

RIESGOS



Mtra. Isela Elizabeth Téllez León

¿ES PREDECIBLE EL TIPO DE CAMBIO NOMINAL EN EL LARGO PLAZO A TRAVÉS SUS FUNDAMENTALES MONETARIOS?, LA EVIDENCIA PARA MÉXICO 1995-2008

Licenciada en Economía (*Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Azcapotzalco*), Maestra en Economía en el (*Centro de Investigación y Docencia Económica, A. C.*). Doctorante en Ciencias Económicas (IPN)

Profesora del Instituto Politécnico Nacional-Escuela Superior de Economía a nivel licenciatura y Laboratorista en la UAM-Azcapotzalco.

Asistente de investigación en el proyecto "Estructura Económica Regional de la Economía Mexicana" en la UAM - Azcapotzalco, y en el proyecto "Los impactos reales de la inflación" UAM - Azcapotzalco.

Fecha de Envío: 16 de Noviembre 2009.

Fecha de Aceptación: 16 de Marzo de 2010.

RNA: 03-2010-031809453800-01

Fecha de Acta: 7 de Abril de 2010.

CONTENIDO

- ❖ Introducción
- ❖ Modelo Econométrico
 - Modelo de Cointegración Irrestricada
 - Modelo de Corrección de Error
- ❖ Metodología Econométrica y Análisis de la Estimación
- ❖ Análisis Estadístico de las Series
 - Descripción de las Series
 - Análisis Estadístico de las Series
- ❖ Resultados del Análisis Econométrico
 - Análisis de las Series y Raíces Unitarias
 - Resultados del Análisis de Cointegración
 - Resultados del Modelo de Corrección de Error
- ❖ Conclusiones
- ❖ Bibliografía

¿ES PREDECIBLE EL TIPO DE CAMBIO NOMINAL EN EL LARGO PLAZO A TRAVÉS SUS FUNDAMENTALES MONETARIOS?, LA EVIDENCIA PARA MÉXICO 1995-2008

Mtra. Isela Elizabeth Téllez León⁷

Resumen.

En este trabajo se analiza la relación de largo plazo existente entre el tipo de cambio nominal y sus fundamentales monetarios, en el marco del actual régimen cambiario de flotación (1995-2008). Específicamente se investiga la predictibilidad de los movimientos en el tipo de cambio a partir de sus fundamentales monetarios. El análisis de la predictibilidad del tipo de cambio es motivado porque a) existen pocos estudios sobre el tema en la literatura para México, ya que la mayoría de los estudios sobre el tipo de cambio en México han sido elaborados para establecer sus determinantes, y b) en la actualidad no existe un consenso sobre el tema y se pretende aportar al debate evidencia empírica para el caso de México.

Palabras Clave: RCF, Cambio nominal, Predictibilidad.

Abstrac.

In this work the relation of long existing term between the fundamental type of nominal change and its monetary ones is analyzed, within the framework of the present exchange regime of flotation (1995-2008). Specifically the predictability of the movements in the fundamental type of change from its monetary ones is investigated. The analysis of the predictability of the type of change is motivated because a) exists few studies on the subject in Literature for Mexico, since most of the studies on the type of change in Mexico they have been elaborated to establish his determinants, and b) at the present time does not exist a consensus on the subject and it is tried to contribute to the debate demonstrates empiricist for the case of Mexico.

Keywords: RCF, Nominal change, Predictability.

Classification JEL: C53,E4,E17.

⁷ Correo Electrónico: isela.tellez@exalumnos.cide.edu

Introducción

El origen del debate actual versa en el trabajo de Nelson Mark (1995), pues este enfoque suscitó controversia entre algunos investigadores como Kilian (1997), Berkowitz y Giorgianni (1997), Groen (1997), y Berben y Van Dijk (1998) quienes cuestionan la robustez estadística de los resultados encontrados. Por otro lado, existe evidencia favorable para la predictibilidad del tipo de cambio en MacDonald y Taylor (1993), Chinn y Meese (1995), Chen y Mark (1996), MacDonald y Marsh (1997) y en el presente trabajo para México (1995-2008).

Esta investigación busca contribuir al debate empírico mostrando evidencia para el caso de México sobre la predictibilidad de los movimientos del tipo de cambio con base en las variables básicas derivadas del modelo monetario. La hipótesis de investigación se centra en dos objetivos fundamentales: el primero es probar que el tipo de cambio nominal está cointegrado en el largo plazo con los determinantes predichos por el modelo monetario, y el segundo es examinar la capacidad de los fundamentales monetarios para predecir los cambios en el tipo de cambio nominal respecto de su valor fundamental. Este último aspecto se analiza estimando modelos de corrección de error para el caso no restringido.

I. Modelo Econométrico

En este apartado se especifica el modelo econométrico que examina la hipótesis de esta investigación al probar:

1) Si el valor del fundamental (f_t) y el tipo de cambio nominal (S_t) están cointegrados.

2) Si las desviaciones del tipo de cambio nominal de su valor fundamental (x_t) ayudan a pronosticar S_{t+k} , través del enfoque de cointegración Engle y Granger, y si hay evidencia de cointegración se estimará un modelo de corrección de error (MEC) para incorporar las relaciones de corto plazo.

El empleo del enfoque de cointegración puede ser restringido o irrestricto; en la presente investigación se emplea el enfoque irrestricto. Incluso cuando un número considerable de investigaciones empíricas han estudiado el modelo monetario restringido,⁸ otros autores⁹ están en contra de imponer restricciones *a priori* a los coeficientes en el modelo econométrico del enfoque monetario del tipo de cambio, cuando se quiere probar que éste regresa a su valor fundamental en el largo plazo. Por lo tanto, para dar mayor robustez al modelo se estiman todos los parámetros.

⁸ Messe y Rose (1990), Chinn y Meese (1995), Mark (1995), Blomberg y Hess (1997) y Mark y Choi (1997).

⁹ Cheung y Lai (1995), quienes observaron que las restricciones sesgan el resultado para no alcanzar el equilibrio a largo plazo. Además la evidencia en García y González (2000) señala que el poder explicativo de modelo monetario del tipo de cambio sin imponer restricciones a los coeficientes permite obtener el equilibrio de largo plazo del tipo de cambio spot.

El primer paso de la construcción del modelo econométrico es especificar de qué depende el S_t , en presencia de "burbujas racionales" la función se detalla a continuación:

$$S_t = \gamma [m_t^s - m_t^{s*} - \lambda (y_t - y_t^*)] \quad (1)$$

Donde S_t es el logaritmo del tipo de cambio spot, m_t^s es el logaritmo de la oferta monetaria doméstica, m_t^{s*} es el logaritmo de la oferta monetaria extranjera, y_t es el logaritmo del producto del país doméstico, y y_t^* es el logaritmo del producto extranjero.

Ahora se define X_t como sigue:

$$X_t = f_t - s_t \quad (2)$$

Donde, x_t es la desviación del tipo de cambio spot respecto a su fundamental, f_t es el fundamental monetario y s_t es el tipo de cambio spot.

1.1 Modelo de Cointegración Irrestricada

Puesto que para el econometrista es importante estimar coeficientes de cada uno de los fundamentales, la ecuación irrestricada de (1) es:

$$S_t = \beta_1 m_t - \beta_2 m_t^* - \beta_3 y_t + \beta_4 y_t^* + u_t \quad (3)$$

Y se define: X_t^m como sigue:

$$X_t^m = s_t - \beta_1 m_t + \beta_2 m_t^* + \beta_3 y_t - \beta_4 y_t^* = u_t \quad (4)$$

El modelo irrestricto pueden ser estimado con mínimos cuadrados ordinarios (Ordinary Least Square: OLS), pues Engle y Granger (1987) mostraron que si hay cointegración, el estimador de OLS es consistente. Este resultado se da a pesar del problema de que f_t está correlacionado con el término de error. Más sorprendentemente, los autores muestran que la diferencia $(\beta_{OLS} - \beta)$ tiende a cero a la misma tasa que T^{-1} tiende a cero, mientras $T \rightarrow \infty$. Esto es más rápido que la convergencia habitual de $T^{-1/2}$ del estimador de OLS en la regresión clásica, de allí la denominación de superconsistente y que puede ser utilizado para estimar los parámetros de la relación de largo plazo. Pero los estimadores que resultan de OLS para una muestra pequeña son sesgados e ineficientes.

Por lo que, para evitar el debate del tamaño de la muestra se estimará el modelo con Mínimos Cuadrados Dinámicos (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS).

Los estimadores obtenidos por medio de OLS dinámico fue propuesto por Saikkonen (*Econometric Theory*, 1991) e incluye p rezagos y adelantos de las diferencias de f_t en la regresión de cointegración: modelo con Mínimos Cuadrados Dinámicos (Dynamic Ordinary Least Square: DOLS).

Los estimadores obtenidos por medio de OLS dinámico fue propuesto por Saikkonen (*Econometric Theory*, 1991) e incluye p rezagos y adelantos de las diferencias de f_t en la regresión de cointegración:

$$S_t = f_t \beta + \Delta f_t + \delta_j + v_t \quad (5)$$

La motivación es eliminar la correlación serial del término de error sumando suficientes conductores y rezagos a la regresión. Este estimador es eficiente asintóticamente.

Para el corto plazo se especifica el modelo de ajuste en el siguiente apartado.

1.2 Modelo de Corrección de Error

De la relación de largo plazo se tiene:

$$S_t = \beta_{OLSD} f_t^m + u_t \quad (6)$$

Entonces, la relación de corto plazo será:

$$\Delta s = \varphi_1 \Delta s_{t-1} + \varphi_2 \Delta f_t^m + \varphi_3 (s_{t-1} - \beta_{OLSD} f_{t-1}^m) + u_t \quad (7)$$

Pueden incluirse rezagos de $\Delta s + \Delta f$. Y si $\varphi_3 < 0$ y significativo, entonces las desviaciones del tipo de cambio respecto de sus fundamentales ayudan a predecir las desviaciones en el tipo de cambio.

II. Metodología Econométrica y Análisis de la Estimación

El primer paso de la metodología econométrica consiste en determinar el orden de integración de las series a través de correlogramas¹⁰ y pruebas de raíz unitaria de Dickey- Fuller Aumentada para los criterios de Información de Akaike, de Schwarz, Akaike modificado y Schwarz modificado.

¹⁰ Éstos no se reportan en los resultados, puesto que son varias series y por cuestión de espacio sólo se menciona su comportamiento en los resultados.

También se obtiene la prueba de Dickey-Fuller-GLS con la finalidad de tener una gama de pruebas que valide los resultados.

Si en el primer paso es encontrado que el logaritmo de las series presentan raíz unitaria, se puede identificar el orden de integración de las series, y si todas tienen el mismo orden de integración, se procederá al segundo paso.

Entonces, se obtienen los resultados para el modelo de largo plazo que fue especificado en (3) a través de los métodos de estimación OLS y DOLS.

Se debe notar que para el estimador DOLS, es posible hacer inferencias de la siguiente manera: Primero, se estima(5) "modelo de cointegración aumentado" donde la relación de largo plazo es aumentada para incluir f_t lo cual "absorberá" la endogeneidad de f_t , además de p adelantos y rezagos de f_t , los cuales controlarán por autocorrelación residual.

Luego, la hipótesis $H_0: \lambda = 0$ puede ser evaluada utilizando el ratio-t reescalado como sigue:

$$t^* = \left(\frac{\sigma^2}{\lambda^2} \right) (t) \rightarrow t - \text{distribución } t -$$

El término σ^2 es la varianza del error en la regresión (5), el parámetro λ^2 es la varianza de largo plazo y puede ser obtenida de una regresión auxiliar AR(s), utilizando los residuos de (*), así que λ^2 se obtiene de la relación:

$$\lambda^2 = \frac{\sigma_w^2}{(1 - \varphi_1 - \dots - \varphi_s)^2} \quad \text{con} \quad \sigma_w^2 = (T-s)^{-1} \sum w_t^2$$

En el segundo paso se realiza un análisis de cointegración con el enfoque de Engel y Granger. Para el caso específico de variables $I(1)$ que tenemos se establece que si $f_t \sim I(1)$ y $s_t \sim I(1)$, entonces f_t y s_t están cointegradas si existe un valor β , tal que la combinación lineal $(s_t - \beta f_t) \sim I(0)$. Este caso se detona $f_t, s_t \sim CI(1,1)$. Esto significa, simplemente, que f_t y s_t no tenderán a separarse (divergir) a lo largo del tiempo o que mantendrán la misma distancia y, entonces, la ecuación $s_t = \beta f_t + u_t$ si tendrá sentido y capturará la relación de largo plazo entre f_t y s_t . Al considerar existencia de cointegración se tiene una relación de equilibrio hacia la cual f_t y s_t convergerán a través del tiempo. En este caso, el término de error u_t puede ser interpretado como un error de desequilibrio en el momento t .

Así después de obtener la relación de largo plazo se obtienen los residuos estimados por OLS de (1) para probar la hipótesis de cointegración con pruebas de raíz unitaria.

La prueba consiste en la siguiente explicación: Si $X_t^m = u_t \sim I(1)$ habría raíz unitaria, lo que indica que la serie es no estacionaria y no habría cointegración, pero si $X_t^m = u_t \sim I(0)$ no hay raíz unitaria por lo que la serie es estacionaria y sí existe cointegración.

El paso tres se lleva a cabo, si se encuentra evidencia de cointegración, ya que se puede estimar la relación de corto plazo con un modelo de corrección de error especificado en (7), el cual se estimará con el estimador DOLS por ser más eficiente que el OLS. Aunque este último tiene la propiedad de súper-consistencia para un número grande de datos, puede estar sujeto a sesgos debido a problemas de endogeneidad y autocorrelación. Y aun cuando en nuestro estudio se tienen 163 datos que se considera "muestra suficientemente grande", se estima con DOLS.

En el siguiente apartado se muestra el análisis de resultados econométricos para México durante su régimen cambiario flexible.

III. Análisis Estadístico de las Series

En este apartado se mostrarán los resultados econométricos del periodo en estudio 1995:06-2008:12 para analizar la evidencia empírica que arrojan los datos de México al debate de la predictibilidad del tipo de cambio con base en sus fundamentales monetarios. Se empieza mostrando las series utilizadas en este estudio y después se presentan los resultados empíricos obtenidos con base en la muestra para México.

3.1 Descripción de las series

El periodo de estudio de esta investigación comprende junio de 1995 a diciembre de 2008, con una periodicidad mensual; las variables que se emplearán en el estudio son:

✚ El tipo de cambio spot (TC) que se obtuvo de la base de datos del FMI, al cierre en los mercados nacionales y al final del periodo, las unidades están dadas en pesos por dólar de E.E.U.U. y para esta variable no aplica el ajuste de estacionalidad.

✚ La serie usada para representar la oferta monetaria (ms) es obtenida del FMI como la suma de dinero más cuasi-dinero, ambas reflejan el estado actual de los niveles de actividad económica. La unidad es millones de pesos y se presenta ajustada por estacionalidad.

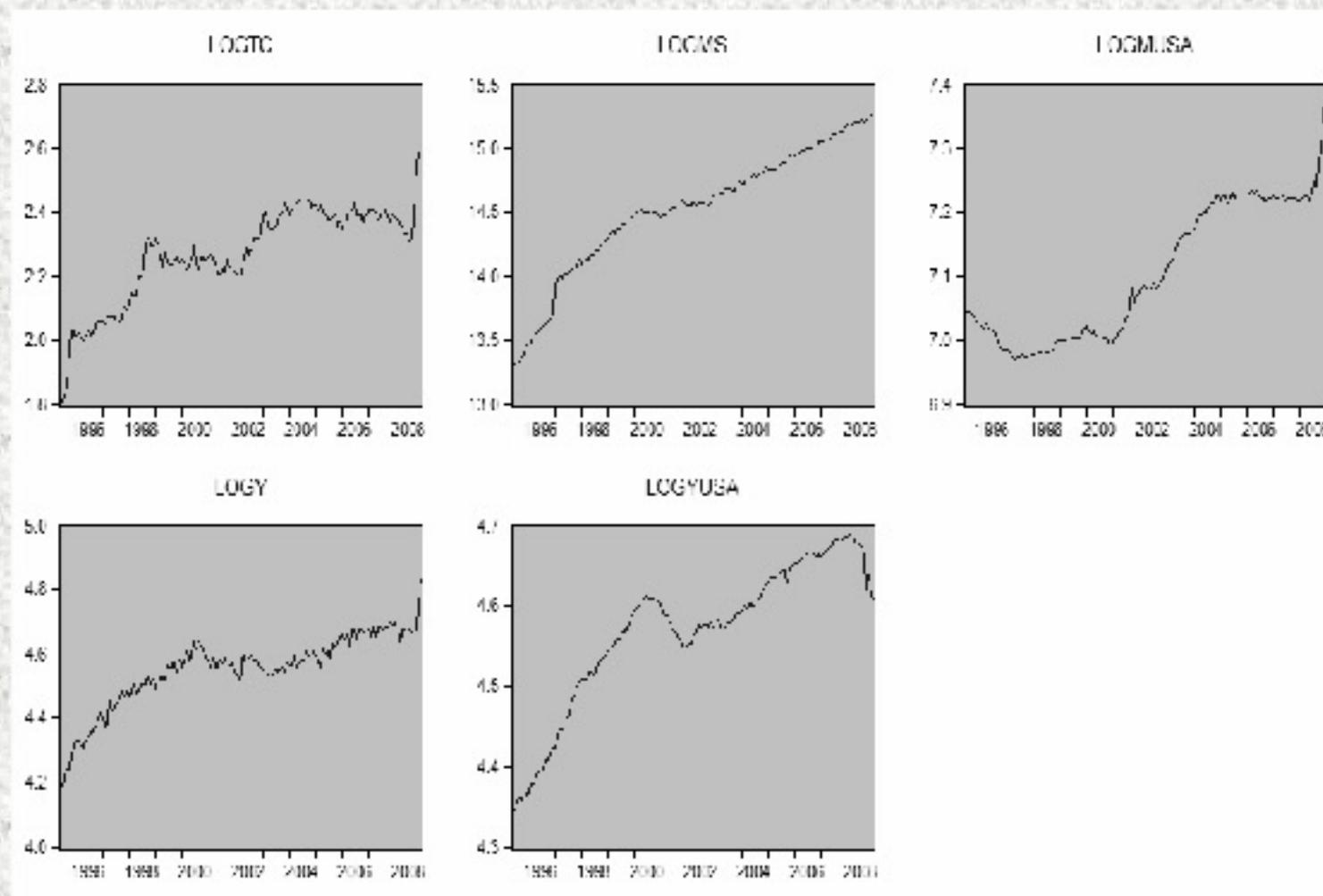
✚ La serie que se emplea para medir el producto de México (y) es el índice de producción industrial que se refiere al volumen de producción generado por las unidades de producción¹¹ de acuerdo con los datos del FMI.

✚ La serie para la oferta monetaria de Estados Unidos (yusa) se obtuvo del FMI con rubro M1, el cual refleja el nivel de actividad económica. Está ajustada estacionalmente; sus unidades son millones de dólares.

✚ La serie para el Índice de producción industrial (yusa) es obtenido del FMI y está ajustada por estacionalidad.

¹¹ Las unidades de producción están clasificadas en sectores industriales: C (minería), D (Industria manufacturera) y E (energía eléctrica, gas y agua) conforme a la Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las Actividades Económicas (CIIU Rev. .3).

Se trabajó con 163 observaciones y todas las series fueron obtenidas el 10 de abril de 2009. La gráfica de cada una de las series en niveles (aplicando el logaritmo a cada serie) se presenta a continuación.



Gráfica 1: Series en niveles.

La gráfica 1 muestra una tendencia creciente en cada una de las series así como variabilidad desde 1995:05 a 2008:12.

Se observa que todas las series tienen una tendencia en el mismo sentido, lo que da un primer acercamiento a la presencia de un equilibrio de largo plazo hacia el cual converge el sistema económico en el tiempo, aun cuando cada serie contiene una tendencia estocástica; por ello, en el siguiente apartado se presentan estadísticas de cada una de las series.

3.2 Análisis estadístico de las series

A continuación se presenta el análisis estadístico de los datos en la tabla 1 y 2.

	LOGTC	LOGMS	LOGMUSA	LOGY	LOGYUSA
Media	2.269970	14.52005	7.104089	4.552065	4.568348
Mediana	2.297573	14.56793	7.081793	4.570945	4.583947
Máximo	2.605648	15.25564	7.377634	4.837565	4.687579
Mínimo	1.806648	13.29208	6.969415	4.187692	4.344195
Dev. Std. (ds)	0.150495	0.496989	0.105363	0.115039	0.089641
Observaciones	163				

Tabla 1: Estadística de los datos de las series en niveles.

La tabla 1 muestra que el logtc, el logmusa, el logy y el logyusa tienen una desviación estándar similar en sus datos alrededor de 0.1, mientras que el logms tiene una desviación estándar de 0.5 sugiere que los datos en cada una de las series no se alejan tanto de su media y ello refleja la presencia de un equilibrio de largo plazo, que se analiza formalmente más adelante en el modelo de largo plazo.

Análisis de Covarianza: Ordinario

Muestra: 1995M06 2008M12

Observaciones incluidas: 163

Covarianza	LOGTC	LOGMS	LOGMUSA	LOGY	LOGYUS
LOGTC	0.022510				
LOGMS	0.067762	0.245483			
LOGMUSA	0.012097	0.041359	0.011033		
LOGY	0.015026	0.054209	0.007982	0.013153	
LOGYUSA	0.011875	0.043019	0.006593	0.009788	0.007986
Correlación	LOGTC	LOGMS	LOGMUSA	LOGY	LOGYUS
LOGTC	1.000000				
LOGMS	0.911563	1.000000			
LOGMUSA	0.767637	0.794713	1.000000		
LOGY	0.873288	0.954011	0.662617	1.000000	
LOGYUSA	0.885657	0.971568	0.702318	0.955001	1.000000

Tabla 2: Covarianza y correlación de las series en niveles.

La tabla 2 muestra que el tipo de cambio tiene una mayor covarianza con la oferta monetaria de México; además, en el análisis de correlación, puede observarse que todas son positivas y relativamente altas, lo cual sugiere una dirección común en las series; específicamente, que la correlación entre el logtc y el logms es 0.91 sugiere que el tipo de cambio responderá mucho más a su fundamental monetario ms, esto da un amplio margen de acción a la política monetaria para estabilizar el tipo de cambio cuando se requiera una estabilidad cambiaria rígida.

IV. Resultados del análisis econométrico

Para determinar el orden de integración de las series en niveles se observaron los correlogramas de las series con la transformación de logaritmo y se identificó un decaimiento lento, por lo que se concluye que las series tienen raíz unitaria.

4.1 Análisis de las series y raíces unitarias

Para tener la certeza de la presencia de raíz unitaria, se corrieron pruebas de raíz unitaria aumentada de Dickey-Fuller para: el logaritmo y la diferencia del logaritmo de las series con 13 rezagos, pendiente e intercepto.

Análisis de estacionariedad con 13 rezagos Datos mensuales 1995:06-2008:12					
Variables	Estadístico ADF/ Criterio de Información de Schwarz		Estadístico DF-GLS Criterio de Información de Schwarz		Orden de Integración
En niveles con intercepto y tendencia:					
Log: es el logaritmo de la variable	Valor de la prueba	p-value	Valor de la prueba	Valor crítico: 1% 5% 10%	I(d)
LogTC	-3.092272	0.1117	-1.710264	-3.505600 -2.968000 -2.678000	I(1)
LogMs	-3.112727	0.1069	-0.406045	-3.505600 -2.968000 -2.678000	I(1)
LogMusa	-1.572504	0.7996	-0.690928	-3.509200 -2.971000 -2.681000	I(1)
LogY	-3.090000	0.1123	-1.161720	-3.508000 -2.970000 -2.680000	I(1)
LogYusa	-0.954016	0.9462	-0.407077	-3.509200 -2.971000 -2.681000	I(1)
En primeras diferencias con intercepto:					
DLog: es la primera diferencia del logaritmo de la variable	Valor de la prueba	p-value	Valor de la prueba	Valor crítico: 1% 5% 10%	I(d)
DLogTC	-11.32073	0.0000	-9.788603	-2.579315 -1.942805 -1.615400	I(0)
DlogMs	-11.14273	0.0000	-9.639493	-2.579315 -1.942805 -1.615400	I(0)
DLogMusa	-1.854313	0.3532	-1.780658	-2.579495 -1.942830 -1.615384	I(0)*
DLogY	-12.09520	0.0000	-12.06353	-2.579404 -1.942818 -1.615392	I(0)
DLogYusa	-4.139053	0.0011	-4.153127	-2.579495 -1.942830 -1.615384	I(0)
Valores críticos de MacKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria * Es I(0) al 10% de significancia según la prueba DF-GLS					

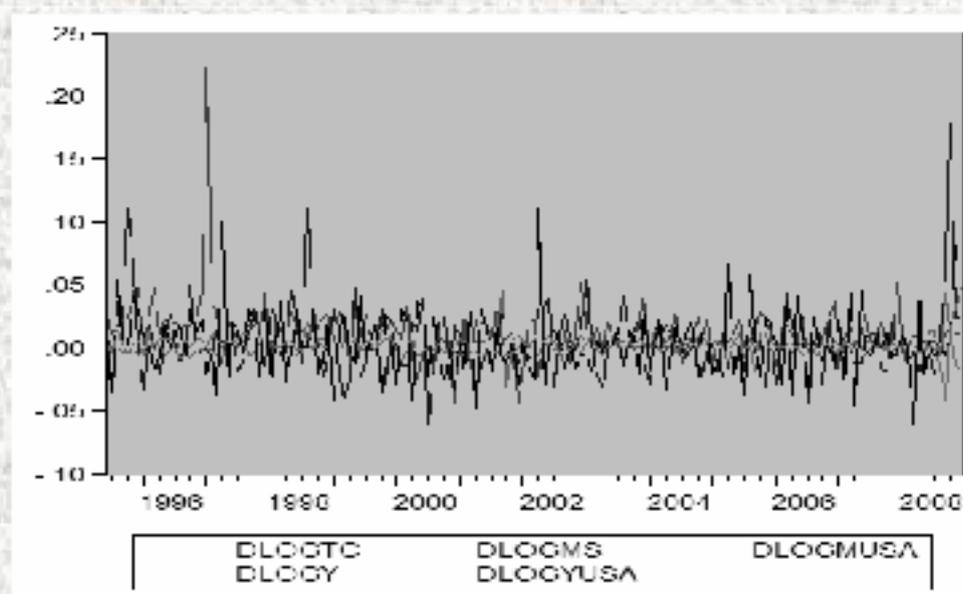
Tabla 3: Orden de integración de las series.

Así, en la tabla 3 se muestra el análisis de estacionariedad de cada una de las series en niveles y en diferencias de los logaritmos, con pruebas ADF y DF-GLS y criterio de información de Schwarz¹² con 13 rezagos.

Los resultados del análisis de raíz unitaria muestran que las series en niveles presentan raíz unitaria, pues el p-value es mayor a 0.05, lo que no permite rechazar la hipótesis nula, y significa que las series en niveles no son estacionarias; en contraste a este resultado, la diferencia del logaritmo para todas las series son estacionarias por no presentar raíz unitaria bajo la prueba DF-GLS a 90% de confianza.

El resultado al que se llega con el análisis de raíces unitarias es que las series en niveles son integradas de orden 1, $I(1)$.¹³ Las series en diferencias de los logaritmos son integradas de orden 0, $I(0)$ y, por lo tanto, estacionarias.

Con la finalidad de visualizar la estacionariedad de las series en diferencia de logaritmos se presenta la siguiente gráfica 2.



Gráfica 2: Series estacionarias.

Una vez determinado el orden de integración, resultado del paso 1, el cual caracteriza procesos ARIMA $(p,1,q)$ dadas las pruebas de raíz unitaria antes mostradas, se procede al segundo paso de la metodología econométrica planteada en el capítulo anterior para realizar un análisis de cointegración con el enfoque de Engel y Granger.

4.2 Resultados del análisis de cointegración

En este apartado se presentan los resultados de la estimación econométrica del modelo de largo plazo y la prueba de cointegración con el enfoque de Engel y Granger. Recuerde que para describir la relación de largo plazo especificamos el modelo irrestricto en (3) en el apartado I. Así la estimación del modelo de cointegración irrestricta por OLS y DOLS se muestra a continuación:

¹² Por cuestiones de espacio no se presentan las pruebas Dickey-Fuller Aumentada con otros criterios de información, pero se corrieron con la finalidad de dar mayor robustez a las inferencias obtenidas y se observa que se llega a conclusiones similares.

¹³ Las series $I(1)$ presentan principalmente las siguientes propiedades: el efecto de un choque es permanente, la varianza es creciente y la autocorrelación teórica es $\rho_h = 1$ para todo h cuando $t \rightarrow \infty$.

Modelo de cointegración irrestricta:

Estimador OLS

$$S_t = 0.393221m_t - 0.071734m_t^* + 0.005231y_t - 0.646559y_t^* \\ (0.0000) \quad (0.1946) \quad (0.9747) \quad (0.0006)$$

Estimador DOLS

$$S_t = 0.399822m_t - 0.123892m_t^* - 0.324041y_t - 0.259361y_t^* + \\ 0.231641\Delta m_{t+1} + 0.480326\Delta m_{t+1}^* - 0.070536\Delta y_{t+1} - 0.517340\Delta y_{t+1}^* - \\ 0.260073\Delta m_{t-1} + 0.912685\Delta m_{t-1}^* + 0.034993\Delta y_{t-1} + 0.867047\Delta y_{t-1}^*$$

Puesto que se utiliza el estimador DOLS para obtener estimaciones confiables de la relación de cointegración, sólo es necesario ajustar el ratio-t clásico y contrastarlo con la distribución-t clásica, como se señaló en la metodología econométrica, para así poder hacer inferencia estadística.

En ambos casos, estimando con OLS o DOLS, los coeficientes estimados para logms son significativos en 95% de confianza, lo que muestra el poder de la manipulación de la oferta monetaria en la determinación de largo plazo del tipo de cambio nominal. En el modelo irrestricto estimado por DOLS se obtiene que logms, logmusa, el logy y el loyusa explican al logtc; además, la tasa de crecimiento esperada y futura de la oferta monetaria nacional, así como el ingreso nacional explican el logtc, con 90% de confianza.

La interpretación ¹⁴ de la relación de largo plazo se realizará sobre los coeficientes estimados por DOLS que es eficiente asintóticamente. ¹⁵ Así, cuando la oferta monetaria se incrementa en 1% el tipo de cambio se deprecia en 0.39%, el incremento de 1% en la oferta monetaria de E.E.U.U. apreciará el tipo de cambio en 0.12%, un incremento de 1% en el índice de producción de México apreciará en 0.32% al tipo de cambio y el incremento de 1% en el índice de producción de EE.UU. apreciará el tipo de cambio en 0.25%.

Es importante notar que los signos esperados por la teoría fueron iguales a los estimados para el logms, logmusa y logyusa. La tabla 4 muestra los resultados de la prueba de cointegración sobre los residuos estimados. Con 99% de confianza se encuentra que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, lo que implica que no hay raíz unitaria y por lo tanto los residuos son estacionarios; Esto comprueba que existe cointegración entre el tipo de cambio y el fundamental monetario. Así se verifica una de las dos hipótesis planteadas al inicio de esta investigación; ahora es posible estimar el paso tres de la metodología econométrica.

¹⁴ La interpretación de cada coeficiente se realiza ceteris paribus.

¹⁵ Se observó, uno de los resultados más importantes de Engle y Granger (1987), que el estimador OLS de la relación de largo plazo (de cointegración) es "superconsistente" a pesar del problema de endogeneidad y posible autocorrelación de errores. Desde un punto de vista práctico se utiliza el estimador de OLS porque: (i) se cuenta con un número relativamente grande de observaciones (ii) los problemas de endogeneidad y autocorrelación no son importantes. Además se podría decir que las variables del lado derecho son, de hecho, exógenas y no existe autocorrelación, entonces el estimador de OLS es válido. Sin embargo, con el fin de obtener estimaciones confiables de la relación de cointegración se estima con DOLS.

Prueba de cointegración Criterio de Schwarz 0 rezagos		Interpretación de la prueba de cointegración	
Valor de la prueba	p-value	Valor de la prueba	p-value
-3.171462	0.0017	Se rechaza la H ₀ : Raíz unitaria $u_t \sim I(0)$	Hay cointegración al 99% de confianza

Tabla 4: Resultados de la prueba de cointegración.

Dada la evidencia de cointegración se realiza el paso tres de la metodología econométrica, en el cual es estimada la relación de corto plazo a través de un modelo de corrección de error con DOLS, en el siguiente apartado se presentarán los resultados.

4.3 Resultados del Modelo de Corrección de Error

La tabla 5 muestra los coeficientes estimados de la ecuación (7) y se presentan los resultados de una prueba sobre los residuales para verificar si son ruido blanco a 95% de confianza.

Modelo de Corrección de Error	Valores de los parámetros de corto plazo				Prueba de RB sobre los residuales del modelo criterio de Schwarz 0 rezagos	
	Modelo de Corrección de Error				Valor de la prueba	p-value
(7) 1995:06-2008:12	$\Delta s_t = 0.241046\Delta s_{t-1} + 0.793503\Delta \log \text{musa} + 0.158203\Delta \log y + 1.057268\Delta \log yusa$ (0.0044) (0.0045) (0.0934) (0.0029)				-12.86429	Residuos RB 0.0000
	$-1.275956\Delta \log yusa_{t-1} - 0.124606(s_{t-1} - \beta_{OLS} s_{t-1}^m)$ (0.0004) (0.0016)					

Tabla 5: Modelo de Corrección de Error (MCE).

De la tabla 5 se observa que en la ecuación (7) se obtiene que el término de ajuste que permite al tipo de cambio nominal regresar a su valor fundamental es -0.124606 y es significativo al 99% de confianza. Precisamente este término ata la conducta de corto plazo con su valor de largo plazo, además se nota que el signo que presenta es correcto (negativo) y cercano a cero, lo que implica que el equilibrio de largo plazo será muy lento, e indica mayores costos de ajuste. Lo anterior muestra la evidencia empírica de predictibilidad del tipo de cambio a través de las desviaciones del tipo de cambio nominal de su valor fundamental.

Por lo tanto, se puede concluir que se ha encontrado evidencia favorable en México para la predictibilidad del tipo de cambio a través de sus fundamentales monetarios con un modelo irrestricto y se da más confiabilidad a los resultados encontrados por dejar que los parámetros se estimen libremente.

Conclusiones

En este trabajo se utilizó un modelo monetario del tipo de cambio basado en la relación del tipo de cambio nominal y los fundamentales monetarios.

Los resultados empíricos muestran evidencia favorable para el caso de México sobre la predictibilidad de los movimientos del tipo de cambio durante 1995-2008. Se demostró que la hipótesis de la presente investigación se cumple porque: a) el tipo de cambio nominal esta cointegrado con su valor monetario fundamental y b) las desviaciones del tipo de cambio de su valor fundamental permiten predecir los movimientos en el tipo de cambio nominal, para la muestra empleada.

Si bien la evidencia sugiere que para el caso de México entre 1995-2008 la oferta monetaria se asocia significativamente con el tipo de cambio nominal en el largo plazo y predice correctamente la dirección de sus cambios en el corto plazo, es importante anotar que las estimaciones de los modelos de corrección de error indican que el proceso de corrección hacia el equilibrio de largo plazo es lento.

Una posible extensión de esta investigación sería considerar procesos de ajuste no lineales del tipo de cambio a su valor fundamental.

Bibliografía

Berben, R.B. y van Dijk, D.J. Does the absence of cointegration explain the typical findings in long horizon regressions?. Econometrics Institute: Erasmus University Rotterdam, 1998.

Berkowitz, J., Giorgianni, L. Long-horizon exchange rate predictability?. IMF: International Monetary Fund, 1997.

Chen, J. y Mark, N.C. [Alternative long-horizon exchange rate predictors] IMF: International Journal of Finance and Economics 1 (1996): 229-50.

Cheung, Y., Fung, H., Lai, K. y Lo, W. [Purchasing Power Parity under the European Monetary System] Journal of International Money and Finance 14 (1995): 179- 89.

Chinn, M.D. y Meese, R.A. [Banking on currency forecasts: how predictable is change in money?] Journal of International Economics 38 (1995):161-178.

Edison, Hali J. [Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/ Pound Exchange Rate (1890-1978)] Journal of Money, Credit, and Banking 19(3) (1987): 376-87.

Engel, Charles y Hamilton, James D. [Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?] American Economic Review 80(4) (1990): 689-713.

Engel, Robert y C. W. J. Granger. [Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing] Econometría 55 (1987): 251-276.

Esquivel, Gerardo y Felipe Larraín. [Determinantes de las crisis cambiarias] El Trimestre Económico 266, (2000): 191-237.

Fama, E.F., French, K.R. [Dividend Yields and Expected Stock Returns] Journal of Financial Economics 22(1), (1988): 3-25.

Fisher, Eric O. y Park, Joon Y. [Testing Purchasing Power Parity Under the Null Hypothesis of Co-integration] Economic Journal 101(409) (1991): 1476-84.

García S. José y Ma. Isabel González. [Los fundamentos monetarios del tipo de cambio peseta/marco alemán a corto y a largo plazo] Moneda y Crédito 211 (2000): 191-18, España.

Groen, J.J. [Long horizon predictability of exchange rates] Tinbergen Institute Discussion TI 97-095/2 (1997)

Hamilton, J. D. [Time Series Analysis] Princenton University Press, (1994).

Kilian, L. [Exchange rates and monetary fundamentals: what do we learn from long-horizon regressions?] Journal of Applied Econometrics, forthcoming (1997).

MacDonald, R. y Taylor, M.P. "The monetary approach to the exchange rate: rational expectations, long-run equilibrium and forecasting" IMF 40 (1) (1993).

Maddala, G. y Kim, I-M. Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

Mark, Nelson. "Exchange and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability" The American Economic Review, (1995): 201-218.

Mark, Nelson y Donggyu Sul. "Nominal exchange rates and monetary fundamental Evidence from a small post-Bretton woods panel" Journal of International Economics, (2001): 29-52.

Meese, Richard y Rogoff, Kenneth. "Empirical Exchange Rate Models of the 1970's: Do They Fit Out of Sample?" Journal of International Economics, (1983a): 3-24.

Obstfeld, Maurice. "International Currency Experience: New Lessons and Lessons Relearned" Brookings Papers on Economic Activity 1 (1995): 119-220.

Recursos electrónicos:

Fondo Monetario Internacional (FMI): <http://www.imf.org>

Banco de México (Banxico): <http://www.Banxico.org.mx/>

