Análisis Económico
Núm. 47, vol. XXI
Segundo cuatrimestre de 2006

Un modelo de predicción del tipo de cambio spot para la economía mexicana

(Recibido: agosto/05–aprobado: diciembre/05)

*María de la Paz Guzmán Plata**

Resumen

Con el fin de construir un modelo capaz de predecir el comportamiento del tipo de cambio spot para la economía mexicana, se plantea un modelo de corto plazo, el cual se sustenta en la metodología econométrica de Engle y Granger (1987). Sin embargo, esta metodología utiliza a la variable de ajuste al equilibrio, como una variable explicativa del comportamiento de una serie en el corto plazo. Como esta variable se extrae del nivel de equilibrio a largo plazo del tipo de cambio spot, se desarrolla un modelo de largo plazo del tipo de cambio, basado en los fundamentos del Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos. Para dar validez al modelo de pronóstico del tipo de cambio, se utilizan conceptos como integración, cointegración, causalidad de Granger, vectores autorregresivos, exogeneidad fuerte y se destacan los estadísticos Dickey Fuller, Akaike y Schwarz, Johansen y el coeficiente de desigualdad de Theil.

Palabras clave: tipo de cambio spot, México, pronóstico.
Calificación JEL: E13, E17.

* Profesora-Investigadora del Departamento de Economía de la UAM-Azcapotzalco (mguz@correo.azc.uam.mx).

Introducción

El objetivo del presente trabajo, es construir un modelo capaz de predecir el comportamiento del tipo de cambio spot (TCS) para la economía mexicana. con el fin de cumplir con este objetivo, se establece un modelo de corto plazo siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987). Esta metodología utiliza como variables explicativas de una serie a la variable de ajuste al equilibrio (conocida también como el mecanismo de corrección del error (MCE), el cual se extrae del modelo de largo plazo), a todas las variables que teórica y empíricamente influyen en la variable dependiente en el corto plazo y a los rezagos de la variable dependiente.

Ya que esta metodología plantea un MCE como variable explicativa del modelo de corto plazo, este se obtiene de un modelo de largo plazo del tipo de cambio. Aunque existen en la literatura teórica, varias escuelas que fundamentan la determinación de tipo de cambio en el largo plazo, se eligió al Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos[1] porque se considera, que este enfoque contempla a las variables más importantes que influyen en los movimientos del peso mexicano frente al dólar de los EUA en el largo plazo. La validación del modelo de largo plazo, se realiza por medio de la prueba de cointegración de Johansen, que a su vez requiere del análisis de integración de las series incluidas en el modelo. Por lo tanto, el análisis de integración se efectúa mediante los contrastes de Dickey Fuller (DF) y Phillis Perron (PP). Una vez estimado el modelo de largo plazo, se extraen sus errores, los cuales se sujetan a una evaluación econométrica dado que formarán parte del modelo de corto plazo, como la variable de ajuste al equilibrio. Las pruebas a las que se someten los errores son las de normalidad, cambio estructural, autocorrelación, heteroscedasticidad y forma funcional.

Para construir el modelo de corto plazo, se describen una serie de variables que teórica, histórica y empíricamente muestran relación con el comportamiento del TCS en la economía mexicana. Sin embargo, el número de variables son excesivas en relación al tamaño de la muestra (datos mensuales de enero de 1996 a junio de 2005). Para resolver este problema se recurre al concepto de exogeneidad fuerte, el cual se contrasta a través de la prueba simple de causalidad de Granger, si la serie TCS no está cointegrada con cada una de las variables detectadas o bien mediante un VAR (vector autorregresivo) que incluya al MCE, si los pares de variables presentan cointegración.

[1] Dentro de los enfoques alternativos para la determinación del tipo de cambio, se encuentra el modelo Keynesiano (modelo IS-LM para una economía abierta). También, Keynes, en *Reforma Monetaria* (1924), menciona varios factores que influyen en el tipo de cambio en el largo plazo.

En la última parte se plantean dos modelos alternativos de predicción, dentro de los cuales se selecciona a uno de ellos mediante los criterios de Akaike y Schwarz. El pronóstico del TCS se evalúa por medio del coeficiente de desigualdad de Theil (cdt), dentro y fuera de la muestra. Además, como fuera de la muestra se requieren valores de las variables explicativas del modelo, la predicción de éstas se efectúa mediante modelos ARMA, ARCH y GARCH.

Finalmente, la originalidad de este trabajo consiste en utilizar la metodología econométrica de Engle y Granger, para predecir el comportamiento del tipo de cambio spot a corto plazo. Esta metodología permite unir la explicación de una variable a largo y a corto plazo mediante el mecanismo de corrección del error. Además, al comparar este trabajo con los que existen para el caso de México, se incluyen variables macroeconómicas y financieras fundamentales en la estimación del tipo de cambio spot y se trabaja con un modelo VAR uniecuacional, elementos novedosos que no se encuentran en el análisis sobre el tema.

1. Marco teórico

En esta sección se desarrolla el modelo de largo plazo del tipo de cambio, basado en el Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos, se plantea el modelo de corto plazo, se hace una revisión de la literatura sobre predictibilidad y se destaca la herramienta econométrica que será utilizada en las secciones posteriores

1.1 El modelo de largo plazo del tipo de cambio spot

El modelo de largo plazo del tipo de cambio se sustenta en el Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos, el cual toma como base la versión absoluta de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) ($e = P_D / P_E$) y se expresa en términos logarítmicos de la forma

$$s = P_D - P_E$$

Donde:

s = logaritmo de tipo de cambio spot
p_D = logaritmo del índice de precios doméstico
p_E = logaritmo del índice de precios externo

El logaritmo de los niveles de precios se extraen del equilibrio en el mercado monetario doméstico y externo:

Equilibrio en el mercado de dinero doméstico		*Equilibrio en el mercado de dinero externo*	
$m_D^d = m_D$		$m_E^d = m_E$	
$m_D = p_D + y_D - r_D$	(1)	$m_E = p_E + y_E - r_E$	(1´)

Que al despejar de la ecuaciones (1.1) y (1.1´) la variación de los precios queda como:

Variación del nivel de precios domésticos		*Variación del nivel de precios externos*	
$p_D = m_D - y_D + r_D$	(2)	$p_E = m_E - y_E + r_E$	(2´)

al sustituir las ecuaciones (2) y (2´) en la ecuación de la PPA en términos logarítmicos, se encuentra que la tasa de cambio es igual a:

$$s = m_D - y_D + r_D - (m_E - y_E + r_E)$$
$$s = m_D - y_D + r_D - m_E + y_E - r_E$$
$$s = m_D - m_E + y_E - y_D + r_D - r_E \quad (3)$$

Donde:
s_t = logaritmo del tipo de cambio spot.
m_D = logaritmo de la oferta monetaria doméstica.
m_E = logaritmo de oferta monetaria extranjera.
y_D = logaritmo del producto doméstico.
y_E = logaritmo del producto extranjero.
r_D = logaritmo de la tasa de interés doméstica.
r_E = logaritmo de la tasa de interés extranjera.

La ecuación (3) también puede expresarse en términos de diferencias de las variables involucradas de la siguiente forma:

$$s = f\,[(m_D - m_E), (y_D - y_E), (i_D - i_E),] \quad (4)$$

o como un modelo econométrico donde se trabaja con diferencias de la oferta monetaria, del producto, y de la tasa de interés y se imponen restricciones *a priori* sobre los parámetros:

$$s = \beta_0 + \beta_1 (m_D - m_E) + \beta_2 (y_D - y_E) + \beta_3 (r_D - r_E) + u_t \qquad (5)$$

Numerosas investigaciones empíricas han estudiado el modelo monetario como se expresa en la última ecuación.[2] Sin embargo, otros autores están en contra de imponer restricciones a los coeficientes en el modelo econométrico del enfoque monetario del tipo de cambio, cuando se quiere probar que éste revierte a su media en el largo plazo o bien que las variables que intervienen en el modelo están cointegradas. Por ejemplo Cheung y Lai (1993), en un estudio del cumplimiento de la PPA para varios países de Europa y Canadá, encuentran que imponer restricciones *a priori* a los coeficientes para probar este modelo, lleva a rechazar que la PPA en su versión absoluta se cumpla, en realidad lo que sucede es que las restricciones sesgan el resultado para no alcanzar el equilibrio a largo plazo. Las razones por las cuales las restricciones no se cumplen son varias: una de las más importantes es que las medidas de los índices de los precios del país doméstico y extranjero, tanto en composición como en ponderación, son diferentes entre países; a este factor, se le suman la existencia de los bienes y servicios no comercializables, los diferentes costos de transporte, las restricciones al comercio y la competencia imperfecta entre países. Otros autores como García y González (2000), determinan el poder explicativo de modelo monetario del tipo de cambio sin imponer restricciones a los coeficientes, para lograr obtener el equilibrio de largo plazo del tipo de cambio spot.

Adicionalmente trabajar con diferenciales de las variables que teóricamente determinan el tipo de cambio en el enfoque monetario, trae como consecuencia errores de medida sobre todo cuando las economías son heterogéneas. Para obtener los diferenciales de cada variables, se necesita que las economías sean parecidas. Por ejemplo, Mansell (1992), argumenta, que para estimar el diferencial de las tasas de interés entre países deben calcularse instrumentos similares en cuanto a vencimiento, liquidez y clase de riego; cuando no se cumplen estos tres factores simultáneamente, se caerá en errores de medida al calcular los diferenciales. El vencimiento de los instrumentos puede ser el mismo, pero el riego y la liquidez no

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

necesariamente son iguales, por lo que la tasa de interés de un país puede ser mucho mayor a la del otro país simplemente para compensar un mayor riesgo.

Como en este trabajo de investigación, se requiere probar la existencia de un equilibrio a largo plazo para construir un modelo de corto plazo del tipo de cambio spot, y además se da por hecho que las economías domésticas y externas pueden ser heterogéneas, se tomaron en cuenta los aportes de las investigaciones antes mencionadas, referentes a no imponer las restricciones sobre los coeficientes, que *a priori* anotan los teóricos del Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos y no trabajar con diferenciales de las variables involucradas, para plantear el modelo econométrico de largo plazo. Por tanto, el modelo teórico que se propone para explicar el comportamiento del tipo de cambio spot en el largo plazo sería:

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 m_D - \beta_2 m_E + \beta_3 y_E - \beta_4 y_D + \beta_5 r_D - \beta_6 r_E + u_t \qquad (6)$$

Donde:

s_t = es el tipo de cambio spot.
m_D = es la oferta monetaria doméstica.
m_E = es la oferta monetaria extranjera.
y_D = es el producto doméstico.
y_E = es el producto extranjero.
r_D = es la tasa de interés doméstica.
r_E = es la tasa de interés extranjera.
β_0 = es la ordenada al origen.
$\beta_1 = \beta_2 = 1$ = es la condición de proporcionalidad.
$\beta_1 = \beta_2$ = es la condición de simetría.
β_3 = es la elasticidad de la demanda de dinero externo con respecto al producto.
β_4 = es la elasticidad de la demanda de dinero doméstico con respecto al producto doméstico.
β_5 = es la elasticidad de la demanda de dinero doméstico con respecto a la tasa de interés extranjera.
β_6 = es la elasticidad de la demanda de dinero extranjero con respecto a la tasa de interés extranjera y
u_t = es un término estocástico. En este modelo, la condición de simetría y proporcionalidad se prueban después de haber estimado los coeficiente $\hat{\beta}_1$ y $\hat{\beta}_2$, y se impone si se cumplen, si no se cumplen no se imponen.

1.2 El modelo de corto plazo del tipo de cambio spot

El modelo de corto plazo se plantea siguiendo la metodología de Engle y Granger. Esta metodología sostiene que la conducta de corto plazo de una serie de tiempo estará determinada por:

a) Un mecanismo de corrección del error que se obtiene de la ecuación cointegrante (modelo de largo plazo) llamada $Z_t = \alpha X$.[3]
b) Todas las variables que se consideran relevantes en la explicación de la variable dependiente a corto plazo incluyendo las variables de la ecuación cointegrante.
c) Los rezagos de la variable dependiente.
d) Un término de error estacionario.

De esta forma, el modelo de corto plazo del tipo de cambio spot que se propone es el siguiente:

$$\Delta s_t = \beta + \alpha\ Z_{t-1} + \sum_{i=0}^{p} \Gamma \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \Pi\, \Delta s_{t-i} + u_t \qquad (7)$$

Donde:

$Z_{t\text{-}1}$ = es el rezago del error de equilibrio, α mide la velocidad a que el tipo de cambio se ajusta a su valor de largo plazo.

[3] Si se considera al mecanismo de corrección del error como la única variable explicativa de una serie de tiempo su representación será de la siguiente forma:

$$A(B)(1 - B)x_t = -\gamma\, Z_{t}\text{-}_1 + u_t$$

Donde:
B = operador de rezago
Zt-1 = el rezago del error hacia el equilibrio de largo plazo
u_t = una variable estacionaria
Con A(0)=I la representación del mecanismo de corrección del error de una serie de tiempo estará dada por:

$$\Delta x_t = \alpha\, Z_{t\text{-}1} + u_t$$

Donde:
Δ = operador diferencia
α = ajuste gradual hacia el equilibrio de largo plazo
u_t = variable estacionaria

X = un vector formado por todas las variables que explican al tipo de cambio spot.
s_{t-i} = los rezagos del tipo de cambio spot.
u_t = es una variable aleatoria.

La ecuación (7) expresa que el tipo de cambio spot de corto plazo, viene determinado por el ajuste al equilibrio de largo plazo, las variables que se consideran importantes en la predicción de tipo de cambio en el corto plazo y por los rezagos del tipo de cambio spot.

1.3 La predictibilidad del tipo de cambio

La mayoría de las investigaciones empíricas sobre la predictibilidad de la tasa de cambio parten del enfoque Monetario de la Balanza de Pagos. Por ejemplo, Diebold y Nason (1990), Meese y Rose (1990), Hodrick (1990), Mark (1995), Chinn y Meese (1995) tratan de probar si el tipo de cambio responde a su valor fundamental.

Dentro de los modelos monetarios del tipo de cambio, se encuentra la representación lineal de la media que contrasta con la representación no lineal,[4] los cuales utilizan principalmente regresiones no paramétrica en la estimación. Diebold y Nason (1990), al analizar el tipo de cambio spot diario, para los EUA, utilizan la teoría de la predicción no paramétrica y llegan a resultados favorables al emplear esta técnica, comparados con los que obtiene con los modelos lineales. Meese y Rose (1990) prueban la no linealidad en modelos de la tasa de cambio que se basan en su valor fundamental, para regímenes de tipo de cambio fijo y flotación generalizada. Ellos encuentran que los modelos no lineales comparados con los lineales parecen tener un mejor comportamiento, pero concluyen que éste no es muy significativo. Messe y Chinn (1995), estudian los modelos lineales y no lineales de la tasa de cambio en el corto y largo plazo para tres modelos monetarios representativos. Ellos encuentran que, en el corto plazo, el poder de pronóstico de los modelos estructurales es muy pobre tanto en los modelos lineales como en los no lineales.

[4] Una ecuación no lineal se puede expresar como:

$$y = f(x_1, x_2,...x_k, \beta_1, \beta_2,...\beta_p) + \varepsilon$$

donde: f es una función no lineal de las k variables independientes $x_1..x_k$ y de los p coeficientes independientes $\beta_1...\beta_p$. Una ecuación de este tipo tiene la forma siguiente:

$$Y=\alpha \ +\alpha \ x_1^{\beta_1}+\alpha_2 x_2^{\beta_2}+e_t \quad o \quad Y=\alpha_1 e^{\beta_1 x_1}+\alpha_2 e^{\beta_2 x_2}+\varepsilon_t$$

Sin embargo, en el largo plazo las técnicas no paramétricas presentan resultados positivos comparadas con las paramétricas.

Otros autores enfatizan en las desviaciones que muestra la tasa de cambio de su valor fundamental, pero argumentan que la tasa de cambios revierte a su media en el largo plazo. Estos autores parten del modelo de caminata aleatoria[5] de la tasa de cambio y siguiendo a Fama y French (1988), dividen la variación de la tasa de cambios en una parte permanente y una transitoria y sostienen que esta última parte tiene un alto componente predictivo. Mark (1995), presentan evidencias que en el largo plazo el logaritmo de la tasa de cambio spot es predictible; su estudio lo realiza para el periodo 1973-1991, tomando en cuenta la tasa de cambio de los EUA con Canadá y Suiza. El modelo del tipo de cambio que él analiza es el monetario, el cual se contrasta con el de caminata aleatoria. La conclusión a la que llega es que, los cambios en el largo plazo de la tasa de cambio se pueden explicar a partir de sus fundamentos teóricos y que presenta reversión a la media cuando se estudia en largos horizontes. Estos resultados, lo llevan a rechazar el modelo de caminata aleatoria propuesto para el tipo de cambio. Mark y Choi (1997), encuentran que la desviación de la tasa de cambio real de su nivel de equilibrio de largo plazo tiene un alto componente predictivo en el periodo 1961-1993. Estos autores inician su estudio descomponiendo la serie del tipo de cambio real en su componente permanente y transitorio. La parte permanente se interpreta como la tasa de cambio de equilibrio real a largo plazo. La conclusión a la que llegan estos autores, es que la parte transitoria tiene un significativo componente predictivo de cerca de cuatro años. Sin embargo, los autores afirman que las fluctuaciones de la tasa de cambio revierte en el tiempo. Los diferenciales en la productividad, los diferenciales en la inflación y los diferenciales en la renta per cápita son la variables soporte para la predicción. Por último los autores rechazan el modelo de caminata aleatoria para explicar las variaciones en la tasa de cambios.

Los eventos políticos, también forman parte del análisis de predictibilidad de la tasa de cambio y se introducen, al igual que los fundamentos teóricos, en la explicación de las variación en esta tasa para producir mejores resultados en la predicción. Blomberg y Hess (1997), muestran evidencias de que la variación en la tasa de cambios es muy sensible a los factores políticos más que a los movimientos de las variables económicas. Estos autores encuentran que los eventos políticos

[5] El modelo de caminata aleatoria es del tipo $e_t = \phi e_{t-1} + u_t$ donde ϕ=1. Si la tasa de cambio spot sigue una caminata aleatoria, la tasa de cambio actual es igual a la tasa de cambio del periodo anterior excepto por el término de error. Si se quiere pronosticar la tasa de cambios para n periodos el modelo de caminata aleatoria es $E(S_{t-1}) = \phi^n S_t$ porque $E(u_t) = 0$, es decir, el pronóstico de la tasa de cambio spot es simplemente la tasa de cambio actual. Este tipo de modelos no revierte a la media y generalmente se llama no estacionario.

que más afectan a la variación en la tasa de cambio son los periodos de elección y la aprobación o desaprobación del gobierno en turno.

En lo que se refiere al tema de predictibilidad del tipo de cambio spot para la economía mexicana, se encontraron muy pocas investigaciones, pero además estos estudios hacen referencia a los determinantes del tipo de cambio en un periodo dado o bien al pronóstico de las crisis cambiarias, por lo que su objetivo no es conocer con anticipación el valor futuro de muestra moneda, fin que sí persigue este estudio. Sin embargo, se mencionan a continuación cuatro de dichas investigaciones.

Dentro de los trabajos sobre los determinantes del tipo de cambio, se encuentran los artículos de Werner (1997) y el de Ibarrán y Troncoso (1998). Werner, analiza el comportamiento diario del peso mexicano frente al dólar de los EUA en el periodo 1995-1997. Este autor supone, en un primer modelo, que los movimientos del tipo de cambio se explican por las variaciones de este mismo, con un día de retraso y por su volatilidad (estimada como un modelo GARCH (1,1). Los resultados muestran que la volatilidad no es significativa en la explicación del tipo de cambio en este periodo. En un segundo modelo, este autor, agrega, como variables explicativas, a la tasa de fondeo de los CETES (Certificados de la Tesorería de la Federación) y a los bonos del gobierno de Estados Unidos a 30 años. Los resultados de esta estimación fueron que la tasa de interés interna y externa tienen un efecto significativo sobre las fluctuaciones cambiarias. Ibarrán y Troncoso (1998), estudian la relación entre el tipo de cambio spot peso/dólar y el índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores, mediante un examen de cointegración, con datos diarios de 1994 a 1998. Ellos encuentran que, el mercado cambiario sigue al mercado bursátil o bien que la volatilidad del mercado financiero genera presiones sobre la paridad del peso, además que una vez que, el mercado accionario actúa sobre el mercado cambiario, se crea un proceso de retroalimentación, el cual genera mayor inestabilidad en este último mercado.

Dentro de las investigaciones sobre el pronóstico de las crisis cambiarias, se encuentra el estudio de Esquivel y Larraín (2000) y el de Rodríguez (2005). Los primeros utilizan un modelo probit con efectos aleatorios en el periodo 1975-1995, para estimar y predecir las probabilidades de una crisis cambiaria en 30 países donde se incluye a México. Las variables explicativas del modelo son, los desequilibrios de la cuenta corriente, el deslizamiento del tipo de cambio real, la escasez de divisas, los choque negativos de los términos de intercambio, un precario crecimiento económico y una medida de contagio regional. Estos autores encuentran que, las variables macroeconómicas desempeñan un papel importante en la determinación de la crisis y que éstas son altamente pronosticables. Por su parte,

Rodríguez, intenta predecir las crisis cambiarias de varios países incluyendo a México, a través de los modelos conocidos como de alerta temprana (SAT), e incorpora las expectativas del tipo de cambio por medio de las opciones como una variable de aproximación de señales. Dentro de las variables consideradas de alerta temprana, se encuentran indicadores macroeconómicos tales como deuda externa a exportaciones, deuda de corto plazo a reservas, cuenta corriente a PIB, deuda pública a PIB, etc.

1.4 La metodología econométrica

Dentro de los métodos utilizados para estimar una variable en función de otras variables, se encuentran los modelos multivariables o modelos de regresión. Estos modelos son útiles sobre todo cuando se trata de pronosticar una variable en función de sus fundamentos, porque al contener más variables el pronóstico tiene mayor información para realizarse.

Si además se quiere ligar el comportamiento de corto y de largo plazo de la variable dependiente y su relación con otras variables dentro del pronóstico, el modelo de largo plazo proporciona el ajuste al equilibrio que el modelo de corto plazo contendrá.

Cuando se habla de un modelo de largo plazo y de la relación entre las variables, se utilizan técnicas econométricas como instrumentos de medición. Los conceptos más utilizados son: cointegración y causalidad de Granger.

El método de cointegración permite detectar si las variables involucradas en un modelo tienden al equilibrio de largo plazo. Sin embargo, el método de cointegración incluye un análisis de integración de las series cuya prueba más conocida es la de raíces unitarias.

El análisis de integración consiste en detectar si la serie y_t es estacionaria[6] en niveles o es estacionaria después de diferenciarla "d" veces, así una serie será integrada de orden cero I(0), si en niveles es estacionaria, una serie será integrada de orden uno I(1) si su primera diferencia Δy_t es estacionaria y así sucesivamente. Para poder validar si las series son estacionarias y su orden de integración, se emplearán las pruebas de Dickey-Fuller y la de Phillips-Perron.

El método de cointegración consiste en encontrar una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables o bien tendencia comunes entre estas. Cuan-

[6] Gráficamente, un serie es estacionaria si fluctúa alrededor de su media y si se aleja de ésta siempre regresa a una vecindad de la misma. Matemáticamente una serie de tiempo es estacionaria si su media es constante, al igual que su varianza, y su covarianza no depende del tiempo sólo de la distancia de una observación y otra.

do las variables están cointergradas existe un vector β tal que y_t - βx_t es I(0), o sea, es estacionario independiente del grado de integración de las variables. Para saber si y_t y x_t esta cointegradas, se aplica la prueba de Johansen sobre las variables que se incluyen en el modelo.

El método de causalidad de Granger es una herramienta estadística para determinar el sentido de la relación entre las variables. A diferencia del coeficiente de correlación, que mide el grado de asociación entre pares de variables sin importar que éstas tengan una relación de dependencia, el concepto de causalidad de Granger hace referencia a la precedencia de una variable sobre otra variable.[7] El concepto de causalidad de Granger, sostiene que si x_t puede ser explicado por sus valores pasados y por los valores pasados de y_t entonces y_t causa a x_t, es decir, cuánto del valor explicado de x_t puede ser explicado por los valores pasados de x_t y por los valores pasados de y_t. Además, como la prueba de causalidad de Granger indica precedencia, se puede utilizar para elegir a las variables exógenas en un modelo.

Para llevar a cabo las pruebas de causalidad, Granger (1988) recomienda analizar el grado de intergración de las series y verificar si las variables están cointegradas, porque si las series están cointegradas, las pruebas de causalidad deben incluir el método de corrección del error (MCE) y si las variables no lo están se puede realizar la prueba simple de causalidad. Además si las series están cointegradas, el MCE será la variable de ajuste al equilibrio que ligue la dinámica de corto y de largo plazo de las series. El MCE son los errores estacionarios que se obtienen de la regresión de la variable dependiente sobre las explicativas del modelo, los cuales se incluyen en el modelo de corto plazo como una variable que mide la desviación de la variable dependiente hacia su equilibrio a largo plazo.

Una vez que se obtienen los modelos de corto y de largo plazo, serán seleccionados a través de los criterios de Akaike y Schwarz. Estos criterios se basan en la penalización de la varianza de los errores por los grados de libertad usados en la predicción.

El pronóstico del tipo de cambio se lleva a cabo mediante un pronóstico *ex post*.[8] Este tipo de pronóstico, tiene la ventaja de verificar la predicción con los datos existentes y evaluar dicho pronóstico. Los datos existentes, pueden ser datos reales observados o ser a su vez un pronóstico puntual de las variables.

[7] La precedencia de una variable sobre otra u otras surge de la noción de que la causa debe suceder antes que el efecto. Diebold (1998) profundiza sobre el concepto de causalidad relacionado con los pronósticos y retoma el concepto de causalidad como precedencia.

[8] En el pronóstico *ex post* las observaciones de la variable dependiente y de las variables explicativas se conocen con certeza durante el periodo que se quiere pronosticar.

Como el objetivo de este trabajo de investigación es predecir el TCS a varias etapas fuera de la muestra, se realiza un pronóstico puntual de las variables que se encuentran del lado derecho del modelo de corto plazo, ajustando modelos ARMA[9] con efectos ARCH[10] o GARCH[11] para aquellas series que presentan volatilidad.

Finalmente, el pronóstico del TCS se evalúa mediante el coeficiente de desigualdad de Theil. Este coeficiente toma valores entre cero y uno. Si el cdt=0, el valor de la variable dependiente estimada por el modelo y el valor real son iguales o bien el ajuste es perfecto. Si el cdt=1 el valor de la variable dependiente difiere por completo del valor real, en este caso el pronóstico no es bueno.

2. Estimación y análisis de resultados de los modelos de largo y de corto plazo del tipo de cambio spot

En esta sección se estiman los modelos de largo y de corto plazo del tipo de cambio spot y se realizan las pruebas de integración y cointegración correspondientes a dichos modelos .

2.1 La estimación y análisis de resultados del modelo de largo plazo

Las variables que forman parte del modelo de largo plazo del tipo de cambio spot se tomaron lo más cercanas posibles a la definición teórica, para hacer el análisis al caso de México. Estas variables son las siguientes:

a) El tipo de cambio spot: es el precio en pesos para transacciones de realización inmediata, es decir, al contado. El precio del tipo de cambio spot se establece en el mercado de cambios de Nueva York, porque es Estados Unidos quien fija el precio de la moneda del país con quien tiene operaciones financieras.

[9] Un modelo ARMA es aquel que describe a una variable por medio de sus observaciones pasadas, por una serie de promedios móviles y por un error aleatorio. Este tipo de procesos se estudian con mayor profundidad en Diebol (1999).

[10] Los modelos ARCH (modelos de Heteroscedasticidad Condicional Autorregresiva) son capaces de explicar la varianza condicional de una serie de tiempo mediante un modelo AR. Estos modelos fueron desarrollados por Engle (1982) y aplicados en el análisis de series financieras para el caso de México por Ludlow (1997) y Guzmán (1998).

[11] Los modelos GARCH (modelos de Heteroscedasticidad Condicional Autorregresiva Generalizados). Son capaces de explicar la varianza condicional como un modelo ARMA. Estos modelos fueron desarrollados por Bollerselev (1986).

b) Como variable "proxy"[12] a la oferta monetaria se eligió a M1, porque es el agregado de mayor liquidez para cubrir las necesidades de transacción de los agentes económicos. El agregado monetario M1 en México, incluye billetes y monedas metálicas en poder del público, los depósitos en cuentas de cheques en moneda nacional y en moneda extranjera y los depósitos en cuenta corriente en moneda nacional. En Estados Unidos, el agregado monetario M1 incluye además de los elementos anteriores, "cheques de viajero y otros depósitos en cuenta de cheques establecidos por instituciones que no son bancos comerciales".[13]
c) Índice del Volumen de la Producción Industrial (IPI) como variable "proxy" al producto. Este índice se elabora con base en la Encuesta Industrial Mensual[14] (EIM) que realiza el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) donde se obtiene el volumen y el valor de la producción industrial total y por gran división (Minería, Manufacturas, Construcción y Electricidad).
d) La tasa de interés de largo plazo. Como variables "proxy" a la tasa de interés a largo plazo se encuentran la tasa de interés de los CETES a 91 días y la tasa de interés de los Fondos Gubernamentales de los EUA a tres meses. Los Cetes son títulos de deuda al portador en los cuales el gobierno federal se obliga a pagar una cantidad fija de dinero en una fecha determinada. El Banco de México actúa como único agente colocador de dichos títulos. Los Fondos Gubernamentales son instrumentos de deuda del gobierno norteamericano que se emiten al portador con vencimiento de un año o menos. Estos certificados se consideran libres de riesgo porque están respaldados por el gobierno norteamericano.

Los agregados monetarios M1 de México y Estados Unidos se eligieron en dólares constantes de 2003. Los índices del volumen de la producción industrial, se tomaron en puntos con año base 2003 y las tasas de interés son datos mensuales anualizados. Todas las cifras se transformaron a logaritmos, porque trabajar con esta unidad de medida reduce considerablemente los problemas de estimación, y a la vez los coeficientes que se obtienen del modelo son las elasticidades que propone el enfoque monetario del tipo de cambio spot.

En lo que se refiere a la prueba de cointegración de las variables que forman parte del modelo de largo plazo del tipo de cambio spot, que se realizan con

[12] Las variables "proxy" son sustitutos de las variables reales y se utilizan como aproximaciones de las variables verdaderas.

[13] Ramírez (2001:31).

[14] La Encuesta Industrial Mensual (EIM) incluye 205 clases de actividad económica. Esta cobertura permite la revisión mensual de una gran variedad de productos de la industria mexicana. La EIM tiene como unidad básica de observación, el establecimiento productor por lo que es posible obtener en forma homogénea datos por entidad federativa de la producción en volumen, valor y precio para las diferentes actividades económicas de la industria.

el fin de detectar si las variables involucradas tienden al equilibrio de largo plazo, se hicieron las correspondientes pruebas individuales del grado de integración de las series, como lo exige la teoría econométrica (ver la sección 1.4). Esta prueba individual del grado de integración de las series permite analizar si cada una de las variables, que forma parte del modelo de largo plazo, es estacionaria (la variable se mueve alrededor de su media y tiende al equilibrio en el largo plazo).

Los resultados de esta prueba, para las variables que integran el modelo monetario del tipo de cambio de largo plazo en el periodo (1996-2005) se muestran en el Cuadro 1; en éste se observa que todas las variables son estacionarias en primeras diferencias.

Cuadro 1
Pruebas de integración, 1996-2005

Variables	*Niveles*		*Primeras diferencias*		*Grado de integración*
	DF	*PP*	*DF*	*PP*	
LTCS	-1.299223	-1.327402	-5.860255	-11.41963	I(1)
LM1MEX	-2.116463	-1.739421	-5.687336	-12.50016	I(1)
LM1USA	-1.996242	-1.972098	-3.528102	-10.20919	I(1)
LIPIMEX	-1.487534	-2.23136	-5.584373	-17.79555	I(I)
LIPIUSA	-1.639827	-2.153833	-2.291444	-9.459382	I(1)
LCETES91	-1.96181	-1.95366	-4.178089	-9.619557	I(1)
LTIUSA	-1.495846	-1.074922	-2.602998	-6.189892	I(1)

Valores críticos: A 10%=-2.5801 ; a 5%=-2.8868; a 1% =-3.4885.

Los resultados de la prueba de Johansen indican que las variables están cointegradas y que sólo existe una ecuación cointegrante, es decir, que existe equilibrio a largo plazo en el modelo monetario del tipo de cambio spot para la economía mexicana y se puede trabajar con una sola ecuación (modelo uniecuacional) (véase Cuadro 2).

Cuadro 2
Pruebas de cointegración de Johansen

Eigenvalue	*Likelihood ratio*	*5 Percent critical value*	*1 Percent critical value*	*Hypothesized No. of CE(s)*
0.417531	174.0888	124.24	133.57	None *
0.315000	112.4741	94.15	103.18	At most 1
0.199398	69.34375	68.52	76.07	At most 2
0.170664	43.99117	47.21	54.46	At most 3
0.107724	22.65832	29.68	35.65	At most 4
0.079914	9.664607	15.41	20.04	At most 5
0.001488	0.169757	3.76	6.65	At most 6

*(**) Denota el rechazo de la hipótesis nula de no cointegración a 5.0% y 1.0% de significacia. La prueba de R.L. indica una ecuación cointegrante a un nivel de significancia de 5.0%.

Por otro lado, los resultados de la regresión del modelo de largo plazo para el tipo de cambio spot se pueden ver en la ecuación (8). En esta ecuación se observa que, a excepción del logaritmo del índice de la producción industrial, todas las variables restantes tienen el signo teórico esperado y son estadísticamente significativas a un nivel de confianza de 95.0%. Además, el coeficiente de la ordenada al origen tiene un valor muy alto comparado con el valor del coeficiente de las otras variables.

$$LTCS_t = -12.4710 + 0.1088A_t - 0.4300B_t + 0.0850C_t + 1.9248D_t + 0.1092E_t - 0.1619F_t + e_t \quad (8)$$

e.s (1.3463) (0.0367) (0.0909) (0.0797) (0.0137) (0.0167) (0.0108)
t (-9.2634) (2.9529) (-4.7291) (1.0664) (13.996) (6.5252) (-15.013)

R^2 = 95.90%	= 95.67%	
		F=417.3503; Prob.= 0.000000
D.W.= 0.640595	C. Akaike=-4.370652-	C. Schwarz =-4.202639
Log. Like.= 256.1271	E. S. de la regresión=0.026411	Sum residuos cuadrado=0.074636

A_t = LM1MEX; β_t = LM1USA; C_t = LIPIMEX; D_t = LIPIUSA; E_t = LCETES91; F_t = LTIUSA

LTCS = al logaritmo del tipo de cambio del peso mexicano con respecto al dólar de los EUA en el periodo t.
LM1MEX = al logaritmo del agregado monetario M1 de México en el periodo t.
LM1USA = al logaritmo del agregado monetario M1 de los EUA en el periodo t.
LIPIMEX = al logaritmo del índice del volumen de la producción industrial de México en el periodo t.
LIPIUSA = a la logaritmo del índice del volumen de la producción industrial de México en el periodo t.
LCETES91 = a la tasa de interés de los CETES a 91 días en el periodo t.
LTIUSA = el logaritmo de la tasa de interés de los Fondos Gubernamentales de los EUA a tres meses en el periodo t.

Para solucionar esos problemas, se procedió a eliminar de la regresión el coeficiente de la ordenada al origen. El resultado del modelo sin este coeficiente se encuentra en la ecuación (9). En esta ecuación se observa que el problema de la no significancia estadística del LIPIMEX persiste, pero su signo pasa de ser positivo a negativo como lo indica la teoría. La no significacia del LIPIMEX expresa que el comportamiento del producto interno no explica el comportamiento del LTCS en el periodo de la muestra.

$$LTCS_t = 0.1229A_t - 0.3928B_t - 0.0259C_t + 188449D_t + 0.1210E_t - 0.2079F_t + e_t \quad (9)$$

e.s (0.0492) (0.0246) (0.1053) (0.1834) (0.0223) (0.0128)
t (2.4983) (-16.033) (-0.2466) (10.060) (5.4277) (-16.263)

R^2 = 92.61%	$\overline{R}^2$ = 92.27%	
		F= 270.9131 Prob.= 0.000000
D.W.= 0.405256	C. Akaike=-3.799313	C. Schwarz =-3.655303
Log. Like.= 222.5608	E. S. de la regresión=0.035289	Sum residuos cuadrado=0.134491

Por último, es conveniente realizar las pruebas sobre las condiciones de simetría y proporcionalidad que sugiere la teoría del enfoque monetario del tipo de cambio sobre los valores de los coeficientes de los dos agregados monetarios. Dicha teoría sostiene que el valor del coeficiente de la oferta monetaria doméstica y extranjera deben ser iguales (condición de simetría) y que además, estos deben ser iguales a la unidad (condición de proporcionalidad). Las hipótesis de estas condiciones quedan planteadas de la siguiente manera:

Estas condiciones fueron probadas mediante el estadístico Wald[15] a través de los valores de los coeficientes de los agregados monetarios M1 de México y

[15] La prueba Wald sirve para verificar restricciones sobre los estimadores del modelo. Tanto el estadístico Wald como los estimadores del modelo se calculan por el método de máxima verosimilitud.

de los EUA. Los resultados del Cuadro 3 están a favor del no rechazo del cumplimiento de las condiciones de simetría y proporcionalidad para el caso de México en el periodo 1996-2005.

Cuadro 3
Prueba sobre restricciones en los coeficientes de M1

Hipótesis nula	*C(1)=1*	*C(2)=1*	*C(1)=C(2)=1*
Estadístico F	520.6717	3208.454	1943.299
Probabilidad	0.0000	0.0000	0.0000

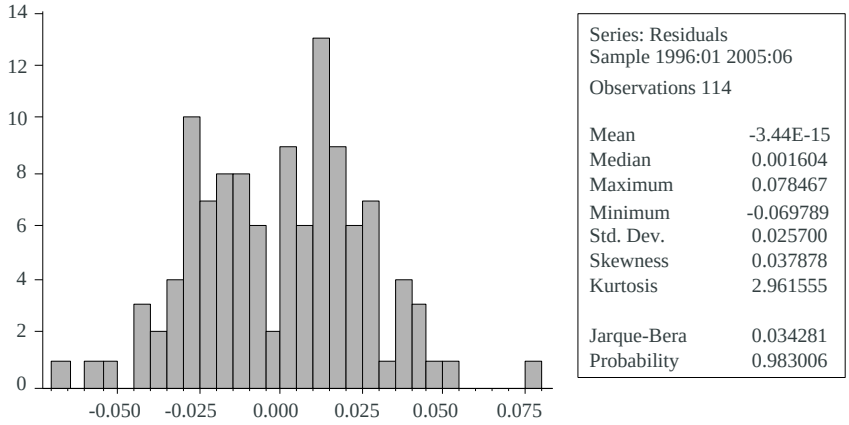
En cuanto a la evaluación econométrica de este segundo modelo, se puede observar en los resultados de la regresión, que los criterios de Akaike y Schwarz mejoran en el modelo sin ordenada al origen que tomando en cuenta el modelo con ordenada al origen. Estos resultados indican que el segundo modelo sea elegido como la mejor alternativa para estimar TCS a largo plazo.

Como la pruebas de cointegración aplicadas al modelo monetario del tipo de cambio realizada mediante la prueba de Johansen, resultó a favor de una relación de equilibrio a largo plazo, es conveniente realizar una evaluación econométrica de los residuales del modelo ya que éstos constituyen el error convergente hacia el equilibrio y formarán parte del modelo de corto plazo como el mecanismo de corrección del error.

Dentro de las pruebas más importantes para realizar la evaluación econométrica, se encuentran las pruebas de normalidad y las de cambio estructural. Las primeras detectan si los residuos del modelo se distribuyen como una variable normal. Con las pruebas de cambio estructural, se determina algún rompimiento en los residuos que marque un quiebre en la línea de regresión.

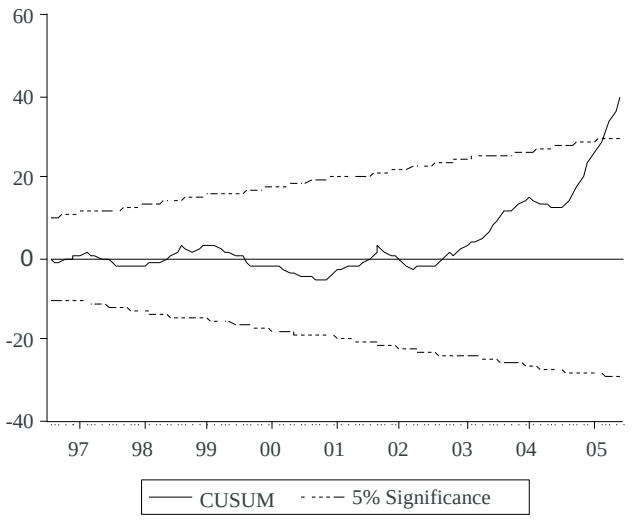
Según se puede ver en los resultados de la Gráfica 1, los residuos de la regresión elegida para explicar los movimientos del tipo de cambio spot a largo plazo tuvieron un comportamiento de una variable normal, esto se comprueba al observar el valor de la probabilidad del estadístico Jarque-Bera que es mayor al 0.05 (0.983), es decir, se encuentra dentro de la zona de no rechazo de la hipótesis nula de normalidad. A su vez el valor de la simetría es cercana a cero (0.037878) y la kurtosis se aproxima al valor de tres (2.961555).

Gráfica 1
Prueba de normalidad en los errores



La prueba de cambio estructural se llevo a cabo mediante la prueba Cusum. Los resultados de esta prueba se muestran en la Gráfica 2. Según se observa en ésta el estadístico se sale de la banda de 5.0% de significancia aproximadamente en el mes de diciembre de 2004 o en el mes de enero de 2005.

Gráfica 2
Prueba de cambio estructural en los errores



Para verificar si existe cambio estructural, en donde el estadístico Cusum se sale ligeramente de las bandas de 95.0% de confianza de estabilidad en los errores, se utilizó la prueba Chow de rompimiento en un punto. Esta prueba, según se puede apreciar en el Cuadro 4, indica que se rechaza la hipótesis de cambio estructural en esos meses.

Cuadro 4
Prueba Chow

Año	*Estadístico F*	*Probabilidad*
2004.12	15.2554	0.0000
2005.01	10.54071	0.0000

Adicionalmente, también la regresión del modelo de largo plazo del tipo de cambio spot se sometió a las pruebas de evaluación econométrica tradicionales como autocorrelación, heteroscedasticidad y forma funcional que se realizan con base en los errores estimados de la regresión del modelo.

Cuadro 5
Evaluación econométrica

Prueba	*Autocorrelación Breusch-Godfrey*	*Heteroscedasticidad ARCH*	*Forma Funcional White*
Estadístico F	9.48919	7.4423	1.4458
Probabilidad	0.49880	0.5119	0.1658

Los resultados de esas pruebas indican que los errores del modelo de largo plazo no tiene problemas de autocorrelación, ya que la probabilidad del estadístico Breusch-Goldfrey es menor a 0.05 (0.4988). (véase Cuadro 5). Además, los errores del modelo no presentan problemas de heteroscedasticidad y la forma funcional es la correcta.

2.2 Estimación y análisis de resultados del modelo de corto plazo

El modelo de corto plazo que se propuso en la sección 1.3, con base en la metodología econométrica propuesta por Engle y Granger (1987) para el tipo de cambio spot, tiende a ser muy flexible cuando el objetivo es hacer una predicción, porque se compone tanto de variables fundamentales como de aquellas que se consideran

importantes en la explicación del tipo de cambio en el corto plazo. Las variables que teóricamente influyen en el tipo de cambio ya fueron descritas en los párrafos anteriores. El resto de las variables, fueron elegidas a partir de un análisis histórico de la evolución del comportamiento del tipo de cambio en los últimos tres sexenios, poniendo especial atención en las variables que se relacionaban con los movimientos de éste en los meses previos a las devaluaciones de nuestra moneda.[16] Por tanto, las variables que se consideran afectan al tipo de cambio en el corto plazo, aparte de las que plantea el Enfoque Monetario de la Balanza de Pagos son:

a) El índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores (IPYC). Una de las variables que destaca en la explicación del comportamiento del TCS es el IPYC. El IPYC, representa el valor de un conjunto de títulos accionarios que varían en el tiempo. La relación de este índice con el tipo de cambio spot, se manifiesta más claramente en los últimos años de cada sexenio desde el gobierno del presidente Luis Echeverría Álvarez y más recientemente, a través de la inestabilidad de los mercados financieros internacionales. La experiencia empírica y el sustento teórico confirman que disminuciones del índice de mercado bursátil provocan incrementos en el tipo de cambio, es decir, una devaluación de la moneda doméstica.
b) El índice Dow Jones (IDJ) de los EUA. Este índice es un promedio base de fácil cálculo. El numerador está compuesto por los precios de las acciones inscritas en él con sus respectivas ponderaciones. El divisor contiene un elemento de ajuste en el precio de las acciones, por los efectos que puedan causar los dividendos, los cambios de giro y las divisiones en estos activos. Las acciones inscritas en el IDJ pertenecen a empresas con excelente reputación y con antecedentes de crecimiento sustancial comprobable. Las acciones que forman parte de este índice pertenecen a diferentes industrias como la financiera, de servicio, tecnológicas, de bienes de consumo, ventas al menudeo y empresas de entretenimiento. La importancia de este índice es que se utiliza como una medida global del mercado de EUA. Su comportamiento en México ha sido determinante en las variaciones del TCS. Sus movimientos más pronunciados a la baja coinciden con las disminuciones del IPYC y de las devaluaciones del peso. Las crisis de los países asiáticos y de Brasil en 1997 y en 1998, se manifestaron en estas tres variables: una baja en el índice Dow Jones repercutió de manera negativa en el IPYC y en una devaluación del peso.

[16] Estudio elaborado por Guzmán (2005).

c) El precio del petróleo (PP)[17] también se encuentra dentro de las variables que explican los movimientos TCS. Su precio lo fija la Organización de Productores de Petróleo (OPEP) y está determinado por la demanda y oferta de este producto. Los miembros de la OPEP,[18] regulan básicamente la oferta del petróleo imponiendo niveles de producción a sus miembros, cuando la demanda es muy baja y los precios internacionales de este producto disminuyen considerablemente.[19] En México, la importancia del precio del petróleo sobre las expectativas de la evolución de la economía se presentan desde finales de la década de los setenta. Sin embargo, es en la década pasada cuando se observa una estrecha relación de esta variable con el TCS. Los precios mínimos del precio del petróleo que se registraron en 1993, 1994, 1997 y en 1999 repercutieron en la devaluación del peso.

d) El nivel general de precios también se encuentra presente, a nivel teórico, como determinante del tipo de cambio e incluso en épocas de una creciente variación porcentual de esta variable (épocas de alta inflación), la demanda de dinero está completamente dominada, por las expectativas de los cambios porcentuales en el nivel de precio, las cuales generan aumentos en el tipo de cambio (devaluaciones de la moneda doméstica).

e) Las reservas internacionales (REINT), es una variable que teórica y empíricamente está relacionada inversamente con el tipo de cambio, por lo que los analistas financieros observan constantemente su comportamiento, para poder predecir los movimientos de nuestra moneda. El monto de reservas internacionales que un país tiene en un momento determinado, es una variable medular en el Enfoque Monetario de la balanza de Pagos, porque lo importante en este enfoque es la velocidad con la cual un país gana o pierde reservas internacionales. Para este enfoque, si se mantiene un tipo de cambio fijo, cualquier divergencia entre la demanda y oferta de dinero dará como resultado un movimiento en las reservas internacionales, en cambio, si prevalece un tipo de cambio flexible, cualquier divergencia en esta variable se verá reflejada en los movimientos del tipo de cambio, mientras el total de reservas se mantiene constante.

[17] El petróleo es una mezcla en la que coexisten en fases sólida, liquida y gas, compuestos denominados hidrocarburos, constituidos por átomos de carbono e hidrógeno y pequeñas proporciones de heterocompuestos con presencia de nitrógeno, azufre, oxígeno y algunos metales, ocurriendo en forma natural en depósitos de roca sedimentaria. Su color varía entre ámbar y negro. La palabra petróleo significa aceite de piedra.

[18] Los miembros de la OPEP son Argelia, Indonesia, Irán, Irak, Kuwait, Libia, Nigeria, Catar, Arabia Saudita, Emiratos Árabes Unidos y Venezuela.

[19] Véase página web de la OPEP.

f) El índice del tipo de cambio real (ITCR), es otra variable que teóricamente está relacionada con el tipo de cambio a través de la versión absoluta de la PPA. Un índice del tipo de cambio real sobrevaluado (que está por debajo de 100) tiene efectos en el tipo de cambio, porque los analistas financieros esperan que el tipo de cambio se devalúe para alcanzar su valor real y que los inversionistas extranjeros se trasladen a otros países donde la expectativa de la moneda sea más estable.

g) El riesgo (RIESGO), representa una variable más, la cual se encuentra íntimamente ligada al comportamiento del tipo de cambio a través de la movilidad de capitales extranjeros de un país a otro. El incremento del riesgo, provocado principalmente por la inestabilidad de la política interna, hacen que los capitales extranjeros salgan despavoridos de un país, a otro donde el riesgo es menor. De esta manera, aumentos en el riesgo provocan que disminuya la oferta de la moneda externa y aumente su valor en relación al valor de la moneda doméstica. En el caso de México, los efectos de la variación del nivel de riesgo sobre el TCS se presentó a lo largo de todo el año de 1994, derivado de los eventos políticos acontecidos en muestro país, los cuales culminaron con una drástica caída de nuestra moneda. Además, con el desarrollo del mercado de capitales,[20] las repercusiones de la variación en el riesgo se dan de forma acelerada, por ejemplo las noticias de las crisis financieras en otros países circulan en cuestión de segundos y los capitales extranjeros se mueven de un país, a otro más seguro, por el miedo al efecto propagación. De esta manera las crisis financieras internacionales de 1997 y 1998 repercutieron en México haciendo que el peso se devaluara en cuestión de minutos.

h) Las tasa de interés de corto plazo, también forma parte de las variables presentes en la determinación de tipo de cambio. En la teoría de la Paridad de Intereses, se puede encontrar la relación del tipo de cambio y la tasa de interés a corto plazo. En esta teoría, un aumento de la tasa de interés interna, mientras todo lo demás permanece constante, hará que los capitales fluyan al país doméstico haciendo que el tipo de cambio se aprecie y lo contrario sucederá con una disminución de dicha tasa.

i) Las remesas internacionales (REME), es otra variable que recientemente ha tomado importancia en la determinación tipo de cambio en nuestro país. Las entradas de dólares a través de los envíos de los mexicanos que trabajan en Estados

[20] El mercado internacional de capitales es un conjunto de mercados estrechamente interrelacionados en los que se intercambian activos como acciones, bonos de diferentes países y distintas monedas.

Unidos, cada vez son mayores. Este hecho explica, en gran medida la revaluación del peso mexicano frente al dólar durante el segundo trimestre del año 2005.

Las variables que se eligieron para formar parte del modelo de corto plazo del TCS se tomaron en forma mensual de enero de 1996 a junio de 2005. El índice Dow Jones y el IPYC se encuentran medidos en puntos. El precio del petróleo elegido fue el olmeca (PPO). El tipo de cambio real se encuentra medido en puntos y es el que edita el Banco de México calculado con base en el INPC. La variable riesgo se mide como variable dicótoma[21] y su cualidad se basa en los movimientos de la inversión extranjera en cartera. Así, la variable riesgo tomará valores de uno cuando el signo de la inversión extranjera en cartera sea negativo en forma secuencial y valdrá cero en el otro caso. Es importante mencionar que la variable riesgo es editada por la empresa Standar & Poor´s con el nombre de riesgo soberano. Sin embargo, las calificaciones que ésta dio a nuestro país no variaron en forma significativa para el periodo de la muestra. Además dichas calificaciones se denotan por letras y se encuentran clasificadas en corto y largo plazo, en moneda nacional y en moneda extranjera,[22] es por ello que no se eligió a esta empresa calificadora como fuente representativa de datos. Como variable "proxy" a tasa de interés de corto plazo se eligió a la tasa de interés de los CETES a 28 días (CETES28) que se encuentra medida en tasas mensuales anualizadas. Al igual que en los modelos de largo plazo, los datos de las variables se transformaron a logaritmos y después a diferencias de sus logaritmos.

Como el modelo de corto plazo está planteado en diferencias de las variables, es decir, el modelo de corto plazo plantea que las series deben ser estacionarias, se realizó previamente un análisis del grado de integración de las series, adicional al que se hizo con las variables del modelo de largo plazo.

[21] Este tipo de variables mide cualidades en el análisis de regresión (por ejemplo, sexo, raza, color religión, nacionalidad, factores políticos, etcétera). Generalmente la presencia de cualidad toma el valor de 1 y la ausencia de ésta de cero.

[22] La empresa Standar & Poor´s califica gobiernos regionales y locales. La metodología de análisis se centra básicamente en analizar la posición financiera de cada país y su desenvolvimiento macroeconómico. La escala de calificaciones es: AAA (la capacidad de pago de intereses y capital es extremadamente fuerte); AA (la capacidad de pago es fuerte); A (la capacidad de pago es fuerte pero susceptible a las condiciones económicas adversas); BBB (se considera con capacidad de pago); BB (menos posibilidad de incumplimiento a corto plazo); B (posibilidad de incumplimiento de pago pero tiene actualmente capacidad de pago); CCC (tiene la posibilidad identificada de no pago). Las calificaciones comprendidas AA y CCC pueden tener un signo – o +, lo cual identifica su posición relativa dentro de las principales categorías de calificación. La empresa Standar & Poor´s otorgó a México un rango de calificaciones comprendido entre BB y B en moneda extranjera de corto y largo plazo, durante el periodo comprendido de 1996-2005.

Los resultados del grado de integración de las variables que se eligieron *a priori* como explicativas del TCS para el periodo 1996-2005, se muestran en el Cuadro 6, ahí se observa que todas las variables son integradas de orden uno, es decir, que son estacionarias en primeras diferencias tanto mediante el estadístico DF como el de PP a excepción del INPC que es estacionaria en niveles.

Cuadro 6
Pruebas de integración, 1996-2005

Variables	*Niveles*		*Primeras diferencias*		*Grado de*
	DF	*PP*	*DF*	*PP*	*Intergración*
LIPYC	-0.679328	-0.779443	-5.336819	-11.58788	I(1)
LIDJ	-2.491747	-2.404894	-5.061931	-11.29199	I(I)
LPPO	-0.280326	-0.567117	-5.082674	-12.33481	I(1)
LNPC	-4.770489	-9.756571	-o-	-o-	I(0)
LREINT	-1.389384	-1.571324	-4.700363	-11.16194	I(1)
LITCR	-2.40018	-2.594171	-5.245605	-8.125391	I(1)
LCETES28	-2.106239	-2.085458	-4.249913	-10.0584	I(1)
LREME	-0.280776	-0.579304	-5.179185	-13.70817	I(1)

Valores Críticos: a 10%=-2.5801; a 5%=-2.8868; a 1% = -2.8868.

Como se mencionó en los párrafos precedentes, las variables relacionadas con el TCS son todas las del modelo de largo plazo, las variables que teórica y empíricamente influyen en él a corto plazo, los respectivos rezagos de todas estas variables, más los rezagos del propio TCS y la variable ajuste al equilibrio. Sin embargo, si se introducen en el modelo de corto plazo todas estas variables se presentan dos problemas. El primero de ellos, es que el modelo de corto plazo violaría el supuesto de parsimonia (modelo ahorrativo en parámetros). El segundo problema, es que al tener tantas variables y un número pequeño de datos, la inferencia estadística emanada de los modelos es poco confiable. Para superar estos dos problemas se discriminan variables, utilizando el concepto de exogeneidad fuerte que se puede verificar mediante la prueba causalidad de Granger, a través de una prueba simple o mediante un vector autorregresivo que incluya MCE si las series están cointegradas.

Según los resultados de la prueba de Granger que se encuentran en el Cuadro 7, las variables a considerar como exógenas en el modelo del TCS para el periodo que comprende la muestra son: LMIMEX y su primer rezago, LIPIUSA y su primer rezago, el LTIUSA y su primer rezago, el LIPYC y su primer rezago, el LITCR y su primer rezago. Por tanto, con estas variables se forma y estima el modelo del TCS de corto plazo.

Cuadro 7
Resultados de las pruebas de causalidad
(1995-2001)

Variables	*Cointegrada con LTCS*	*Pruebas de causalidad*		*Rezagos significativos*	
		Causalidad prueba simple	*Mecanismo de corrección del error*	*1*	*2*
LM1MEX	SI	-o-	SI	SI	NO
LM1USA	NO	NO	-o-	-o-	-o-
LIPIMEX	NO	NO	-o-	-o-	-o-
LIPIUSA	SI	-o-	SI	SI	NO
LCETES91	SI	-o-	SI	Ninguno	Ninguno
LTIUSA	NO	SI	-o-	-o-	-o-
LIPYC	NO	SI	-o-	SI	-o-
LIDJ	NO	NO	-o-	-o-	-o-
LINPC	NO	NO	-o-	-o-	-o-
LREINT	SI	-o-	SI	Ninguno	Ninguno
LPPO	NO	NO	-o-	-o-	-o-
LCETES28	SI	-o-	SI	Ninguno	Ninguno
LITCR	NO	-o-	SI	SI	NO

Los resultados de la estimación del modelo de corto plazo se muestran en el cuadro 8. Ahí se observa, que hay varias variables estadísticamente no significativas a 95.0% de confianza. Dentro de éstas se encuentra el primer rezago de diferencia de la tasa de interés de los EUA, del índice del tipo de cambio real, del índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores y el Riesgo. Sin embargo, los signos de las variables resultaron ser los teóricos esperados.

Cuadro 8
Resultados del modelo de corto plazo
(1996-2001)

Variables	*Coeficiente*	*Error estándar*	*Estadístico T*	*Probabilidad*
C	0.003544	0.002076	1.707401	0.0909
DLM1MEX	0.148237	0.031323	4.732537	0.0000
DLIPIUSA	1.123512	0.251502	4.467217	0.0000
DLIPIUSA(-1)	0.849993	0.310743	2.735362	0.0074
DLTIUSA	-0.055523	0.026022	-2.133717	0.0353
DLTIUSA(-1)	-0.042054	0.026538	-1.584689	0.1162
DLITCR	0.498992	0.072139	6.91706	0.0000
DLITCR(-1)	0.012744	0.060083	0.212111	0.8325
DLIPYC	-0.097914	0.019162	-5.109696	0.0000
DLIPYC(-1)	-0.022849	0.021867	-1.044936	0.2986
DLTCS(-1)	-0.447513	0.09933	-4.505309	0.0000
RIESGO	0.002664	0.003141	0.848132	0.3984
Z(-1)	-0.073883	0.063878	-1.156637	0.2502

R^2 = 67.98%	$\overline{R}^2$ = 64.14%	
		F=117.69676 Prob.= 0.000000
D.W.= 2.098379	C. Akaike=-5.574984	C. Schwarz=-5.357758
Log. Like.= 323.9866	E. S. de la regresión=0.020567	Sum residuos cuadrado=0.014341

Para resolver el problema de la no significancia estadística de las variables se procedió a eliminarlas del modelo. Los resultados de esta ecuación se encuentran en el Cuadro 9, ahí se observa que las variables incluidas en el modelo son estadísticamente significativas y que los signos no cambiaron en relación a los que se presentan en el Cuadro 8.

Cuadro 9
Resultados del modelo de corto plazo
(1996-2005)

Variables	*Coeficiente*	*Error estándar*	*Estadístico T*	*Probabilidad*
C	0.004525	0.001631	2.774877	0.0065
DLM1MEX	0.142505	0.030852	4.618987	0.0000
DLIPIUSA	0.996005	0.239669	4.155759	0.0001
DLIPIUSA(-1)	0.728172	0.300176	2.425821	0.0170
DLTIUSA	-0.080701	0.021961	-3.674668	0.0004
DLITCR	0.496308	0.070172	7.072747	0.0000
DLIPYC	-0.104888	0.018404	-5.699212	0.0000
DLTCS(-1)	-0.36099	0.08182	-4.412004	0.0000
Z(-1)	-0.105512	0.06114	-1.725737	0.0874

R^2 = 66.70	= 64.14	
		F=226.04230 Prob.= 0.000000
D.W.= 2.185683	C. Akaike=-5.543481	C. Schwarz =-5.229711
Log. Like.= 326.2067	E. S. de la regresión=0.014342	Sum residuos cuadrado=0.021391

3. El pronóstico del tipo de cambio spot

En esta sección se elige al mejor modelo del tipo de cambio spot para su uso en el pronóstico mediante el criterio de selección de Akaike y Schwarz, se evalúa el pronóstico de la diferencia del logaritmo del TCS y se obtiene dicho pronóstico a 30 etapas fuera de la muestra, es decir, el pronóstico del TCS se calcula de julio de 2005 a junio de 2007.

3.1 Selección del modelo de pronóstico

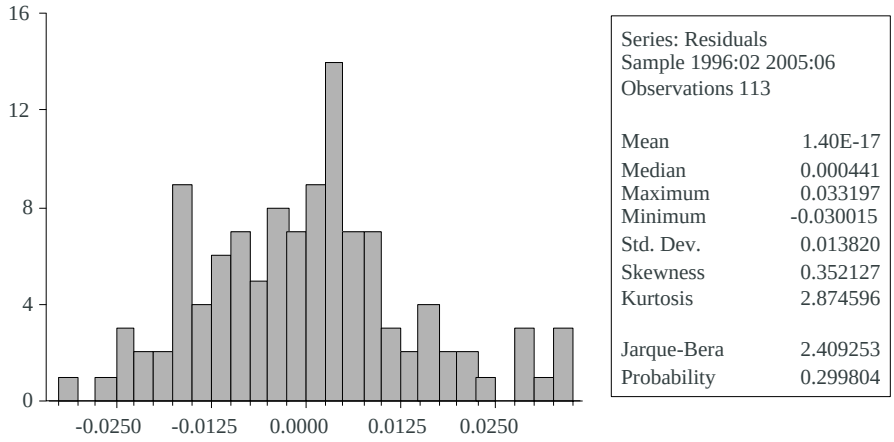
Los dos modelos de corto plazo estimados en la sección anterior, sirven de base para elegir al modelo que mejor se ajuste a los datos para su uso en el pronóstico. Los estadísticos que se utilizan para seleccionar el pronóstico son los de Akaike y Schwarz, dentro del periodo de la muestra y a un paso fuera de ésta. En el Cuadro 10, se presentan los valores de estos dos criterios que penalizan la varianza del error de predicción. En este cuadro, se observa que los valores de ambos criterio son menores en el segundo modelo (Cuadro 9), comparados con los que se obtienen en el primer modelo (Cuadro 8) tanto en el periodo de la muestra como a un paso fuera de ésta. Este resultado indica que el modelo seleccionado para realizar el pronóstico del TCS debe ser el segundo.

Cuadro 10
Criterio de Akaike y Schwarz

	Primer modelo		*Segundo modelo*	
Periodo	*Akaike*	*Schwars*	*Akaike*	*Schwars*
Muestra	-5.574984	-5.357758	-5.543481	-5.229711
A un paso fuera de la muestra	-5.584796	-5.36878	-5.553197	-5.251174

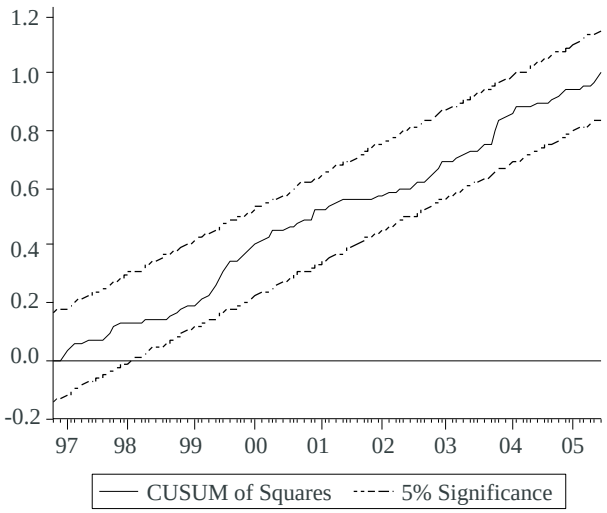
La evaluación econométrica de los errores del modelo seleccionado se muestran en la Gráfica 3, en la Gráfica 4 y en el Cuadro 11. En la Gráfica 3 se puede observar que los residuos del modelo de corto plazo del TCS son normales, dado que el valor de la probabilidad del estadístico Jarque-Bera es mayor que 0.05 (0.29904).

Gráfica 3
Prueba de normalidad en los errores
segundo modelo



Por su parte, la Gráfica 4 muestra que el modelo no tiene problemas de cambio estructural, porque el estadístico Cusum se encuentra dentro de las bandas de 95.0% de confianza del no rechazo de la hipótesis nula de estabilidad en los errores.

Gráfica 4
Prueba de cambio estructural en los errores



Además en el Cuadro 11 se puede observar que los errores de modelo del TCS a corto plazo no tienen problemas de autocorrelación, heteroscedasticidad y que la forma funcional es la correcta.

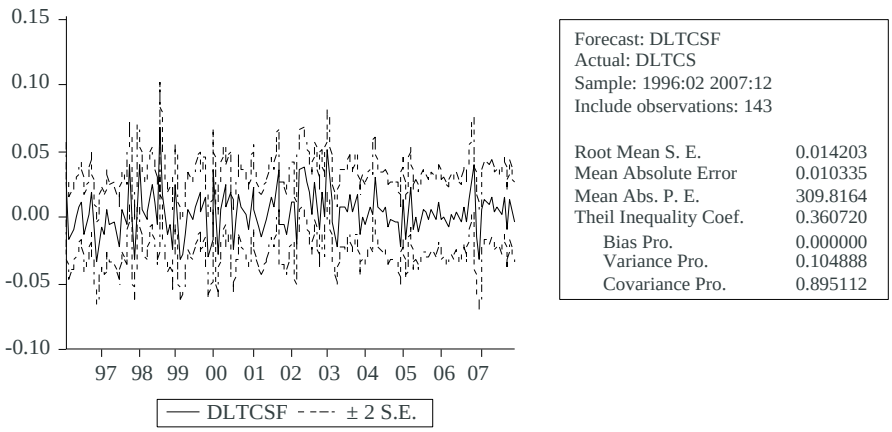
Cuadro 11
Evaluación econométrica

Prueba	*Autocorrelación Breusch-Godfrey*	*Heteroscedasticidad ARCH*	*Forma funcional White*
Estadístico F	1.042542	0.029039	1.478655
Probabilidad	0.356283	0.865002	0.123718

3.2 Evaluación y pronóstico del tipo de cambio spot

Para llevar a cabo la evaluación del pronóstico se utilizó el coeficiente de desigualdad de Theil. Este coeficiente se calculó para el periodo que comprende la muestra y para 30 etapas fuera de ella. Como se puede observar en la Gráfica 5, el valor global de este coeficiente es de 36.07%. Este valor indica que aunque no hay ajuste perfecto entre las realizaciones del TCS y su valor pronosticado, el desempeño del pronóstico se puede considerar satisfactorio, o bien que hay una desviación global de 36.07% entre el TCS pronosticado por el modelo y las realizaciones de éste.

Gráfica 5
Coeficiente de desigualdad de Theil
(1996-2007)

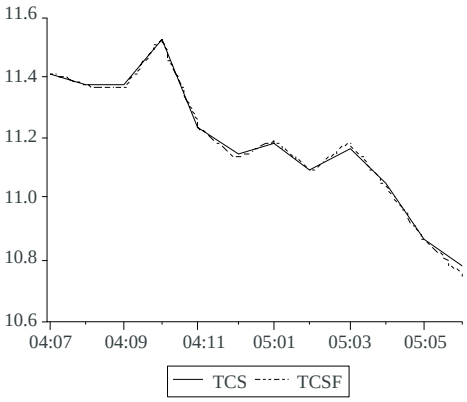


Finalmente, el pronóstico del tipo de cambio fue estimado del mes julio de 2005 al mes junio de 2007. Para realizar este pronóstico, previamente se obtuvieron los valores predichos de las variables explicativas del modelo de corto plazo del tipo de cambio. Cada una de las variables se analizó como una serie de tiempo ajustando modelos ARMA con efectos ARCH o GARCH cuando las series presentaban volatilidad. De esta manera se estimaron 30 observaciones pronosticadas, para cada una de las variables explicativas incluidas en el modelo.

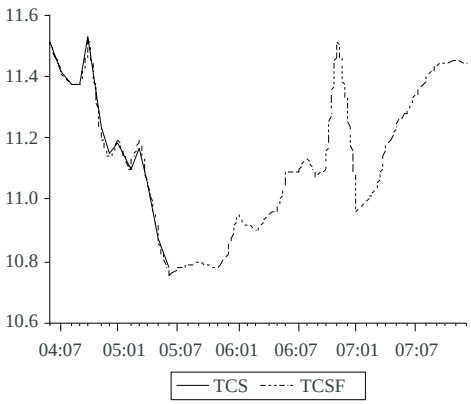
El comportamiento del pronóstico del tipo de cambio se encuentra en las Gráficas 6 y 7, mientras que el valor del tipo de cambio que arrojó el pronóstico se muestra en el Cuadro 12.

En la Gráfica 6 se observa, que el pronóstico del TCS se mueve muy cerca de las realizaciones reales del TCS durante el segundo semestre de 2004 y al primero de 2005, mientras que la Gráfica 7, muestra que el comportamiento del pronóstico del TCS es ascendente durante el año 2006, con una devaluación del peso con respecto al dólar en los últimos meses de este año. Sin embargo, el valor del peso con respecto al dólar se vuelve a recuperar en los primeros meses de 2007, pero con una tendencia a la alza.

Gráfica 6
Pronóstico y realizaciones del tipo de cambio spot
(2004.07-2005.06)



Gráfica 7
Pronóstico y realizaciones del tipo de cambio spot
(2004.07-2007.12)



En el Cuadro 12 se muestra el valor de pronóstico del TCS dentro de la muestra y fuera de ella. Las primeras columnas indican que el pronóstico del valor del TCS es similar al de sus realizaciones, durante el periodo 2004.07-2005.06. La diferencia entre ambas variables es solamente de unos centavos por arriba o por debajo en los distintos meses de estos doce datos. Las tres últimas columnas, muestran exclusivamente el valor del TCS pronosticado por el modelo mas allá del periodo para el cual fue estimado. En estas columnas, se puede observar que el valor de nuestra moneda se mantendrá por debajo de los diez pesos con ochenta centavos por dólar. Sin embargo, el valor del peso con respecto al dólar presenta una tendencia descendente en el primer semestre del año 2006, hasta romper nuevamente la barrera de los once pesos por dólar en junio de 2006. El mayor incremento que alcanzará el valor del dólar se estima para noviembre de 2006, en este mes el peso se cotizará en 11.59 pesos por dólar. Una explicación del comportamiento del valor del peso con respecto al dólar durante 2006, sería que el modelo de pronóstico seleccionado está captando los problemas políticos que pudieran presentarse en México por la sucesión presidencial. Para el año 2007, el panorama de muestra moneda no varia significativamente del que se presentará en 2006. Aunque, el peso se revalúa en los primeros dos meses de 2007, la tendencia alcista prevalece hasta cerrar el año en 11.44 pesos por dólar.

Cuadro 12
Realizaciones y pronóstico del TCS
(2004.06-2007.12)

	Realizaciones	*Pronóstico dentro de la muestra*	*Pronóstico fuera de la muestra*	*Pronóstico fuera de la muestra*	*Pronóstico fuera de la muestra*
Julio	11.4160	11.41764	10.77369	11.08904	11.33869
Agosto	11.3800	11.37640	10.78777	11.13246	11.39039
Septiembre	11.3775	11.36617	10.79716	11.07386	11.43566
Octubre	11.5300	11.52656	10.78723	11.09608	11.44540
Noviembre	11.2395	11.23367	10.77866	11.51904	11.44885
Diciembre	11.1510	11.13537	10.81798	11.33248	11.44403
Enero	11.1800	11.19312	10.95180	10.96254	
Febrero	11.1025	11.09206	10.91227	10.99155	
Marzo	11.1670	11.18873	10.89435	11.03090	
Abril	11.0505	11.04076	10.94823	11.16693	
Mayo	10.8700	10.87055	10.96471	11.23574	
Junio	10.7775	10.74851	11.08833	11.28353	

Conclusiones

Al estimar el modelo de largo plazo del tipo de cambio spot para la economía mexicana utilizando datos mensuales en el periodo 1996-2005 se obtuvieron los siguientes resultados: 1) el tipo de cambio spot depende en el largo plazo de la oferta monetaria de México y de EUA, del índice de la producción industrial del primero, de la tasa de interés de los CETES a 91 días y de la tasa de interés de los Fondos Gubernamentales de los EUA a tres meses; 2) la relación de equilibrio a largo plazo entre el tipo de cambio spot y las variables del enfoque monetario se confirma a través de la prueba de cointegración de Johasen. Además, esta prueba establece que se trabaje con un modelo uniecuacional, porque sólo existe un vector linealmente independiente en las variables del modelo de largo plazo; 3) Las pruebas de simetría y proporcionalidad, llevadas a cabo con los coeficientes de la oferta monetaria interna y externa del modelo de largo plazo del tipo de cambio spot, se cumplen para la economía mexicana.

Del cálculo del modelo de corto plazo del tipo de cambio spot resultó lo siguiente: 1) el tipo de cambio spot de México depende en el corto plazo de oferta monetaria de México, del índice de la producción industrial de EUA y de su primer rezago, de la tasa interés de largo plazo de EUA, del índice de precios y cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores, del índice del tipo de cambio real y del primer rezago del tipo de cambio spot. Todas estas variables medidas en primeras diferencias de su logaritmo; 2) los signos de los coeficientes de las variables explicativas del modelo de corto plazo fueron los teóricos esperados. De esta forma se encontró que: la oferta monetaria de México incide directamente en las variaciones del tipo de cambio; el índice de la producción industrial de EUA está directamente relacionado con las variaciones el tipo de cambio interno; la tasa de interés de largo plazo de los EUA afecta inversamente a las variaciones tipo de cambio; el índice de precios y cotizaciones influye de manera inversa en las variaciones del tipo de cambio; y el índice del tipo de cambio real incide inversamente en las variaciones del tipo de cambio. Además, el signo del coeficiente del primer rezago del tipo de cambio spot resultó ser negativo, lo cual indica que una variación hacia arriba del tipo de cambio en el mes anterior (una devaluación del peso con respecto al dólar), provocará una reducción del tipo de cambio en el presente (una revaluación del peso).

Dentro de los resultados del pronóstico destaca que: 1) el pronóstico tiene un buen desempeño tanto dentro de la muestra como fuera de ella. El coeficiente de desigualdad de Theil indica que los movimientos del tipo de cambio se desvían en un 36.07% de los movimientos del tipo de cambio pronosticando por el modelo;

2) el valor del peso con respecto al dólar difiere en unos centavos del valor que resulta en el pronóstico del tipo de cambio dentro de la muestra; y 3) en el prónostico del tipo de cambio realizado fuera de la muestra, se observa que el peso finalizará el año 2005 en 10.82 pesos por dólar; para el año 2006, el peso se cotizará por arriba de los once pesos alcanzando su mayor valor en noviembre de este año (11.52 pesos por dólar) y aún cuando el pronóstico indica una revaluación de nuestra moneda en el año 2007, está se irá devaluando hasta cerrar en los 11.44 pesos por dólar en diciembre de 2007.

Referencias bibliográficas

Armstrong, J.S. y Fildes, R. (1995). "On the election of error measures for comparisons among forecasting Methods" en *Journal of Forecasting*, núm. 14, 1995, pp.67-71.

Blomberg, Brock y Gregory D. Hess (1997). "Politics and exchange rate forecasts" en *Journal of International Economics*, núm. 43, pp. 189-205.

Bollersley, Tim (1986). "Generalized Autoregressive Conditional Hetescedasticity" en *Journal of Economrtics*, núm. 31, pp. 307-327.

Engle, Robert (1982). "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of tha Variance of United Kingdom Inflation" en *Econométrica*, núm. 55, julio, pp. 987-1007.

Chacholiades, Miltiades (1995). *Economía internacional*, México: McGraw-Hill, pp. 1-768.

Chinn, Menzie y Richard A. Meese (1995). "Banking on currency forecast: How Predictable is change in money" en *Journal of International Economics*, núm. 38, pp. 161-178.

Diebold, Francis (1990). "Nonparametric Exchange Rate Prediction" en *Journal of International Economics*, núm. 28, pp. 315-332.

———— (1999). *Elementos de pronósticos*, México: Thomson Editores, pp. 1-330.

Engle, Robert y C, W, J Granger (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing" en *Econométrica*, vol. 55, núm. 2, march, pp. 251-276.

Esquivel, Gerardo y Felipe Larraín (2000). "Determinantes de las crisis cambiarias" en *El Trimestre Económico*, vol. LXVII, núm. 266, México, abril-junio, pp. 191-237.

Fama y Kenneth R. French (1988). " Permanent and Temporary Components of Stock Prices" en *Journal of Political Ecomomics*, vol. 96, núm. 2, pp. 246-273.

García S. José y Ma. Isabel González (2000). "Los fundamentos monetarios del tipo de cambio peseta/marco alemán a corto y a largo plazo" en *Moneda y Crédito*, núm. 211, pp. 91-118, España.

Granger, C. W. J. (1969). "Investigation causal relation by econometric models and cross-spectral methods" en *Econométrica*, vol. 37, núm. 3, July, pp. 425-438.

Granger, C., W., J. (1987). "Forecasting and testing in-cointegrated system" en *Journal of Econometrics*, núm. 35, pp. 143-59.

——— (1988). " Some recent developments in a concept of causality" en *Journal of Econometrics*, núm. 39, pp. 199-211.

Guzmán, María de la Paz (1998). "Los modelos CAPM y ARCH-M. Obtención de los coeficientes beta para una muestra de 33 acciones en la Bolsa Mexicana de Valores" en *Economía Teoría y Práctica*, núm. 9, enero-abril, pp. 63-76, UAM.

——— (2005). *Fundamentos, causalidad y predicción en los mercados cambiario y bursátil mexicanos*, Tesis Doctoral, Escuela Superior de Economía, IPN, pp. 1-209.

Hodrick, Robert (1990). "Volatility in the Foreign Exchange and Stock Markets: Is it Excessive?" en *The American Economic Review*, vol. 80, núm. 2, pp. 186-191.

Ibarrán, Pablo y Alfredo Troncoso (1998). "Causalidad entre el índice bursátil y el tipo de cambio en México" en *Gaceta de Economía*, año 4, núm. 7, México, otoño, pp. 1995-212.

Ludlow, Jorge (1997). *Modelos, pronósticos y volatilidad de las series de tiempo generadas en la bolsa mexicana de valores*, México: UAM-A, pp. 11-266.

Mark, Nelson (1995). "Exchange and Fundamental Evidence on Long-Horizons Predictability" en *The American Economic Review*, march, pp. 201-218.

——— Doo-Yull Choi (1997). " Real exchange- rate prediction over long horizons" en *Journal of International Economics*, núm. 43, pp. 29-60.

Meese, Richart y Andrew K. Rose (1990). "Nonlineal, Nonparametric, Nonessential Exchange Rate Estimation" en *The American Economic Review*, vol. 80, núm. 2, pp. 192-196.

Ramírez Solano, Ernesto (2001)). *Moneda banca y mercados financieros*, México: Pearson Educación, pp. 3-474.

Werner, Alejandro (1997). "Un estudio estadístico sobre el comportamiento de la cotización del peso mexicano frente al dólar y de su volatilidad" en *Gaceta de Economía*, año 3, núm. 5, México, otoño, pp. 221-251.