

ANÁLISIS ECONÓMETRICO PARA DETERMINAR EL TIPO DE CAMBIO EN MÉXICO DE 2001-2010

*Raquel Cecilia Muñoz Cruz*¹

*Arturo Morales Castro*²

Resumen

El presente trabajo tiene por objetivo analizar si la paridad del tipo de cambio peso-dólar está determinada por más de dos variables económico-financieras —índice de precios y cotizaciones (IPC), balanza comercial, reservas internacionales, certificados de tesorería de México (Cetes), certificados de tesorería de Estados Unidos (*Treasury-Bills*)—, para lo cual se diseñó un modelo econométrico de tipo de cambio *fix* para México en un periodo de 2001-2010, analizando así un periodo de estabilidad y un periodo de crisis (Torre, 2007). A partir de ese proceso se comprueba que el tipo de cambio aún es explicado por las teorías de paridad de tasa de interés y el enfoque monetario (Kozikowski, 2000; Levi, 1997) y que la variable que más impacta al tipo de cambio es la tasa de interés (Morales, 2009). Ello permite crear las condiciones para identificar la relación de causalidad de las variables y elaborar escenarios de ocurrencias del tipo de cambio, de manera que las empresas cuenten con la posibilidad de mejorar su diseño de planeación financiera para la toma de decisiones de inversión, financiamiento y administración de riesgos.

Palabras clave: tipo de cambio, paridad, modelo econométrico, tasa de interés.

1 Profesor en línea de la Universidad Abierta y a Distancia de México (UNADM) y asistente en el área de Modelación Cuantitativa de la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa.

2 Profesor-Investigador y docente en la División de Posgrado e Investigación de la Facultad de Contaduría y Administración-UNAM.

Introducción

En la actualidad el tipo de cambio peso-dólar es un factor importante para la toma de decisiones de inversión y muchas de las crisis de los últimos años en México se deben a las fluctuaciones tanto del mercado bursátil como cambiario.

La inestabilidad e incertidumbre obliga a los inversionistas, empresarios, economistas, gobierno, bancos centrales y demás actores a reaccionar frente a los constantes cambios que deben de enfrentar y reforzar sus estrategias para la toma de decisiones; puesto que, según la teoría macroeconómica, cuando la moneda doméstica se devalúa se presentan cambios en las inversiones (Morales, 2009).

Al respecto, Sánchez (2009) menciona que la volatilidad del tipo de cambio causa pérdidas tanto a inversionistas locales como extranjeros en un entorno de depreciación del tipo de cambio y un aumento de las obligaciones de pago de las empresas con necesidad de apalancamiento, lo que provoca un proceso generalizado de desinversión y posibles nuevas crisis cambiarias y financieras. Autores como Saavedra (2008) consideran que “la globalización financiera ha provocado un aumento en el riesgo y la volatilidad de los mercados financieros internacionales, generando con esto una tendencia deflacionaria en la economía mundial”.

La causa de la excesiva volatilidad actual de indicadores financieros como son el tipo de cambio, la inflación, las tasas de interés, entre muchos más, es la incertidumbre que enfrentan los mercados financieros y cambiarios, misma que ha generado grandes pérdidas tanto a inversionistas locales como internacionales.

Por lo anterior, en esta investigación se analizó la relación entre el tipo de cambio y una serie de variables para hacer más comprensible el comportamiento del primero y permitir que las empresas con operaciones en el extranjero, actividades de especulación, financiamiento o inversión, realicen expectativas futuras acerca del valor cambiario.

También se procuró que este análisis proporcione indicadores en la toma de decisiones en cuando a planeación financiera, financiamiento y administración de riesgos. En específico, identificar las variables que más impactan al tipo de cambio ayudará al inversionista a resolver problemas vinculados con:

- Evaluar el costo-beneficio cuando necesite solicitar un préstamo en dólares.
- Invertir recursos en dólares o pagar cuentas en dólares y determinar la capacidad de pago.
- Conocer los escenarios posibles de acuerdo con las fluctuaciones del tipo de cambio para prever cambios de depreciación o apreciación de la moneda.
- Pronosticar flujos de efectivo si se realizan operaciones de compra-venta en dólares.
- Estimar el costo de oportunidad en inversiones en moneda extranjera.
- Estimar el aumento o disminución de la participación de financiamientos en dólares.
- Evaluar el riesgo cambiario.
- Estimar coberturas de acuerdo al riesgo en inversiones en moneda extranjera,
- Estimar los efectos del tipo de cambio en las utilidades de las empresas que cotizan en la Bolsa Mexicana de Valores (BMV).

Teorías y modelos del tipo de cambio

Existen numerosas teorías y modelos que pretenden explicar el comportamiento del tipo de cambio; sin embargo, en la actualidad dichas teorías y modelos son incapaces de explicarlo, en especial cuando se observan crisis recurrentes. Uno de los modelos más utilizados para definir el tipo de cambio es el de paridad del poder adquisitivo (PPA), que se define en función de los diferenciales de la inflación entre los países, y parte de la ley de un solo precio, de donde afirma que cualquier producto que se comercia en el mercado mundial debe tener el mismo valor monetario siempre que éste sea expresado en una misma moneda (Macías, 2003). No obstante, bien se sabe que en la práctica la ley del precio único no puede cumplirse, puesto que en el mundo real hay barreras comerciales, no todos los productos son objeto de comercio internacional y los precios en cada país dependen de las políticas de las empresas que ejercen algún poder de mercado.

Aunque numerosos trabajos defienden el cumplimiento de la PPA (Medina y Noriega, 2001; Macías, 2003; Frederick, Lozano y Cabrera, 2008; Gómez y Rodríguez, 2012), existen otros que lo rechazan (Ávalos y Hernández, 1995; Galindo, 1995 Gema, 2011; Muñoz, 2011) al considerar la existencia de muchos más factores como la especulación o sucesos externos que provocan una elevada fluctuación de la moneda. Si bien estos trabajos tienden a demostrar que la PPA suele resultar válida en el largo plazo, no siempre se cumple de esta manera.

Otro modelo que intenta explicar el comportamiento del tipo de cambio es el de paridad de tasas de interés, el cual indica que el diferencial de las tasas de interés en dos monedas cualesquiera compensa exactamente la prima a futuro de la moneda más fuerte. La paridad de tasa de interés exige que la diferencia entre los tipos de cambio futuro y *spot* compense la diferencia entre la tasa en los dos países y asegura que un descuento de divisa adelantada compensará exactamente la tasa de interés más alta de inversiones comparables en esa divisa (Kozikowski, 2000). Dicha

postura predice que cuando aumenta la oferta monetaria, baja la tasa de interés y el peso se aprecia; de la misma forma en que un aumento en la tasa de interés, al reducir la oferta monetaria, contribuye al incremento de los precios y a la depreciación del peso. Investigaciones como las de Dowd y Enríquez (2008) o la de Morales (2009) están a favor de esta teoría; incluso el último comprueba en su trabajo que la tasa de interés es una de las variables que más determinan el tipo de cambio.

El enfoque monetario, en su forma más simple, indica que el tipo de cambio está determinado por la oferta, la demanda, los niveles futuros esperados y por los índices de crecimiento de existencias monetarias nacionales; puesto que la oferta y la demanda de dinero determinan la inflación, y ésta a su vez repercute en el tipo de cambio (Kozikowski, 2000). De acuerdo con Levi (1997), la política monetaria tiene una influencia directa en los tipos de cambio; sin embargo, Neely y Sarno (2002) argumentan que los modelos monetarios de tipo de cambio no pueden pronosticar muchas de las variaciones en las tasas de cambio; pues, debido a que el tipo de cambio está influenciado por la especulación, la demanda de dinero parece ser relativamente inestable con el paso del tiempo y tanto la oferta monetaria como el nivel de actividad económica parecen ser dependientes. En contraste, autores como Patterson (2000), Werner y Bazdresch (2002), Crespo, Firdmuc y McDonald (2003), Barnett y Kwag (2005), Salgado (2008) y Torre (2009) intentan probar en sus trabajos que el tipo de cambio puede ser determinado por medio de este enfoque.

El enfoque monetario de la balanza de pagos postula que las fuerzas de la oferta y la demanda en el mercado de divisas determinarán el valor del tipo de cambio; por lo tanto, las modificaciones de estas fuerzas provocarán que la balanza de pagos retorne a su nivel de equilibrio. Esta perspectiva considera al tipo de cambio como un activo bajo un régimen de tipo de cambio fijo y puede ser aplicada a situaciones en las cuales sólo varíe el tipo de cambio o cuando únicamente se presenten cambios en la balanza de pagos (Quintana, 2006). Las críticas a este

método surgen del énfasis que pone en los flujos de divisa y capital, mayor al que coloca en las existencias de dinero o activos financieros.

Si bien hay trabajos que defienden o rechazan las teorías y modelos del tipo de cambio, bien se sabe que ninguno explica en su totalidad el comportamiento de éste debido a que actualmente vivimos en una era global y cambiante que hace que muchas más variables también estén involucradas en su determinación. Dicho lo anterior, realizar un análisis de los posibles determinantes del tipo de cambio en diferentes contextos ayudará a reducir la incertidumbre de su comportamiento.

Especificaciones del modelo

Como se indicó antes uno de los objetivos de esta investigación es estudiar la relación entre el tipo de cambio *fix*³ y los certificados de tesorería (Cetes), el índice de precios y cotizaciones (IPC), las reservas internacionales, la balanza comercial y los certificados de tesorería de Estados Unidos (*Treasury Bills*). También se pretende analizar cuáles son las variables económico-financieras que más impactan y determinan el tipo de cambio en México entre 2001-2010. Por otro lado, de acuerdo con la literatura revisada, se desea probar si es la tasa de interés la que mayormente determina el tipo de cambio (Morales, 2009).

Para la presente investigación se tomaron como referencia series de datos numéricas del comportamiento de las variables estudiadas, para medir su relación se recurrió a una metodología econométrica que incluyó la elaboración de dos bases de datos distintas con el fin de estudiar un periodo de estabilidad y uno de crisis (Torre, 2007). La primera abarca el periodo de julio de 2001 a diciembre de 2005, y la segunda comprende de enero de 2006 a diciembre de 2010, los datos recopilados fueron de cierre mensual. Los datos de las variables analizadas referentes a México fueron obtenidos del sistema de información financiera

3 Se utilizó el tipo de cambio *fix* porque sirve para solventar obligaciones denominadas en dólares liquidables en la República Mexicana.

Economática, mientras que los *Treasury-Bills* fueron obtenidos del sistema de información estadística del Banco de México (Banxico).

Modelo econométrico 2001-2005

Con el primer modelo se estudió un periodo de estabilidad (Torre, 2007), el cual comprende de julio de 2001 a diciembre de 2005. Para analizar la relación del tipo de cambio *fix* con el IPC, los Cetes, las reservas internacionales y los *Treasury-Bills*, se partió de la siguiente función:

Donde:

$$TC = \beta_0 + \beta_1 IPC + \beta_2 CETES + \beta_3 RESERVAS + \beta_4 TBILLS + \mu \quad (1.1)$$

TC = Tipo de cambio *fix*

IPC = Índice de precios y cotizaciones

CETES = Certificados de la tesorería de la federación

RESERVAS = Reservas internacionales

TBILLS= Certificados de la tesorería de Estados Unidos

μ = Variable aleatoria

Para corregir el modelo anterior fue necesario agregar dos variables *dummy*⁴, con el fin de contrarrestar los datos atípicos producto de la crisis que estalló en Argentina a causa del congelamiento de los depósitos bancarios y el quebranto de los contratos que habían alentado las inversiones extranjeras en infraestructuras por parte del gobierno y la recesión estadounidense de 2001 consecuencia de los atentados terroristas en dicho país.

La primera variable *dummy* “Recesión” (D02_M02_M03) se agregó en los meses de febrero y marzo de 2002, cuando México se vio afectado con la contracción del PIB a una tasa anualizada del 2% y una baja pronunciada de las exportaciones y de la tasa de inversión. En estos

4 Una variables *dummy* son variables cualitativas que pueden asumir los valores de 0 y 1, indicando la ausencia o presencia de una cualidad o atributo.

meses el índice Dow Jones retrocedió 5.8%, mientras que el NASDAQ se desplomó 24%, lo que causó una mayor incertidumbre en la economía mexicana (Guillén y Vidal, 2003).

La segunda variable *dummy* “Crisis argentina” (D03_M08) se agregó en el mes de agosto de 2003. El motivo fue el desequilibrio vivido en Argentina, que se extendió a Uruguay cuando muchos ciudadanos argentinos que tenían depósitos en el sistema bancario uruguayo ocasionaron que éste se colapsara al realizar retiros masivos. Esta situación impulsó la inflación, agudizó la recesión, golpeo a los deudores en dólares y afectó la situación patrimonial de los bancos acreedores (Antía, 2002). En México ocasionó un aumento del gasto público financiado con emisión de dinero, que culminó con una alta inflación, un importante déficit en la balanza de pagos, una caída en la demanda de dinero y el deseo de sustituir pesos por dólares (Cortés, 2003). A este modelo también se introdujo una media móvil de orden uno [MA (1)].

Para estimar el modelo propuesto se utilizó el programa estadístico *E-Views*. Los resultados de la regresión se muestran en el siguiente cuadro.

Cuadro 1. Regresión lineal múltiple: modelo 2001-2005

Variable	Coficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
Variable dependiente: LTC				
Método: Mínimos Cuadrados				
Muestra (ajustada): 2001M09 2005M12				
C	-6.443816	0.650495	-9.906018	0.0000
DIPC	-9.98E-06	2.48E-06	-4.021955	0.0002
CETES(-1)	0.006308	0.002184	2.888800	0.0060
LRESERVAS	0.357841	0.026326	13.59254	0.0000
TBILLS(-2)	-0.044313	0.005782	-7.664077	0.0000
<i>Dummy</i> Recesión D02_M02_M03	-0.066266	0.016145	-4.104413	0.0002
<i>Dummy</i> Crisis Argentina				
D03_M08	0.034203	0.004670	7.324441	0.0000
MA(1)	0.996776	0.042548	23.42687	0.0000
R ²	0.961451	S.D. dependent var		0.072346
R ² ajustada	0.955318	Akaike		-5.382258
S.E. de regresión	0.015293	criterio de Schwarz		-5.082067
Sum cuadrados resid.	0.010290	Estadístico-F		156.7717
Durbin-Watson stat	1.955536	Prob(Estadístico-F)		0.000000

De lo anterior se obtiene el siguiente modelo:

$$\begin{aligned} \text{LTC} = & -6.443-9.98\text{E-}06 \text{ DIPC} + 0.006 \text{ CETES}_{t-1} + 0.357 \text{ LRESERVAS} - 0.044 \text{ TBILLS}_{t-2} \\ & -0.066 \text{ D02_M02_M03} + 0.034 \text{ D03_M08} + 0.996 \text{ MA}_{(t)} + \mu \end{aligned} \quad (1.2)$$

Donde:

LTC = logaritmo del tipo de cambio *fix*

DIPC = diferencia del índice de precios y cotizaciones

CETES_(t-1) = certificados de la tesorería de la federación un mes antes

LRESERVAS = logaritmo de reservas internacionales

TBILL_(t-2) = certificados de la tesorería de Estados Unidos dos meses antes

D02_M02_M03 = *dummy* “Recesión”

D03_M08 = *dummy* “Crisis argentina”

μ = Variable aleatoria

El modelo estimado para el periodo 2001-2005 confirma que las variables independientes son estadísticamente significativas con respecto a la variable dependiente tipo de cambio *fix*, ya que la probabilidad es menor a 0.05. De la misma forma, la prueba Durbin-Watson (1.955) confirma que hay ausencia de autocorrelación⁵. La R² indica que 96% de las variaciones del tipo de cambio *fix* están explicadas por las variables que se consideran como independientes en el modelo. La R² ajustada, al ser menor que la R², indica que el modelo está bien aplicado y que explica al tipo de cambio en un 95%.

Como se puede observar (cuadro 1), es evidente la relación de las variables estudiadas si se considera que: por cada punto que aumenta la tasa de crecimiento del IPC el tipo de cambio disminuye 9.98E-06%; por cada punto porcentual que aumentan los Cetes el mes anterior, el tipo

5 Es la relación entre los miembros de observaciones ordenadas en el tiempo o en el espacio.

de cambio aumenta 0.006%; por cada unidad porcentual que aumentan las reservas internacionales, el tipo de cambio aumenta 0.357%, y por cada punto porcentual que aumentan los Treasury-Bills rezagados dos periodos el tipo de cambio disminuyó 0.044%. Aunque los coeficientes de las variables son mínimos, se comprueba la relación entre ellas, que es uno de los objetivos de esta investigación.

Como se muestra en el cuadro 2, el modelo cumple satisfactoriamente el supuesto de normalidad de los residuales (0.476), así como el supuesto de no autocorrelación (0.575) y el supuesto de homocedasticidad⁶. En cuanto al supuesto de multicolinealidad, es aprobado al ser estadísticamente significativas todas las variables, lo cual significa que ninguna de las variables estudiadas está contenida en alguna otra variable estudiada.

Cuadro 2. Postulados del método de mínimos cuadrados para el modelo 2001-2005

Jarque-Bera	1.483646		
Probabilidad	0.4762		
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.318834	Probability	0.575243
Obs*R-squared	0.355085	Probability	0.551249
White Heteroskedasticity Test: (cruzada)			
F-statistic	1.392415	Probability	0.201766
Obs*R-squared	20.22550	Probability	0.210235
White Heteroskedasticity (no cruzada)			
F-statistic	1.392415	Probability	0.201766
Obs*R-squared	20.22550	Probability	0.210235

⁶ La homocedasticidad en un modelo se presenta cuando los errores de todas las observaciones de la variable endógena presentan la misma varianza.

De lo anterior se puede afirmar una relación positiva entre el tipo de cambio, los Cetes y las reservas internacionales, en contraste con una relación negativa entre el IPC y los Treasury-bills. De esas variables, las dos primeras y la última son las que impactaron más al tipo de cambio en el periodo de 2001 a 2005. Con esto se comprueba que el tipo de cambio aún es explicado por la teoría de paridad de tasas de interés y el enfoque monetario.

Modelo econométrico 2006-2010

En el segundo modelo se estudió un periodo de crisis (Torre, 2007) y se analizó la relación del tipo de cambio *fix* con el IPC, la balanza comercial, los Cetes y los *T-Bills* a partir de la siguiente función:

$$TC = \beta_0 + \beta_1 IPC + \beta_2 BALANZA + \beta_3 CETES + \beta_4 TBILLS + \mu \quad (1.3)$$

Donde:

TC = tipo de cambio *fix*

IPC = índice de precios y cotizaciones

BALANZA = balanza comercial

CETES = certificados de la tesorería de la federación

TBILLS = certificados de la tesorería de Estados Unidos

μ = variable aleatoria

En este segundo modelo también fue necesario agregar tres variables *dum-my*, consecuencia de los datos atípicos producidos por la crisis que estalló en Estados Unidos a causa de los préstamos de alto riesgo (*subprime*) y preferenciales (*prime*) que tuvieron grandes efectos como: el congelamiento del mercado crediticio, el desplome de la bolsa o la desaparición del crédito internacional. Estos hechos incluso tuvieron repercusiones en la BMV; el desempleo derivado de los despidos masivos en Estados Uni-

dos causó también el desempleo de un gran número de empleados mexicanos, lo que originó el freno del envío de remesas a México (Ortiz, 2009).

La primera variable *dummy* de nombre “Crisis Hipotecaria” (D08_M11_M12) se agregó en los meses de noviembre y diciembre de 2008. Cabe señalar que, debido a la alta dependencia de México hacia Estados Unidos, los efectos de la crisis económica del vecino país fueron importantes: la depreciación del peso mexicano (26.70%) con una cotización de 14 pesos por dólar; alto desempleo con un aumento de 4.06%; incremento de impuestos como el Impuesto al Valor Agregado (IVA) y el Impuesto Sobre la Renta (ISR), además de instauración de nuevos gravámenes como el de las telecomunicaciones; contracción del PIB a 1.6% de la economía nacional; retroceso de la producción manufacturera en 4.9% con respecto al trimestre anterior, y de igual forma la industria de la construcción (-4.4%) junto con el sector terciario de la economía (-0.9%) (Martínez, 2009).

La segunda variable *dummy* se denominó “Depreciación del peso” (D09_M01_M02) y se agregó en los meses de enero y febrero de 2009 a causa de la alta depreciación del peso que oscilaba en 13.48 pesos por dólar; el crecimiento del desempleo, que alcanzó el 5.30% (INEGI, 2011) al desaparecer 650 mil plazas de trabajo, y la pérdida en la reserva de dólares de Banxico, que ascendió a 20 mil 62 millones de dólares, que fueron destinados a aminorar la presión sobre el peso (González, 2009).

La tercera variable *dummy* fue nombrada “Influenza A” (H1N1) (D09_M03) y se agregó en el mes de marzo de 2009, mes durante el cual México vivió la pandemia de gripe A (H1N1) que tuvo como consecuencias: disminución del turismo, caída del PIB, agudización en la caída de las inversiones industriales, descenso en el volumen de exportaciones y decrecimiento de remesas. Lo anterior dio como resultado la regresión del cuadro 3.

Cuadro 3. Regresión lineal múltiple: modelo 2006-2010

Variable dependiente: LTC

Método: Mínimos Cuadrados

Muestra (ajustada): 2006M02 2010M12

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	Prob.
c	3.018636	0.035780	84.36622	0.0000
IPC	-4.74E-06	8.19E-07	-5.793063	0.0000
BALANZA _(t-1)	-1.10E-08	5.17E-09	-2.135291	0.0376
CETES	-0.071690	0.002961	-24.21153	0.0000
TBILLS	-0.074404	0.017883	-4.160594	0.0001
<i>Dummy Crisis Hipotecaria D08_M11_M12</i>	0.205788	0.021500	9.571749	0.0000
<i>Dummy Depreciación del peso</i>				
D09_M01_M02	0.260014	0.020218	12.86024	0.0000
<i>Dummy Influenza A (H1N1)</i>				
D09_M03	0.148858	0.018596	8.004998	0.0000
R ²	0.952208	S.D. dependent var		0.104247
R ² ajustada	0.945648	Akaike		-4.470910
S.E. de regresión	0.024304	criterio de Schwarz		-4.189210
Sum cuadrados resid.	0.030124	Estadístico-F		145.1597
Durbin-Watson stat	1.518668	Prob(Estadístico-F)		0.000000

El modelo quedó entonces como se expresa a continuación:

$$LTC = 3.018 - 4.74E-06 IPC - 1.10E-08 BALANZA_{t-1} - 0.071 CETES - 0.074 TBILLS + 0.205 D08_M11_M12 + 0.260 D09_M01_M02 + 0.148 D09_M03 + \mu \quad (1.4)$$

Donde:

LTC = logaritmo del tipo de cambio *fix*

IPC = índice de precios y cotizaciones

BALANZA_(t-1) = balanza comercial un mes anterior

CETES = certificados de la tesorería de la federación

TBILL = certificados de la tesorería de Estados Unidos

D08_M11_M12 = *dummy* “Crisis Hipotecaria”

D09_M01_M02 = *dummy* “Depreciación del peso”

D09_M03 = *dummy* “Influenza A”

μ = variable aleatoria

Como se puede observar en el cuadro 3, las relaciones de las variables independientes del modelo estimado para el periodo 2006-2010 son estadísticamente significativas con respecto a la variable dependiente tipo de cambio *fix*. La prueba Durbin-Watson (1.518) nos indica ausencia de autocorrelación. Las variaciones del tipo de cambio *fix* están explicadas por las variables independientes en un 95%. La R^2 ajustada hace notar que el modelo está bien explicado y que explica al tipo de cambio en un 94%.

Es evidente la relación entre las variables estudiadas, puesto que: por cada punto que aumenta el IPC el tipo de cambio disminuye 4.74E-06%; por cada unidad de incremento en la balanza comercial de un mes anterior el tipo de cambio disminuye 1.10E-08%; por cada punto porcentual que suban los Cetes el tipo de cambio disminuye 0.071%, y por cada unidad que aumenta la tasa de crecimiento de los Treasury-Bills el tipo de cambio disminuyó 0.074%. En este caso, la relación entre el tipo de cambio y las variables independientes es negativa, puesto que en cada movimiento de estas el tipo de cambio disminuye.

Este modelo, al igual que el anterior, cumple con los supuestos de normalidad (0.132), autocorrelación (0.103), homocedasticidad (0.316, 0.206) y, al ser las variables estudiadas estadísticamente significativas, se aprueba el supuesto de multicolinealidad como se observa en el cuadro 4.

Cuadro 4. Postulados del método de mínimos cuadrados para el modelo 2006-2010

Jarque-Bera 4.043601			
Probabilidad 0.132417			
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	2.755512	Probability	0.103180
Obs*R-squared	3.081672	Probability	0.079179
White Heteroskedasticity Test: (cruzada)			
F-statistic	1.186854	Probability	0.316041
Obs*R-squared	22.68471	Probability	0.304540
White Heteroskedasticity (no cruzada)			
F-statistic	1.396402	Probability	0.206220
Obs*R-squared	14.53269	Probability	0.204905

Las variables que, en orden de importancia, tuvieron mayor impacto en el tipo de cambio durante el periodo 2006-2010 son: los Treasury-Bills y los Cetes. Esto confirma que el tipo de cambio aún es explicado por la teoría de paridad de tasas de interés al observar que al bajar la tasa de interés, aumenta la oferta monetaria y el peso se aprecia. Con esto se confirma que la variable que mayor impacto tiene en la determinación del tipo de cambio es la tasa de interés (Morales, 2009). En este modelo la relación del tipo de cambio con las variables independientes estudiadas es negativa, lo que indica que un movimiento en el IPC, la balanza comercial, los Cetes y/o los Treasury-Bills repercute en una depreciación del tipo de cambio.

Conclusiones

El tipo de cambio es una variable muy volátil que reacciona a múltiples cambios económicos, políticos y sociales. Es suficiente leer la prensa financiera del día a día para darse cuenta de que más de una noticia se refiere al tipo de cambio, puesto que las variaciones de éste repercuten en las empresas exportadoras, el empleo, los salarios, las empresas productoras, las personas que van a vacacionar al extranjero y, en general, en todos aquellos factores que están inmersos en la economía del país.

La revisión literaria aporta evidencia de que las teorías y modelos ya no explican en su totalidad al tipo de cambio, debido a que cada vez hay más factores involucrados en su comportamiento, como son: la especulación, sucesos externos, expectativas de los consumidores e inversionistas (que constantemente cambian) y acontecimientos globales (Ávalos y Hernández, 1995; Galindo, 1995; Patterson, 2000; Medina y Noriega, 2001; Neely y Sarno, 2002; Werner y Bazdresch, 2002; Macías, 2003; Crespo, Firdmuc y Mcdonald, 2003; Barnett y Kwag, 2005; Frederick, Lozano y Cabrera, 2008; Salgado, 2008; Dowd y Enríquez, 2008; Torre, 2009; Morales, 2009; Gema, 2011; Muñoz, 2011; Gómez y Rodríguez, 2012).

Disponer de un modelo que identifique los determinantes financieros del tipo de cambio en diferentes escenarios ayudará a reaccionar ante las posibles variaciones en las tasas de interés, evaluar el riesgo cambiario en posibles financiamientos y determinar en qué medida el inversionista aceptará un crédito y con qué garantías.

Por lo anterior se diseñó un modelo econométrico que ayuda a identificar las variables económico-financieras que arrojen evidencia del comportamiento del tipo de cambio de 2001-2010. Este periodo se dividió en dos sub-periodos; el primero comprende una etapa de estabilidad que abarca de julio 2001 a diciembre de 2005, y el segundo comprende una etapa de crisis que abarca de enero de 2006 a diciembre de 2010 (Torre, 2007).

Si bien la dificultad para integrar la base de datos estadísticos provocó que algunas de las variables en un inicio contempladas se omitieran, los modelos diseñados, aunque presentan coeficientes muy pequeños, son estadísticamente significativos y dan cuenta de la relación de las variables independientes con el tipo de cambio.

De acuerdo con los resultados obtenidos en el presente análisis, se puede afirmar que el tipo de cambio aún es explicado por las teorías de paridad de tasa de interés y el enfoque monetario (Kozikowski, 2000; Levi, 1997). En los periodos estudiados (crisis y estabilidad) las variables que en orden de importancia tienen mayor impacto en el tipo de cambio son: los Treasury-Bills, los Cetes y las reservas internacionales. Con esto se comprueba que la tasa de interés es la que más impacta al tipo de cambio (Morales, 2009).

Actualmente el tipo de cambio se encuentra en niveles muy por encima de los estudiados, lo que provoca mucha preocupación entre los inversionistas financieros, a causa de factores como: escasez de divisas extranjeras en el país, incertidumbre por la expectativa del aumento de las tasas de la Reserva Federal de Estados Unidos (Fed), baja en los precios del petróleo, violencia en varias partes del territorio nacional que frena la inversión extranjera, y provoca que el tipo de cambio se comporte de manera muy volátil. Esta investigación contribuirá a comparar diferentes escenarios y contextos, y servirá como antecedente del comportamiento histórico del tipo de cambio.

Esto ayudará al inversionista a tomar decisiones sobre las inversiones futuras, financiamiento y administración de riesgos en dólares al identificar los determinantes de tipo de cambio y predecir los posibles movimientos que estos pueden tener.

Bibliografía

- Antia, Fernando, “Uruguay 2002: contagio, crisis bancaria y perspectivas”. *Iconos. Revista de Ciencias Sociales*. Diciembre 2002, núm. 15, pp.145-153
- Ávalos, Antonio y Fausto Hernández. “Comportamiento del tipo de cambio real y desempeño económico en México”, *Economía Mexicana Nueva Época*, Centro de Investigación y Docencia Económicas, vol. 4 (2), 239-263, 1995.
- Banco de México. *Banco de México*, <http://www.banxico.org.mx>, recuperado en agosto de 2011.
- Andrés, Javier, David López Salido y Edward Nelson. “Sticky-price models and the natural rate hypothesis”, *Working Paper*, 2005 (018A) San Louis, Banco de la Reserva Federal de San Louis, 2005, p. 36.
- Crespo-Cuaresma, Jesús, Jarko Firdmuc y Ronald MacDonald. “The monetary approach to exchange rates in the CEECs”, Finlandia: Banco de Finlandia, Instituto para las economías en transición, *BOFIT*, No. 14, 2003, p. 27.
- Dowd, Jessica y Vanessa Enríquez. “Modelo de la paridad de interés al descubierto en la determinación de la tasa de cambio en Chile, Brasil y México, 2003-2006”, *Ecos de Economía. A Latin American Journal of Applied Economics*, Medellín: Universidad EAFIT, 2008, vol. 12, núm. 26, pp. 7-40.
- Galindo, Luis Miguel. “Una nota sobre el tipo de cambio en México”, *Investigación Económica*, México: Facultad de Economía, Universidad Nacional Autónoma de México, vol. 212, abril-junio 1995, pp. 113-124.
- Gema Fabro, José Aixalá. “La peseta y la paridad del poder adquisitivo en el largo plazo (1868-2001)”, *Revista de Economía Mundial*, Madrid: Sociedad de Economía Mundial, 2011, núm. 27, pp. 173-188.

- Gómez Aguirre, Mario y José Carlos Rodríguez Chávez. “Análisis de la paridad del poder de compra: evidencia empírica entre México y Estados Unidos”, *Estudios Económicos*, México, El Colegio de México, 2013, vol. 27, núm. 1, enero-junio, pp. 169-20.
- González Amador, Roberto, “La devaluación del peso ya costó 20 mil 62 mdd en reservas”, *La Jornada*, México, 4 de febrero de 2009.
- Guillén, Arturo y Gregorio Vidal. “La recesión estadounidense y su impacto en la economía mexicana”, en: *La economía mexicana bajo la crisis estadounidense*. México: Universidad Autónoma Metropolitana- Iztapalapa, 2003, pp. 29-68.
- Kozikowski, Zbigniew. *Finanzas Internacionales*, México: McGraw-Hill, 2000, 368 pp.
- Levi, Maurice D. *Finanzas Internacionales: un estudio de los mercados y de la administración financiera de empresas multinacionales*. México: McGraw-Hill, 1997.
- Macías Macías, Alejandro. “El tipo de cambio y paridad del poder de compra en México”. *Comercio Exterior*. Septiembre 2003, vol. 53, núm. 9, pp. 820-831.
- Medina, Lorena y Antonio Noriega. “Evidencia empírica sobre la paridad del poder adquisitivo en México”, *Acta Universitaria*, Guanajuato: Universidad de Guanajuato, diciembre de 2001, vol. 11, núm. 3, pp. 33-38
- Morales Castro, Arturo, *Determinantes económicos-financieros del tipo de cambio peso-dólar México: 1999-2007*. Tesis de doctorado en Ciencias de la Administración. México: Facultad de Contaduría y Administración, UNAM, 2009, 291 pp.
- Muñoz Mendoza, Jorge Andrés. “Paridad del poder de compra: evidencia empírica de largo plazo”, *Theoria*, Universidad del Bío, 2011, vol. 20, núm. 1, pp. 33-41.

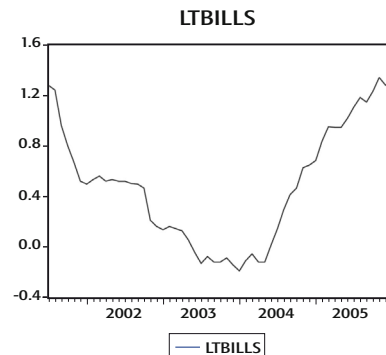
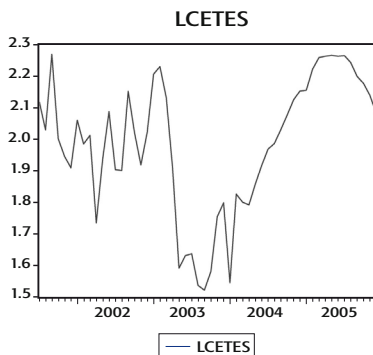
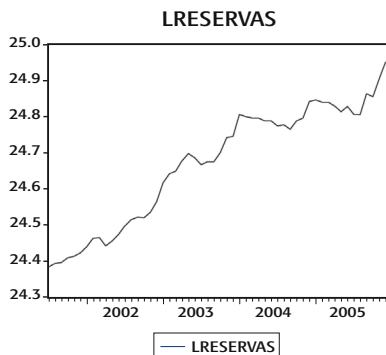
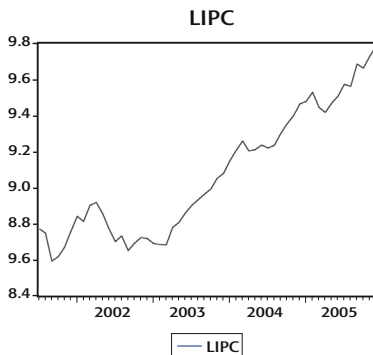
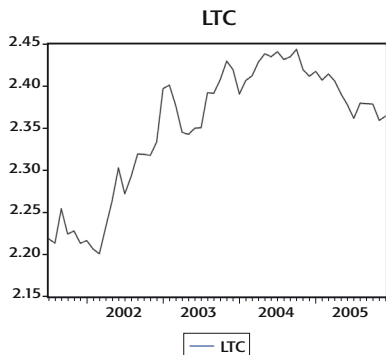
- Neely, Christopher y Lucio Sarno, “How well do monetary fundamentals forecast exchange rate?”, *Working Papers*, San Louis: Banco de la Reserva Federal de San Louis, 2002.
- Ortiz Gutiérrez, Jorge Sigfrido, *La crisis hipotecaria en los Estados Unidos y sus efectos en el mercado hispano de la vivienda en el estado de California (2007-2008)*. Tesis de licenciatura en Economía. México: Facultad de Economía, UNAM, 2009, 148 pp.
- Patterson, Kerry. “An introduction to applied econometrics: a time series approach”. Londres: Macmillan, 2000, 588 pp.
- Quintana Carrillo, Roger Humberto, *El tipo de cambio en México, análisis a través de la paridad del poder de compra para el periodo 1980-2005*. Tesis de maestría en Economía. México, UNAM, 2006, 135 pp.
- Saavedra García, María Luisa. “La crisis financiera estadounidense y su impacto en la economía mexicana”, *Economía*, Universidad de los Andes, 2008, vol. XXXIII, núm. 26, julio-diciembre, pp. 11-41.
- Salgado, U. *Un estudio empírico de los modelos determinantes del tipo de cambio México - Estados Unidos 1983-2004: un enfoque monetario*. Tesis de Licenciatura en Economía. México, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM, 2008, 92 pp.
- Sánchez Ruiz, José David, *Modelo de alertas tempranas para el pronóstico e identificación de inestabilidad y vulnerabilidad financiera: un instrumento de decisión en coberturas cambiarias*. Tesis de Doctorado en Ciencias de la Administración. México, Facultad de Contaduría y Administración, UNAM, 2009, 173 pp.
- Torre Cepeda, Leonardo Egidio. “Tipo de cambio y determinantes monetarios en el periodo de flotación en México”. *EconoQuantum*, Guadalajara, México: Universidad de Guadalajara, 2009, Vol. 5, núm. 2, pp. 47-71.

Wallace, Frederick H., René Lozano Cortés y Luis F. Cabrera Castellanos. “Pruebas de cointegración de paridad de poder de compra” *EconoQuantum*, Guadalajara, México: Universidad de Guadalajara, 2008, vol. 4, núm. 2, pp. 7-25.

Werner, Alejandro y Santiago Bazdresch. *Self-fulfilling risk predictions and the behavior of the Mexican peso*, Banco de México, Julio 2002.

Anexos

Cuadro 5. Comportamiento histórico de las series en logaritmos: julio 2001- diciembre 2005



Visualmente las gráficas anteriores muestran que en todas las variables utilizadas existe la presencia de raíz unitaria, por lo que en primera instancia los estimadores del método de mínimos cuadrados ordinarios no resultan eficientes.

Cuadro 6. Raíz unitaria modelo 2001-2005

Group unit root test: Summary

Sample: 2001M07 2005M12

Series: TC, IPC, CETES, TBILLS, RESERVAS

Exogenous variables: Individual effects

Method	Statistic	Prob. **	Cross-Sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	2.85523	0.9978	5	262
Breitung t-stat	-1.64084	0.0504	5	257

Regla de decisión:

Ho: probabilidad > 0.05 hay raíz unitaria común

Ha: probabilidad < 0.05 no existe raíz unitaria.

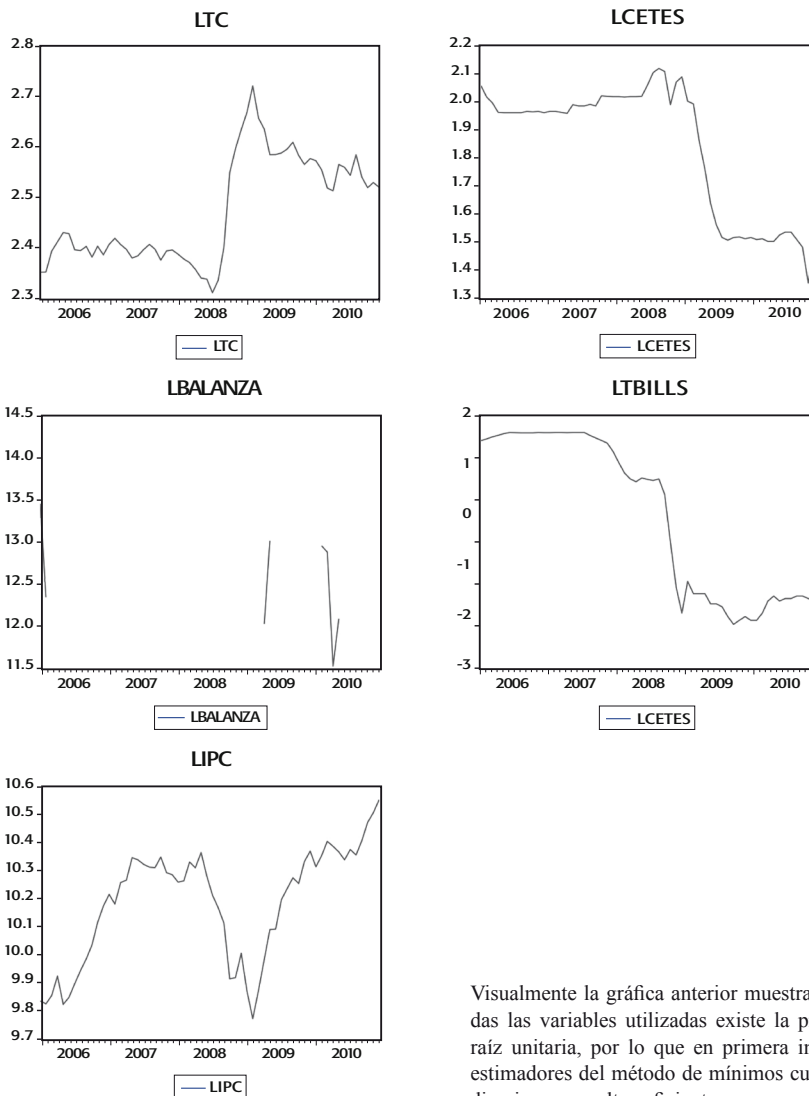
No se rechaza la hipótesis nula y se asume que el modelo cuenta con una raíz unitaria común de acuerdo a las pruebas Levin, Lin & Chut y Breitung t-stat.

Cuadro 7. Estadísticas básicas y pruebas de raíces unitarias: 2001-2005*

	LTC	ALTC	LIPC	AIPC	CETES	A C E -			ALRES	TBILLS	ATBILLS	ϵ_t
						TES	LRES	RES				
Media	2.350	0.002	9.075	213.741	7.433	-0.006	24.670	0.010	1.796	-3.40E-17	2.06E-16	
Mediana	2.377	0.0006	8.980	236.350	7.510	0.030	24.699	0.007	1.655	0.000	-0.0312	
Desv. Est.	0.075	0.019	0.348	522.478	1.508	0.901	0.164	0.020	0.869	0.200	0.837	
Sesgo	-0.732	0.587	0.391	0.097	-0.239	-0.174	-0.378	0.673	0.849	-1.349	0.753	
Kurtosis	2.198	3.507	1.828	4.104	2.083	3.399	1.747	2.931	2.609	7.858	2.879	
ADF	0.944 ^(a)	-6.849 ^(a)	1.028 ^(a)	-6.618 ^(a)	-2.245 ^(a)	-6.613 ^(a)	-0.510 ^(a)	-4.917 ^(a)	-0.146 ^(a)	-3.337 ^(a)	-3.337 ^(a)	
DF-GLS	-0.742 ^(a)	-6.702 ^(a)	1.554 ^(a)	-7.591 ^(a)	-2.307 ^(a)	-3.330 ^(a)	1.568 ^(a)	-6.053 ^(a)	-1.075 ^(a)	-2.302 ^(a)	-2.302 ^(a)	
PP	1.022 ^(a)	-6.869 ^(a)	1.028 ^(a)	-6.650 ^(a)	-2.201 ^(a)	-8.487 ^(a)	-0.571 ^(a)	-5.144 ^(a)	-1.435 ^(a)	-3.905 ^(a)	-3.905 ^(a)	
KPSS	0.647 ^(a)	0.342 ^(a)	0.823 ^(a)	0.044 ^(a)	0.266 ^(a)	0.120 ^(a)	0.198 ^(a)	0.067 ^(a)	0.314 ^(a)	0.078 ^(a)	0.258 ^(a)	

* Los valores en negritas representan el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores entre paréntesis representan el modelo que se utilizó en cada prueba. El modelo 1: Intercepción. El modelo 2: intercepción y tendencia. El modelo 3: Sin intercepción ni tendencia.

Cuadro 8. Comportamiento histórico de las series en logaritmos: 2006-2010



Visualmente la gráfica anterior muestra que en todas las variables utilizadas existe la presencia de raíz unitaria, por lo que en primera instancia los estimadores del método de mínimos cuadrados ordinarios no resultan eficientes.

Cuadro 9. Raíz unitaria común modelo 2006-2010

Group unit root test: Summary

Sample: 2006M01 2010M12

Series: TC, IPC, BALANZA, CETES, TBILLS

Exogenous variables: Individual effects

Method	Statistic	Prob. **	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-0.02858	0.4886	5	292
Breitung t-stat	0.16261	0.5646	5	287
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	0.04916	0.5196	5	292
ADF - Fisher Chi-square	12.8645	0.2313	5	292
PP - Fisher Chi-square	13.5080	0.1966	5	295

Regla de decisión:

Ho: probabilidad > 0.05 hay raíz unitaria común

Ha: probabilidad < 0.05 no existe raíz unitaria común

El cuadro 7 muestra que no se rechaza la hipótesis nula y se asume que el modelo cuenta con una raíz unitaria común de acuerdo a las pruebas Levin, Lin & Chut y Breitung t-stat, ADF, y PP.

Cuadro 10. Estadísticas básicas y pruebas de raíces unitarias: 2006-2010 *

	LTC	ΔLTC	IPC	ΔIPC	BALAN	ΔLBA- LA	CETES	ΔC E - TES	L T - BILLS	ΔTBILLS	e ₂
Media	2.466	0.002	27248.0	332.94	-686503.5	-0.196	6.350	-0.055	0.001	-0.072	-1.41E-16
Mediana	2.409	-0.002	28770.6	566.31	-599036.0	-0.072	7.035	0.000	0.722	-0.010	0.721
Desv. Est.	0.104	0.031	5216.3	1533.16	895346.0	1.014	1.376	0.273	1.564	0.216	1.564
Sesgo	0.406	1.585	-0.238	-0.687	-0.783	-0.053	-0.533	-1.094	-0.153	-2.149	-0.153
Kurtosis	1.852	8.592	2.092	3.145	3.794	1.3786	1.567	5.513	1.175	7.650	1.175
ADF	0.375 ⁽³⁾	-5.220 ⁽¹⁾	1.515 ⁽³⁾	-6.377 ⁽¹⁾	-3.641 ⁽¹⁾	-9.465 ⁽¹⁾	-1.619 ⁽¹⁾	-6.132 ⁽³⁾	-0.814 ⁽¹⁾	-3.641 ⁽³⁾	-4.802 ⁽¹⁾
DF-GLS	-1.418 ⁽¹⁾	-5.259 ⁽¹⁾	0.351 ⁽¹⁾	-6.347 ⁽¹⁾	-2.632 ⁽¹⁾	-8.477 ⁽¹⁾	0.143 ⁽¹⁾	-5.501 ⁽¹⁾	-0.337 ⁽¹⁾	-2.758 ⁽¹⁾	-4.696 ⁽¹⁾
PP	0.453 ⁽³⁾	-5.203 ⁽¹⁾	1.113 ⁽¹⁾	-6.434 ⁽¹⁾	-3.765 ⁽¹⁾	-9.455 ⁽³⁾	-1.340 ⁽³⁾	-6.265 ⁽³⁾	-0.654 ⁽³⁾	-2.961 ⁽¹⁾	-4.606 ⁽¹⁾
KPSS	0.607 ⁽¹⁾	0.075 ⁽¹⁾	0.1091 ⁽²⁾	0.129 ⁽¹⁾	0.133 ⁽¹⁾	0.075 ⁽¹⁾	0.664 ⁽¹⁾	0.120 ⁽¹⁾	0.850 ⁽¹⁾	0.191 ⁽¹⁾	0.174 ⁽¹⁾

*Los valores en negritas representan el rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores entre paréntesis representan el modelo que se utilizó en cada prueba. El modelo 1: Intercepto y tendencia. El modelo 2: intercepto y tendencia. El modelo 3: Sin intercepto ni tendencia.

Como todas las series son I(1) y los residuos e son I(0) entonces se puede decir que cointegran a la Engle-Granger por lo que la regresión no es espuria

