la determinación cambiaria, modelos que, como recordaremos, quedan catalogados dentro del enfoque del mercado de activos para la determinación del tipo de cambio.⁷

El estudio de los determinantes del tipo de cambio nominal para el caso mexicano, debemos reconocer, es abundante. Al respecto véase, por ejemplo, Galindo (1995), Ibarrán y Troncoso (1998), Esquivel y Larraín (2000), Kildegaard (2005), Guzmán (2006) y Torre y Provorova (2007). Si bien en mayor o menor medida estos trabajos contribuyen a explicar la dinámica del tipo de cambio en función de variables fundamentales, en el presente trabajo adoptamos un enfoque distinto para entender aspectos de la dinámica cambiaria que no han sido atendidos para el caso mexicano. En particular se plantea la hipótesis de que el tipo de cambio se comporta como el precio de un activo, lo que implica, de acuerdo con Campbell y Shiller (1987) y Engel y West (2005), que si los determinantes monetarios son determinantes de la dinámica cambiaria, debería observarse una relación de causalidad en el sentido de Granger del tipo de cambio hacia estos determinantes. Los resultados obtenidos aquí sugieren la existencia de causalidad en el sentido de

⁵ Gandolfo (2001), p. 242-242, traducción del autor.

⁶ Gandolfo (2001), p. 242-242, traducción del autor.

⁷ Al respecto, vea Frankel (1981).

Granger del tipo de cambio hacia los determinantes monetarios, lo que impide rechazar la hipótesis de que el tipo de cambio se comporta como el precio de un activo.

El trabajo se organiza como sigue. La sección 2 revisa el enfoque del mercado de activos para la determinación del tipo de cambio, donde esta última variable es vista como el precio de un activo cuyo valor viene dado por la suma de los valores presentes esperados descontados de sus determinantes observables y no observables. En dicha sección se revisa la propuesta de Campbell y Shiller (1987), que implica que cuando el precio de un activo es igual al valor presente esperado descontado de los valores futuros de sus determinantes, entonces éste debería causar en el sentido de Granger a sus determinantes. La sección 3 presenta el análisis empírico de la relación entre el tipo de cambio y algunos de sus determinantes monetarios, donde se muestra que, a niveles de confianza estándar, no es posible rechazar la hipótesis de que el tipo de cambio nominal cause en el sentido de Granger a dichos determinantes. La sección 4 concluye.

■ *Consideraciones Teóricas*

Como se señaló en la introducción, si bien la literatura provee una amplia gama de modelos teóricos sobre la determinación del tipo de cambio nominal, también es reconocido que el trabajo empírico ha arrojado resultados que dejan dudas sobre la capacidad de dichos modelos para explicar la dinámica cambiaria. Neely y Sarno (2002), por ejemplo, afirman que si bien los modelos empíricos de tipo de cambio ocasionalmente muestran un poder explicativo satisfactorio dentro de la muestra, éstos generalmente fallan de manera dramática en pruebas de pronóstico fuera de la muestra en el sentido de que son incapaces de batir los pronósticos que emanan de un modelo de caminata aleatoria. Y cuando se reportan resultados donde un modelo se ha desempeñado mejor que una caminata aleatoria para pronósticos fuera de la muestra, estos resultados tienden a ser frágiles en el sentido de que resultan difíciles de replicar para distintas monedas y distintos periodos.⁸

El hecho de que los modelos tradicionales tengan una capacidad limitada para explicar la dinámica cambiaria dentro de la muestra, y también que en muchas instancias no hayan sido capaces de derrotar a un modelo de caminata aleatoria para anticipar la dinámica del tipo de cambio, pudiera desalentar a los defensores, por ejemplo, del enfoque monetario para

⁸ Veá Taylor (1995).

la determinación cambiaria. Sin embargo, ¿tiene sentido este desaliento? Esto es, ¿están los determinantes del enfoque monetario -como diferenciales de inflación, diferenciales de tasas de interés, diferenciales de tasas de crecimiento de la producción, diferenciales en tasas de crecimiento de la oferta monetaria, etc.- desconectados de la dinámica cambiaria?

Si bien la evidencia empírica es abundante en el sentido de que el comportamiento del tipo de cambio nominal se asemeja al de una caminata aleatoria, también es cierto que es difícil aceptar que la dinámica cambiaria esté totalmente desconectada de variables como las señaladas arriba. ¿Pero es posible conciliar estos dos planteamientos, esto es, conciliar que el tipo de cambio tienda a comportarse como una caminata aleatoria, pero que su dinámica sí esté conectada con la dinámica, por ejemplo, de determinantes monetarios? En este trabajo sugerimos que la respuesta a ambos planteamientos es afirmativa.

La conexión entre el tipo de cambio -que tiende a comportarse como una caminata aleatoria- y sus determinantes puede encontrarse en el trabajo de Engel y West (2005). En particular, estos autores muestran que una clase convencional de modelos en los cuales el tipo de cambio es visto como el valor presente esperado de una combinación lineal de determinantes observables y de choques no observables es totalmente consistente con una representación en la cual el tipo de cambio puede seguir un proceso arbitrariamente cercano a una senda aleatoria. Esta afirmación es importante, ya que implica que el hecho de que el tipo de cambio se comporte como una caminata aleatoria es una implicación de los modelos y, por tanto, representa evidencia en favor de los modelos, no evidencia en contra.

Engel y West (2005) proponen también, apoyándose en Campbell y Shiller (1987), que si la dinámica cambiaria está en función del valor presente futuro esperado de determinantes observables y no observables, entonces el tipo de cambio debería causar en el sentido de Granger a sus determinantes.

Para apreciar que los modelos que ven al tipo de cambio como el valor presente esperado de determinantes observables y no observables implican que dicha variable se comporta como una caminata aleatoria, suponga la siguiente ecuación para la dinámica cambiaria:

$$(1) \quad s_t = (1-b)(f_{1t} + z_{1t}) + b(f_{2t} + z_{2t}) + bE_t s_{t+1}$$

donde s_t es el precio de la moneda extranjera en unidades de moneda local; y donde los términos f_{it} y z_{it} ($i=1,2$) son determinantes observables y no observables, respectivamente, del tipo de cambio, tales como cam-

bios en la oferta monetaria, en diferenciales de tasas de interés, diferenciales de crecimiento del ingreso, etc.⁹

Dada esta representación, y suponiendo que $b^j E_t s_{t+1}$ tiende a cero conforme $j \rightarrow \infty$ (esto es, que no existen burbujas), Engel y West (2005) obtienen la siguiente relación de valor presente para s_t :

$$(2) \quad s_t = (1-b) \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_t (f_{1t+j} + z_{1t+j}) + b \sum_{j=0}^{\infty} b^j E_t (f_{2t+j} + z_{2t+j})$$

A partir de (2), suponga que “ f_t ”, o “ z_t ”, o ambos, siguen un proceso I(1) con un error estacionario “ ε_t ”.

Ahora, de acuerdo con los autores, para que “ s_t ” muestre un comportamiento de caminata aleatoria, se requiere ya sea (1) que $f_{1t}+z_{1t}$ sea I(1) y que $f_{2t}+z_{2t}$ sea cero; o bien, (2) que $f_{2t}+z_{2t}$ sea I(1), sin importar que el orden de integración de $f_{1t}+z_{1t}$ sea I(0), I(1), o que su suma sea cero. En cualquiera de estos casos, para un “ b ” muy cercano a 1, “ s_t ” podría ser muy bien aproximado por una combinación lineal de los “ ε_t ”. Esto implica, a su vez, que todas las autocorrelaciones de “ s_t ” serán muy cercanas a cero para “ b ” muy cercana a uno. Por tanto, el comportamiento de “ s_t ” tendería a acercarse al de una caminata aleatoria, con las pruebas estadísticas respectivas no rechazando, a niveles de significancia estadística convencionales, la hipótesis de que “ s_t ” posee una raíz unitaria.

Lo importante aquí es que si las pruebas estadísticas no rechazan la hipótesis de que “ s_t ” tiene una raíz unitaria y, por tanto, que ésta tiende a comportarse como una caminata aleatoria (aun y cuando no lo sea), ello es consistente con las implicaciones de los modelos del mercado de activos para la determinación del tipo de cambio y no evidencia en su contra.

Una vez argumentado que el enfoque del mercado de activos implica que el tipo de cambio puede comportarse como una caminata aleatoria, pasamos ahora a revisar por qué el tipo de cambio debe causar en el sentido de Granger a los fundamentales, que es el paso importante para nuestros propósitos.

Para este efecto, Engel y West (2005) recurren a Campbell y Shiller (1987), quienes argumentan que *si una variable “ x_t ” es el pronóstico óptimo del valor presente de valores futuros de variables capturadas en un vector “ w_t ”, entonces “ x_t ” causa en el sentido de Granger a los elementos de “ w_t ”*.

⁹ Por sencillez, la exposición aquí se presenta para dos fundamentales observables y dos no observables.

Para obtener este resultado, Campbell y Shiller (1987) suponen que la dinámica de “ x_t ” y “ w_t ” puede representarse en un sistema VAR de orden “ p ” de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} w_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a(L)b(L) \\ c(L)d(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} U_{1t} \\ U_{2t} \end{bmatrix};$$

donde $a(L)$, $b(L)$, $c(L)$ y $d(L)$ son operadores de rezago, y los $U_{j,t}$ son errores estacionarios.

Este sistema se representa en notación matricial como sigue:

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{A}\mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{V},$$

donde $\mathbf{z}_t = [w_t \ x_t]'$, \mathbf{A} es una matriz de orden 2×2 , y $\mathbf{V} = [U_{1t} \ U_{2t}]'$.

Con lo anterior, tenemos entonces que para toda “ i ”, $E(\mathbf{z}_{t+i}|\mathbf{H}_t) = \mathbf{A}^i \mathbf{z}_t$, donde \mathbf{H}_t es el conjunto de información limitada que contiene los valores actuales y rezagados de “ x_t ” y “ w_t ”.

De acuerdo con Campbell y Shiller (1987), esta estructura implica que “ x_t ” debe causar en el sentido de Granger a “ w_t ” por lo siguiente:

- i. Suponga que “ x_t ” no causara en el sentido de Granger a “ w_t ”. Si esto es verdadero, entonces debería ser cierto que $E(w_{t+i}/w_t, w_{t-1}, \dots)$ para todo “ i ”; esto es, “ w_{t+i} ” no depende de “ x_{t-i} ”.
- ii. Esto implicaría, a su vez, que $E(x_t|\mathbf{H}_t) = E(x_t/w_t, w_{t-1}, \dots)$, es decir, que $E(x_t|\mathbf{H}_t)$ es también una función solamente de valores actuales y rezagados de “ w_t ”.
- iii. Pero dado que hemos dicho que \mathbf{H}_t contiene los valores actuales y rezagados de “ x_t ” y “ w_t ” se encuentra contenida en el conjunto de información \mathbf{H}_t , entonces $x_t = E(x_t|\mathbf{H}_t)$. Por tanto, los valores pasados de “ x_t ” deben contribuir a explicar la dinámica de “ w_t ”.

En el caso que nos ocupa, si suponemos que $x_t = s_t$ y que el vector “ w_t ” se compone con la información de los “ f_{jt} ”, entonces tenemos que s_t debe causar en el sentido de Granger a los “ f_{jt} ”.

Los modelos cambiarios que plantean Engel y West (2005), debemos destacar, consideran determinantes no observables – esto es, consideran la posibilidad que los “ f_{jt} ” sean una combinación lineal de variables tanto observables como no observables y, por tanto, que “ f_{jt} ” en sí misma no sea observable. Bajo esta formulación, el hecho de no encontrar evidencia de causalidad en el sentido de Granger de “ s_t ” a las variables observables ya no implica que éste sea sólo un rezago distribuido exacto de variables observables, como lo proponen Campbell y Shiller (1987). No obstante, sigue siendo cierto que, de encontrarse evidencia donde

“ s_i ” cause en el sentido de Granger a los “ f_{ji} ”, ésta iría en apoyo de que “ s_i ” es determinado como un valor presente que depende de variaciones en las expectativas de sus determinantes observables, si bien no de forma exclusiva -ya que también pudiera depender de los valores esperados de determinantes no observables.

Hasta aquí, por tanto, lo que tenemos es que el enfoque del mercado de activos implica que nuestra variable de interés (i) puede comportarse como una caminata aleatoria -sin que lo sea- y (ii) que ésta debería causar en el sentido de Granger a sus determinantes.

Dicho esto, pasamos ahora a analizar si el comportamiento del tipo de cambio en México en el periodo de flotación es consistente con estas hipótesis.

■ *Tipo de cambio y determinantes monetarios en México 1995-2008*

La economía mexicana tiene una historia relativamente corta en materia de flotación cambiaria, habiéndose ésta iniciado -de manera obligada- luego del colapso del régimen cambiario de bandas en diciembre de 1994. Los primeros años de la flotación en México fueron complicados, en el sentido de estar caracterizados por un ambiente de elevadas tasas de inflación, por una fuerte caída de la actividad económica en 1995 y por los efectos de la crisis bancaria. Las medidas adoptadas para estabilizar la economía empezaron a rendir frutos, si bien de manera gradual, al mismo tiempo que los agentes económicos “aprendían a vivir” en el sistema de flotación.

En esta etapa de flotación, los estudios sobre tipo de cambio en México se han orientado fundamentalmente a identificar determinantes con propósitos de pronóstico, tarea en la que se ha reportado cierto éxito.¹⁰

Este trabajo, sin embargo, no pretende hacer estimaciones para realizar pronósticos, sino determinar si en la economía mexicana, con una historia relativamente corta de flotación cambiaria, el comportamiento de la paridad es consistente con un enfoque donde ésta es vista como el precio de un activo. Esto implica, por tanto, investigar si el tipo de cambio causa en el sentido de Granger a algunos determinantes identificados por modelos monetarios de determinación del tipo de cambio, modelos que, como sabemos, constituyen una rama del enfoque del mercado de activos para la determinación de la paridad.¹¹

¹⁰ Veá, por ejemplo, Guzmán (2006).

¹¹ Frankel (1981).

El resto de la sección se organiza como sigue. Primero, se describe la información utilizada en este trabajo. En segundo lugar, se realizan pruebas de estacionariedad para el tipo de cambio y algunos de sus determinantes monetarios, así como pruebas de cointegración entre la primera y cada uno de dichos determinantes. Enseguida, se realizan las pruebas de causalidad de Granger entre el tipo de cambio y sus determinantes.

Información utilizada y pruebas de estacionariedad de las series

Siguiendo a Engel y West (2005), en este trabajo nos enfocaremos en las relaciones entre “ s_t ” y cuatro medidas de determinantes del tipo de cambio nominal pesos/dólar (S_t) relacionadas con el comportamiento en México y Estados Unidos de la oferta monetaria (M), de los precios (P), de las tasas de interés (i) e ingreso real (Y).¹² Debe tenerse presente que este análisis bivariado constituye sólo un primer acercamiento en la tarea de investigar si la dinámica cambiaria está en función de los valores actuales y valores futuros esperados de variables consideradas teóricamente como determinantes de la paridad.

La información para México se obtuvo del Banco de México (S_t , M_t , P_t , i_t) y de INEGI (Y_t). La información para Estados Unidos se obtuvo de la Reserva Federal (M_t^* , Y_t^* , i_t^*) y del Bureau of Economic Analysis (P_t^*) (Vea cuadro 1).

Cuadro 1
Descripción de variables utilizadas en las estimaciones

<i>Variable</i>	<i>Definición</i>	<i>Fuente</i>
S_t	Tipo de Cambio 48 hrs. cierre (pesos/dólar)	Banco de México
M_t	M1	Banco de México
Y_t	Índice General de Actividad Económica	INEGI
P_t	Índice Nacional de Precios al Consumidor	Banco de México
i_t	Tasa de Interés CETES 91 Días	Banco de México
M_t^*	M1	Federal Reserve
Y_t^*	Índice de Producción Industrial	Federal Reserve
P_t^*	Índice de Precios al Consumidor	Bureau of Labor and Statistics
i_t^*	Tasa de Interés Treasury Bill a 3 Meses	Federal Reserve

¹² En adelante, las variables para Estados Unidos serán distinguidas con un asterisco (*).

Cuadro 2
Definición de “determinantes monetarios” del tipo de cambio

Variable
$f_{mt}=m_t-m_t^*$
$f_{yt}=y_t-y_t^*$
$f_{pt}=p_t-p_t^*$
$f_{it}=i_t-i_t^*$

Todos los datos, con excepción de las tasas de interés (i_t , i_t^*), fueron convertidos a índices con base Enero/1995=100 y posteriormente se obtuvieron sus logaritmos naturales. Las variables transformadas son representadas con letras minúsculas (s_t , m_t , p_t , y_t , m_t^* , y_t^* , y p_t^*). La información es mensual y corresponde al periodo Ene./1995-Dic./2008. Una vez con los datos transformados, se obtuvieron los valores para los “ f_{jt} ” definidos como se muestra en el cuadro 2, donde el subíndice “j” hace referencia al determinante y “t” al tiempo.

La gráfica 1 muestra el comportamiento de “ s_t ” y los “ f_{jt} ” para el periodo bajo estudio, donde puede apreciarse a simple vista que las series muestran un comportamiento que sugiere no estacionariedad.

Dicho esto, el siguiente paso de nuestro ejercicio consiste en realizar las pruebas de estacionariedad, tanto para “ s_t ” como para los “ f_{jt} ”. Los resultados de aplicar la prueba Dickey-Fuller Aumentada a cada variable se presentan en el cuadro 3, donde se muestra que, bajo la hipótesis de ausencia de intercepto y tendencia, no puede rechazarse la hipótesis de que “ s_t ” tenga una raíz unitaria y lo mismo se observa para los cuatro fundamentales (“ f_{mt} ”, “ f_{yt} ”, “ f_{pt} ” y “ f_{it} ”).¹³

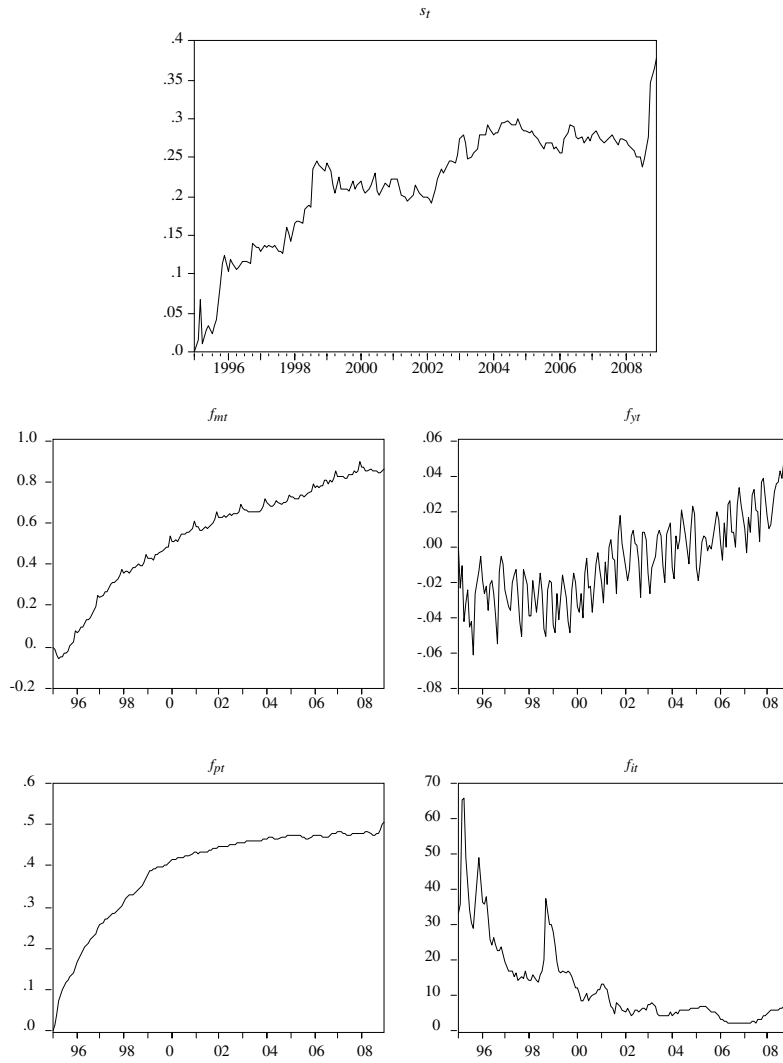
Pruebas de cointegración y pruebas de causalidad de Granger para 1995-2008

Ante la evidencia de no estacionaridad en las series se procedió a realizar pruebas de cointegración entre “ s_t ” y cada uno de los fundamentales. Conviene señalar aquí que si “ s_t ” y “ f_{jt} ” son integradas de orden 1, y además están cointegradas, entonces debe existir causalidad de Granger en al menos una dirección.¹⁴ En ausencia de cointegración, las variables tendrían que ser diferenciadas a fin de procurar su estacionariedad para posteriormente realizar las pruebas de causalidad de Granger, tal como lo hacen Engel y West (2005).

¹³ Resultados prácticamente idénticos se obtuvieron aplicando las pruebas Phillips-Perron y Dickey-Fuller GLS. Véase cuadros A1 y A2 en el Apéndice.

¹⁴ Al respecto, vea Maddala y Kim (2002), p.189.

Gráfica 1
Tipo de cambio (s_t) y fundamentales (f_{jt}) Ene./1995-Dic./2008



Fuente: Elaboración propia con información de Banco de México, INEGI, The Federal Reserve y The Bureau of Labor and Statistics.

Cuadro 3
Pruebas de estacionariedad para tipo de cambio y fundamentales. Resultados de las pruebas
“Dickey-Fuller Aumentada”. Período Ene./1995-Dic./2008

Ho: La variable “ x_t ” tiene una raíz unitaria

Variable		Intercepto		Tendencia e intercepto		Ninguno	
		t-estadístico	Prob.*	t-estadístico	Prob.*	t-estadístico	Prob.*
“s”	Estadístico ADF	-2.086	0.251	-3.185	0.091	1.402	0.960
	Valores críticos de prueba						
	1% level	-3.470		-4.014		-2.579	
	5% level	-2.879		-3.437		-1.943	
“fm”	Estadístico ADF	-2.576		-3.143		-1.615	
	Valores críticos de prueba						
	1% level	-3.795	0.004	-4.420	0.003	-0.625	0.445
	5% level	-3.473		-4.018		-2.580	
“fy”	Estadístico ADF	-2.880		-3.439		-1.943	
	Valores críticos de prueba						
	1% level	-2.577		-3.144		-1.615	
	5% level	-2.049	1.000	-0.740	0.968	0.264	0.762
“fp”	Estadístico ADF	-3.473		-4.018		-2.580	
	Valores críticos de prueba						
	1% level	-2.880		-3.439		-1.943	
	5% level	-2.577		-3.144		-1.615	
“fp”	Estadístico ADF	-5.498	0.000	-4.754	0.001	1.172	0.938
	Valores críticos de prueba						
	1% level	-3.470		-4.015		-2.579	
	5% level	-2.879		-3.437		-1.943	
“fp”	Estadístico ADF	-2.576		-3.143		-1.615	
	Valores críticos de prueba						

“f”	Estadístico ADF								
	Valores críticos de prueba	1% level	-3.795	0.004	-4.420	0.003	-0.625		0.445
		5% level	-3.473		-4.018		-2.580		
		10% level	-2.880		-3.439		-1.943		
			-2.577		-3.144		-1.615		

Número de Observaciones: 167. Exógenas: Constante
Fuente: Estimaciones propias.

Los resultados de las pruebas de cointegración de “ s_t ” con cada uno de los “ f_{jt} ” se presentan en el cuadro 4, donde se observa que -a diferencia de lo reportado por Engel y West (2005) en los casos que ellos estudiaron- para el caso mexicano en todas las instancias se rechaza la hipótesis de no cointegración (i.e, *no* se rechaza cointegración) a niveles de confianza estándar.¹⁵

Cuadro 4
Pruebas de cointegración entre el tipo de cambio y fundamentales
Periodo Ene./1995-Dic./2008

Número de relaciones de cointegración por modelo (nivel de significancia de 0.05*)

Sin intervalos rezagados

<i>Tendencia</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Lineal</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cuadrática</i>
	Sin	Con	Con	Con	Con
Tipo de prueba	intercepto y sin tendencia	intercepto y sin tendencia	intercepto y sin tendencia	intercepto y tendencia	intercepto y tendencia
Series: s_t y f_{mt}					
Traza	1	2	2	0	0
Max-Eig	1	2	0	0	0
Series: s_t y f_{yt}					
Traza	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	1	2
Series: s_t y f_{pt}					
Traza	2	1	2	1	2
Max-Eig	2	1	2	1	2
Series: s_t y f_{lt}					
Traza	0	1	2	0	2
Max-Eig	0	1	2	0	2

Número de Observaciones: 167

*Valores críticos de MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Fuente: Estimaciones propias.

Los resultados previos implican entonces que debemos proceder con las pruebas de causalidad de Granger en los niveles de las variables y no con las variables diferenciadas. Los resultados de los ejercicios para el periodo 1995-2008, en los que utilizamos sólo un rezago en las es-

¹⁵ Estas pruebas se realizaron considerando el modelo más sencillo para cointegración entre dos variables, que es el que excluye rezagos de las diferencias de las variables.

pecificaciones, se muestran en el cuadro 5. Como puede apreciarse, la evidencia apunta a que “ s_t ” causa en el sentido de Granger a los cuatro “ f_{jt} ”: En dos casos se rechaza la hipótesis nula de no causalidad a un nivel de 99% de confianza (f_{yt} y f_{pt}); en uno, la hipótesis se rechaza al 95% de confianza (f_{it}) y en otro, el rechazo es al 90% de confianza (f_{mt}). La causalidad en el sentido inverso se aprecia sólo en dos casos (en específico, “ f_m ” y “ f_i ” causan a “ s_t ”).

Cuadro 5
Resultados de las pruebas de causalidad de Granger
Periodo Ene./1995-Dic./2008

Ho: s_t No causa en el sentido de Granger a $f_{j,t}$			
Rechazos al 1% (***),			
	No. de Obs.	5%(**) y 10%(*)	Estadístico “F”
f_{mt}	167	3.473 (*)	0.064
f_{yt}	167	13.302 (***)	0.000
f_{pt}	167	31.536 (***)	0.000
f_{it}	167	5.860 (**)	0.017

Fuente: Estimaciones propias.

Ho: $f_{j,t}$ No causa en el sentido de Granger a s_t			
Rechazos al 1% (***),			
	No. de Obs.	5%(**) y 10%(*)	Estadístico “F”
f_{mt}	167	4.829 (**)	0.029
f_{yt}	167	1.602	0.207
f_{pt}	167	1.689	0.196
f_{it}	167	9.234 (***)	0.003

Fuente: Estimaciones propias.

Por tanto, para el periodo en cuestión, la evidencia tiende a apoyar los postulados del enfoque del mercado de activos para la determinación del tipo de cambio, en el sentido de que no se rechaza la hipótesis de que el tipo de cambio cause, en el sentido de Granger, a sus determinantes.

Pruebas de causalidad de Granger para los subperiodos 1995-2000 y 2001-2008. También se optó por dividir el periodo analizado en dos subperiodos: Ene./1995-Dic./2000 y Ene./2001-Dic./2008. La intención de este ejercicio fue determinar si la causalidad se mantiene en subperiodos que son diferentes en cuanto al comportamiento macroeconómico agregado. Al respecto, el primer subperiodo puede caracterizarse como

la etapa de recuperación de la estabilidad económica luego de la crisis financiera de 1994-95; mientras que el segundo subperiodo pudiera caracterizarse como un periodo de consolidación de dicha estabilidad. La posibilidad de este cambio se observa en el cuadro 6, donde se muestra que la volatilidad (medida a través del coeficiente de variación) de la tasa de interés (CETE91), de la inflación del INPC, del crecimiento de la producción (IGAE) y del crecimiento del agregado monetario M1, fue significativamente mayor en el primer subperiodo.

Cuadro 6
Volatilidad¹ de variables macroeconómicas en México: 1995-2008

	Ene. 1995/ Dic. 2000	Ene. 2001 Dic. 2008	Ene. 1995/ Dic. 2008
Tasa de Interés CET91	0.45	0.28	0.77
Inflación del INPC	0.41	0.07	0.33
Crecimiento IGAE	1.24	0.26	0.68
Crecimiento M1	0.68	0.16	0.52

1. Volatilidad se define como el coeficiente de variación de la variable.

Fuente: Estimaciones propias.

Las pruebas de cointegración (traza y máximo “eigen-value”) entre “ s_t ” y los “ f_{jt} ” para los dos subperiodos se muestran en el cuadro 7, donde puede apreciarse nuevamente evidencia de cointegración en todos los casos. Estos resultados llevan nuevamente a realizar pruebas de causalidad con los niveles de “ s_t ” y “ f_{jt} ”, resultados que se presentan en el cuadro 8.¹⁶

En dicho cuadro puede apreciarse que, en el primer subperiodo, nuevamente “ s_t ” causa en el sentido de Granger a los cuatro fundamentales (f_{mt} , f_{pt} y f_{it} con un nivel de confianza de al menos 95%, mientras que con y_{it} es a un nivel de 90%). En el sentido inverso encontramos que “ s_t ” es causada en el sentido de Granger por “ f_{mt} ” “ f_{pt} ” y “ f_{it} ” a un nivel de confianza de al menos 95%. En el segundo subperiodo, “ s_t ” causa en el sentido de Granger sólo a dos fundamentales (f_{pt} y f_{it} , en ambos casos a niveles de confianza de 95%); mientras que en el sentido inverso encontramos que “ f_{yt} ”, “ f_{pt} ” y “ f_{it} ” causan en el sentido de Granger a “ s_t ”, aunque todos ellos con apenas un 90% de confianza.

¹⁶ Para estas estimaciones -a diferencia de lo realizado para todo el periodo donde aun el modelo más restringido arrojaba evidencia de cointegración- fue necesario realizar una búsqueda para la especificación de los rezagos de las diferencias de las variables endógenas.

Cuadro 7
Pruebas de cointegración entre el tipo de cambio y fundamentales

I. Sub-periodo Ene. 1995/Dic. 2000

Número de relaciones de cointegración por modelo (nivel de significancia de 0.05*)

<i>Tendencia</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Lineal</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cuadrática</i>
	Sin	Con	Con	Con	Con
Tipo de prueba	intercepto y sin tendencia	intercepto y sin tendencia	intercepto y sin tendencia	intercepto y tendencia	intercepto y tendencia
Series: s_t y f_{mt}					
Traza	0	1	2	1	2
Max-Eig	0	1	2	1	0
Series: s_t y fy_t					
Traza	0	0	0	1	2
Max-Eig	0	0	0	1	2
Series: s_t y fp_t					
Traza	2	2	2	1	2
Max-Eig	2	2	2	1	2
Series: s_t y fi_t					
Traza	1	2	2	0	0
Max-Eig	1	2	0	0	0

II. Sub-periodo Ene. 2001/Dic. 2008

<i>Tendencia</i>	<i>No</i>	<i>No</i>	<i>Lineal</i>	<i>Lineal</i>	<i>Cuadrática</i>
	Sin	Con	Con	Con	Con
Tipo de prueba	intercepto y sin tendencia	intercepto y sin tendencia	intercepto y sin tendencia	intercepto y tendencia	intercepto y tendencia
Series: s_t y f_{mt}					
Traza	2	1	0	0	0
Max-Eig	2	1	0	0	0
Series: s_t y fy_t					
Traza	0	0	0	0	2
Max-Eig	0	0	0	1	2
Series: s_t y fp_t					
Traza	1	1	0	0	0
Max-Eig	1	1	0	0	1
Series: s_t y fi_t					
Traza	2	2	2	2	2
Max-Eig	2	2	2	2	2

*Valores críticos tomados de MacKinnon-Haug-Michelis (1999).

Cuadro 8
Resultados de las pruebas de causalidad de Granger:

I. Sub-periodo Ene. 1995/Dic. 2000

Ho: s_t No causa en el sentido de Granger a $f_{i,t}$			
Rechazos al 1% (***),			
	No. de Obs.	5%(**) y 10%(*)	Estadístico "F"
f_{mt}	62	2.219 (**)	0.039
f_{yt}	63	1.781 (*)	0.095
f_{pt}	71	25.202 (***)	0.000
f_{it}	70	12.826 (***)	0.000

Fuente: Estimaciones propias.

Ho: $f_{i,t}$ No causa en el sentido de Granger a s_t			
Rechazos al 1% (***),			
	No. De Obs.	5%(**) y 10%(*)	Estadístico "F"
f_{mt}	62	2.959 (***)	0.008
f_{yt}	63	0.947	0.502
f_{pt}	71	5.613 (**)	0.021
f_{it}	70	3.515(**)	0.036

Fuente: Estimaciones propias.

II. Sub-periodo Ene. 2001/Dic. 2008

Ho: s_t No causa en el sentido de Granger a $f_{i,t}$			
Rechazos al 1% (***),			
	No. de Obs.	5%(**) y 10%(*)	Estadístico "F"
f_{mt}	96	1.060	0.402
f_{yt}	96	0.563	0.728
f_{pt}	96	5.15166 (**)	0.026
f_{it}	96	9.0665 (**)	0.003

Fuente: Estimaciones propias.

Ho: $f_{i,t}$ No causa en el sentido de Granger a s_t			
Rechazos al 1% (***), 5%(**)			
	No. De Obs.	y 10%(*)	Estadístico "F"
f_{mt}	96	1.543	0.148
f_{yt}	96	1.98222 (*)	0.090
f_{pt}	96	2.81246 (*)	0.097
$f_{it(+)}$	96	2.96233 (*)	0.089

Fuente: Estimaciones propias.

Por tanto, la evidencia por subperiodos arroja también que el tipo de cambio tiende a causar en el sentido de Granger a sus determinantes monetarios.

■ *Comentarios finales*

Existen muchos trabajos en los que se concluye que los modelos pertenecientes al enfoque del mercado de activos para la determinación del tipo de cambio nominal han fracasado en su intento de explicar la dinámica cambiaria. Esto porque, en pruebas sobre su capacidad para pronosticar, estos modelos normalmente han sido incapaces de obtener mejores resultados que los obtenidos con un modelo donde el tipo de cambio se supone viene determinado por su valor del periodo previo más un término de error.

En fechas recientes, sin embargo, se ha fortalecido el punto de vista de que si bien el tipo de cambio tiende a comportarse como una caminata aleatoria, este hecho no debe considerarse como evidencia de que modelos donde el tipo de cambio se comporta como el precio de un activo deban ser desechados. Por el contrario, se argumenta ahora, el que el tipo de cambio tienda a mostrar un comportamiento muy cercano al de una caminata aleatoria no es evidencia en contra de esos modelos, sino evidencia a favor.

Habiéndose dado una justificación formal de por qué puede ser éste el caso,¹⁷ este trabajo se enfocó a revisar para el tipo de cambio “peso mexicano/dólar estadounidense”, una implicación de enfoque del mercado de activos para la determinación del tipo de cambio, a saber, que choques en el tipo de cambio deben causar en el sentido de Granger a sus determinantes. El análisis empírico que aquí se presenta para el periodo de flotación en México (1995-2008) sugiere que choques en el tipo de cambio causan, en el sentido de Granger, a una serie de variables consideradas como determinantes de la paridad peso/dólar, entre ellas, el diferencial de tasas de interés, el diferencial de ingreso, el diferencial de tasas de inflación y el diferencial de ofertas monetarias.

Debemos reconocer que el enfoque empírico adoptado en este trabajo no está libre de críticas. Una de ellas es que el análisis de causalidad se apoya en el concepto de “causalidad de Granger”, concepto que, como es sabido, sólo implica “precedencia”. La principal defensa a esta crítica

¹⁷ La justificación es la de Engel y West (2005).

es quizá la frecuencia con la que se reporta evidencia de “causalidad de Granger” del tipo de cambio hacia los fundamentales en el caso mexicano. Es decir, resulta reconfortante encontrar evidencia de causalidad, en lugar de lo contrario. Queda pendiente de determinar, sin embargo, si las relacionadas de “causalidad” detectadas en el presente trabajo implican o anticipan reacciones en la dirección correcta de los determinantes ante cambios en el tipo de cambio.

Otro problema con el enfoque de causalidad de Granger utilizado aquí se asocia con el hecho de que en la teoría, los determinantes del tipo de cambio son en sí mismos variables endógenas. Esto representa una dificultad para las pruebas de causalidad de Granger. Por ejemplo, un cambio en la tasa de interés local que se diera después de una fluctuación cambiaria -donde esta última fue producto de un choque externo- pudiera ser simplemente una reacción de la autoridad monetaria ante el choque cambiario y no una anticipación del mercado cambiario a un cambio de política monetaria.¹⁸ Por lo anterior se reconoce la necesidad de complementar las pruebas de causalidad de Granger con otro tipo de pruebas que pudieran dar cuenta de este tipo de relaciones.

No obstante estas dificultades, la evidencia para el caso mexicano que aquí se presenta sugiere que los mensajes del enfoque del mercado de activos para la determinación del cambio en un régimen de flotación no pueden rechazarse todavía en una economía como la nuestra. Los tomadores de decisiones en el sector público, en el sector financiero, en la banca central, así como en la iniciativa privada en México, deben considerar que tomará tiempo antes que el enfoque del mercado de activos para la determinación del cambio pueda dejarse a un lado.

■ Bibliografía

- Bergin, P. (2004): “How Well the New Open Economy Macroeconomics Explain the Exchange Rate and the Current Account.” *NBER Working Paper #10356*. Cambridge, MA. March.
- Campbell, J. y R. Shiller (1987): “Cointegration and Tests of Present Value Models.” *Journal of Political Economy*, Vol. 95, pp. 1062-88. Octubre.
- Chen, Y., K. Rogoff y B. Rossi (2008): “Can Exchange Rates Forecast Commodity Prices?”. *NBER Working Paper # 13901*, Cambridge, MA. Marzo.
- Cheung, Y., M. Chinn y A. García-Pascual (2002): “Empirical Exchange

¹⁸ Al respecto, vea el trabajo de Chen, Y., K. Rogoff y B. Rossi (2008).

- Rate Models of the Nineties: Are Any Fit to Survive.” *NBER Working Paper # 9393*, Cambridge, MA. Diciembre.
- Edwards, S. (1994): “Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries.” En J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*. Institute for International Economics. Washington, D.C.
- Engel, C. y K. West (2005): “Exchange Rates and Fundamentals.” *Journal of Political Economics*, Vol. 113, No. 3, pp. 485-517.
- Esquivel, G. y F. Larraín (2000): “Determinantes de las Crisis Cambiarias.” *El Trimestre Económico*, Vol. LXVII, No. 266, pp. 191-237, abril-junio.
- Evans, P. y R. Lyons (2004): “Exchange Rate Fundamentals and Order Flow.” Department of Economics, University of California, Berkeley, Working Paper.
- Frankel, J. (1981): “Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination.” NBER Summer Institute Paper, 80-7, Cambridge, MA.
- Frenkel, J. y M. Mussa (1985): “Asset Markets, Exchange Rates, and the Balance of Payments.” En R. W. Jones y P. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, Vol. 2. Amsterdam: North-Holland.
- Frankel, J. y A. Rose (1994): “A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates.” *NBER Working Paper #4865*, Cambridge, MA.
- Frydman, R. y M. Goldberg (2007): *Imperfect Knowledge Economics*. Princeton University Press. Princeton, NJ.
- Gandolfo, G. (2001): *International Finance and Open-Economy Macroeconomics*. Springer-Verlag. Berlin-Heidelberg.
- Galindo, L. (1995): “Una Nota Sobre el Tipo de Cambio en México.” *Investigación Económica*, No. 212, pp. 113-134, abril-junio.
- Guzmán, M. (2006): “Un Modelo de Predicción del Tipo de Cambio Spot para la Economía Mexicana”. *Análisis Económico*. No. 47, Vol. XXI, pp. 95-129, Segundo Cuatrimestre.
- Harberger, A. (1985): “Economic Adjustment and the Real Exchange Rate.” En S. Ahmed y S. Edwards (eds). *Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries*. University of Chicago Press. Chicago, IL.
- Harberger, A. (1989): “Applications of Real Exchange Rate Analysis.” *Contemporary Policy Issues*. Abril.
- Ibarrán, P. y A. Troncoso (1998): “Causalidad entre el Índice Bursátil y

- el Tipo de Cambio en México". *Gaceta de Economía ITAM*, Año 4, No. 7. pp. 195-212.
- Kildegaard, A. (2005): "Fundamentals of Real Exchange Rate Determination: What Role in the Peso Crisis." University of Minnesota Working Paper. October.
- Lyons, R. (2001). *The Microstructure Approach to Exchange Rates*, USA: MIT Press.
- Maddala, G. y I. Kim (2002): *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Meese, R. y K. Rogoff (1983): "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?." *Journal of International Economics*, Vol. 14, pp. 3-24, febrero.
- Neely, C. y L. Sarno (2002): "How Well Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates." Federal Reserve Bank of Saint Louis Working Paper Series. Working Paper 2002-007A, mayo.
- Obsfeldt, M. y K. Rogoff (1996): *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, MA. MIT Press.
- Sarno, L. y M. Taylor (2001): *The Economics of Exchange Rates*. Cambridge University Press. Cambridge.
- Taylor, M. (1995): "The Economics of Exchange Rates." *Journal of Economic Literature*, Vol. 33, pp. 13-47.
- Torre, L. y O. Provorova (2007): "Tipo de Cambio, Posiciones Netas de los Especuladores y el Tamaño del Mercado de Futuros del Peso Mexicano". *Economía Mexicana. Nueva Época*, Vol. XVI, No. 1, pp. 5-46. Primer Semestre.

Cuadro A1
 Pruebas de estacionariedad para tipo de cambio y fundamentales
 Resultados de las pruebas “Phillips-Perron”
 Período Ene./1995-Dic./2008

H0: La variable “x_t” tiene una raíz unitaria

Variable		Intercepto			Tendencia e intercepto			Ninguno		
		t-estadístico	Prob. *		t-estadístico	Prob. *		t-estadístico	Prob. *	
“s”	Estadístico Phillips-Perron	-2.093	0.248		-3.299	0.070		1.402	0.960	
	Valores críticos de prueba	-3.470		1% level	-4.014			-2.579		
		-2.879		5% level	-3.437			-1.943		
		-2.576		10% level	-3.143			-1.615		
“fm”	Estadístico Phillips-Perron	-3.525	0.009		-1.163	0.914		2.770	0.999	
	Valores críticos de prueba	-3.470		1% level	-4.014			-2.579		
		-2.879		5% level	-3.437			-1.943		
		-2.576		10% level	-3.143			-1.615		
“fy”	Estadístico Phillips-Perron	2.770	0.999		-9.052	0.000		-6.773	0.000	
	Valores críticos de prueba	-2.579		1% level	-4.014			-2.579		
		-1.943		5% level	-3.437			-1.943		
		-1.615		10% level	-3.143			-1.615		

Variable		Intercepto		Tendencia e intercepto		Ninguno	
		t-estadístico	Prob.*	t-estadístico	Prob.*	t-estadístico	Prob.*
"fp"	Estadístico Phillips-Perron	-13.201	0.000	-9.035	0.000	1.649	0.976
	Valores críticos de prueba	-3.470		-4.014		-2.579	
	1% level	-2.879		-3.437		-1.943	
	5% level	-2.576		-3.143		-1.615	
"fi"	Estadístico Phillips-Perron	-2.011	0.282	-2.783	0.206	-1.896	0.056
	Valores críticos de prueba	-3.470		-4.014		-2.579	
	1% level	-2.879		-3.437		-1.943	
	5% level	-2.576		-3.143		-1.615	

Numero de observaciones: 167

Exógenas: Constante

Fuente: Estimaciones propias.

Cuadro A2
Pruebas de estacionariedad para tipo de cambio y fundamentales
Resultados de las pruebas “Elliot-Rothenberg-Stock DF-GLS”
Periodo Ene. 1995/Dic. 2008

Ho: La variable “ x_t ” tiene una raíz unitaria

<i>Variable</i>			<i>Intercepto</i>	<i>Tendencia e intercepto</i>
			t-estadístico	t-estadístico
“s”	Estadístico ERS DF-GLS		1.097	-1.600
	Valores críticos de prueba	1% level	-2.579	-3.500
		5% level	-1.943	-2.963
		10% level	-1.615	-2.673
“fm”	Estadístico ERS DF-GLS		-0.813	-1.433
	Valores críticos de prueba	1% level	-2.580	-3.514
		5% level	-1.943	-2.975
		10% level	-1.615	-2.685
“fy”	Estadístico ERS DF-GLS		0.279	-0.352
	Valores críticos de prueba	1% level	-2.580	-3.514
		5% level	-1.943	-2.975
		10% level	-1.615	-2.685
“fp”	Estadístico ERS DF-GLS		0.921	-0.653
	Valores críticos de prueba	1% level	-2.579	-3.501
		5% level	-1.943	-2.964
		10% level	-1.615	-2.674
“fi”	Estadístico ERS DF-GLS		-1.004	-2.974
	Valores críticos de prueba	1% level	-2.579	-3.500
		5% level	-1.943	-2.963
		10% level	-1.615	-2.673

Numero de observaciones: 167

Exógenas: Constante y tendencia lineal

Fuente: Estimaciones propias.