

EL MERCADO FORWARD DEL TIPO DE CAMBIO EN MEXICO:
COINTEGRACIÓN Y DESCOMPOSICIÓN DE FACTORES

22 DICIEMBRE 1994 - 18 FEBRERO 2010

PRESENTA

“BENITO”

CATEGORÍA TESIS

PREMIO NACIONAL DE DERIVADOS

MÉXICO, D.F.

AGOSTO 2011

El mercado Forward del tipo de cambio en México: cointegración y descomposición de factores

22 diciembre 1994 - 18 febrero 2010

Resumen

El propósito de esta investigación consiste en descomponer la tendencia del tipo de cambio en un componente transitorio y otro permanente. Asimismo, se realizó un estudio comparativo entre dos periodos de tiempo de la economía mexicana. El primero, caracterizado por una gran turbulencia, corresponde a diciembre de 1994 a septiembre de 1998. Mientras que el segundo, de relativa estabilidad macroeconómica, se define de septiembre de 1998 a febrero de 2010. De esta manera se demostró que son los choques de corto plazo y los periodos de alta volatilidad en el entorno económico, político y social los que generan desviaciones en la predicción del tipo de cambio corriente futuro. Adicionalmente, el estudio permitió probar la eficiencia en el mercado cambiario e indirectamente evaluar la actuación de la política monetaria.

Para ello se utilizaron observaciones semanales al cierre del logaritmo natural del tipo de cambio corriente, del tipo de cambio forward con vencimiento a un mes y del tipo de cambio forward a tres meses, con información obtenida del Banco de México, de la Reserva Federal y de DataStream. El periodo de estudio abarcó del 22 de Diciembre de 1994 al 18 de Febrero de 2010, mismo que se dividió en dos muestras para su estudio y cuya fecha de corte corresponde a septiembre de 1998. El análisis de los datos se realizó con el Modelo de Factores propuesto por Gonzalo y Granger (1991), por medio del Modelo de Corrección de errores y de las técnicas de cointegración.

La tesis se integra por una introducción, tres capítulos explicativos que componen el cuerpo del trabajo, una conclusión y bibliografía. La introducción resalta una breve explicación de los objetivos y de la hipótesis que se pretende corroborar; así mismo, acentúa

la motivación que dirige la obra. El primer capítulo define la teoría de las expectativas, expone una síntesis de trabajos anteriores sobre dicha teoría aplicada al mercado de tipo de cambio y describe a la descomposición de factores. El segundo capítulo detalla las herramientas econométricas empleadas para contrastar la hipótesis de la investigación, que abarca: el método de cointegración, el Modelo de Corrección de Errores y finalmente el Modelo de Factores. Posteriormente, el capítulo tercero, define claramente las series de tiempo utilizadas, recoge las pruebas econométricas y la descomposición de las variables en sus componentes transitorio y permanente, además de integrar la explicación para cada uno de los resultados. Finalmente, las conclusiones condensan las principales aportaciones de dicha investigación sobre el mercado forward del tipo de cambio.

La principal aplicación de esta tesis es ofrecer una metodología para precisar eficientemente el precio futuro del tipo de cambio corriente. De esta forma, será posible tanto para el sector privado como para el público, formular una política de inversión óptima. La descomposición del tipo de cambio desarrollada en esta tesis permitirá a los agentes privados construir mejores portafolios de inversión.

Mientras tanto, para el sector público y específicamente el Banco de México, permitirá una mejor planeación de la política cambiaria y monetaria, ya que las decisiones tomadas por la autoridad monetaria contemplarán y aislarán los posibles efectos del corto plazo, emitiendo al mercado señales más creíbles. Los descubrimientos de esta tesis también contribuyen a que, en el largo plazo, se mitiguen los impactos de fluctuaciones repentinas en los mercados cambiarios forward.

La presente investigación es meritoria del Premio Nacional de Derivados pues si bien ya se han realizado estudios de eficiencia en el mercado forward para el tipo de cambio, constituye el primer ejercicio de descomposición de factores en dicho mercado para el caso mexicano. Asimismo, a través de la metodología empleada se pone de manifiesto la credibilidad adquirida por el Banco de México a partir de la crisis de 1994 y la eficacia de la política monetaria que dirige. Por otra parte, al poder hermetizar el corto plazo de las series es posible conciliar los intereses privados con los públicos, es decir, se generan los incentivos necesarios para que sus decisiones converjan en beneficio de la economía mexicana.

Índice

Introducción	5
Capítulo I. Teoría de las Expectativas	7
<i>Sección 1.1. Revisión de la literatura</i>	11
<i>Sección 1.2 La descomposición de factores y el equilibrio de Largo Plazo</i>	14
Capítulo II. Método de Cointegración y Modelo de Factores	16
<i>Sección 2.1. Modelo de Corrección de Errores</i>	16
<i>Sección 2.2. Modelo de Factores</i>	18
Capítulo III. Resultados empíricos para el caso mexicano	21
<i>Sección 3.1. Análisis gráfico de estacionariedad</i>	23
<i>Sección 3.2. Pruebas de raíces unitarias: Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Perron Aumenta y Zivot- Andrews</i>	26
<i>Sección 3.3. Determinación del número de rezagos óptimos</i>	28
<i>Sección 3.4. Prueba de Johansen</i>	30
<i>Sección 3.5. Resultados: Modelo de Corrección de Errores (MCE) y Modelo de Factores</i>	33
3.5.1. Primer Periodo	33
3.5.2. Segundo Periodo	40
Conclusiones	47
Bibliografía	49

El mercado Forward del tipo de cambio en México: cointegración y descomposición de factores

22 diciembre 1994 - 18 febrero 2010

“La mejor manera de predecir el futuro es inventándolo.”

Alan Kay

Introducción

Es innegable el hecho de que en toda economía las expectativas de los agentes juegan un papel crucial en la determinación del precio futuro de los bienes intercambiados. Dentro de los mercados cambiarios la posibilidad de precisar dicha tendencia marca la pauta para la formulación de una adecuada política de inversión. Mientras los participantes del mercado más conservadores (o adversos al riesgo) buscarán protección ante fluctuaciones en los tipos de cambio; los especuladores, por otra parte, esperarán obtener una ganancia de estos movimientos. De lo anterior nace la necesidad para los inversionistas de una acertada predicción del valor del tipo de cambio.

Llegados a este punto resulta importante definir al tipo de cambio como el valor de una divisa extranjera expresada en términos de moneda nacional; además de acuerdo a su plazo éste se clasifica en tipo de cambio spot y tipo de cambio forward. El primero se refiere al tipo de cambio corriente en transacciones realizadas de contado. El tipo de cambio futuro, o forward, constituye el precio de la divisa pactado para operaciones realizadas en el presente pero con liquidación futura y refleja la esperanza que el mercado tiene sobre el tipo de cambio corriente.

De la hipótesis de las expectativas emana la premisa de que la curva de tasas de cambio forward pronostica la evolución de los tipos spot de largo plazo; sin embargo, los datos revelan que estas predicciones distan significativamente de la realidad.

Existen una serie de elementos que tienden a empujar la curva forward por encima de la trayectoria esperada y que propician el diferencial entre ambos. Estos factores conocidos como premios por plazo son: la prima de riesgo, que premia a los participantes del mercado por la incertidumbre asociada al vencimiento y el premio por liquidez, que compensa la tenencia de instrumentos de largo plazo al ser considerados de menor bursatilización.

México desde la década de los noventa ha adoptado un esquema cambiario flotante, donde la interacción de la oferta y la demanda definen el valor del tipo de cambio, las decisiones de política monetaria por lo tanto implicarán un efecto indirecto sobre los tipos de corto plazo. Tomando en cuenta que los mercados financieros se conducen con miras al futuro, las expectativas sobre acciones futuras de política impactarán los tipos de cambio en el largo plazo, y por ende provocarán diferencias entre los tipos spot futuros y los forward.

Entonces, los movimientos en los tipos forward pueden asociarse a cambios en las expectativas sobre política que ejerce la autoridad monetaria, variaciones en los tipos de cambio esperados, cambios en los premios por plazo, o alguna combinación de los anteriores. Esto sugiere que el tipo de cambio forward no representa un predictor insesgado para tipos esperados.

La propuesta de este trabajo consiste en descomponer la tendencia del tipo de cambio en un componente transitorio y otro permanente. De esta manera se pretende demostrar que son los choques asociados típicamente al corto plazo los que generan desviaciones en la predicción del tipo de cambio; al aislar estas variables transitorias es posible eliminar la brecha que separa a los tipos forward de los tipos spot futuros. Por lo tanto, la construcción de un indicador insesgado de los tipos de cambio esperados deberá relacionarse al componente de largo plazo de la serie.

Capítulo I. Teoría de las Expectativas

En términos generales la teoría de las expectativas emplea al tipo de cambio a plazo como estimador del tipo de cambio spot futuro, se basa en la importancia que juegan las expectativas en la toma de decisiones y en la relación que hay entre los tipos de cambio forward y los futuros. Si los participantes en los mercados cambiarios pudieran cubrir íntegramente el riesgo asociado, entonces el tipo de cambio a plazo dependería únicamente de la esperanza sobre el tipo de cambio futuro. Para encontrar la relación existente entre el tipo de cambio spot corriente, el tipo de cambio spot futuro y el tipo de cambio forward, seguiremos la propuesta de Engel¹, como sigue:

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + u_{t+1} \quad (1)$$

Donde s_t es el logaritmo del precio spot del tipo de cambio en el periodo t , f_t es el logaritmo natural del tipo de cambio forward de un periodo para el tiempo t , y finalmente u_{t+1} es el error asociado a dicha regresión. Cuando la teoría de las expectativas se cumple entonces $\alpha=0$ y $\beta=1$, bajo esta hipótesis nula el logaritmo de la tasa forward de tipo de cambio constituye un predictor insesgado para el logaritmo del tipo de cambio spot futuro. Si $\hat{\beta}$ representa al estimador de β , entonces si éste es consistente:

$$plim(\hat{\beta}) = \beta = \frac{Cov(f_t - s_t, s_{t+1} - s_t)}{Var(f_t - s_t)}$$

Donde $\hat{\beta}$ se refiere al estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)². Además al asumir el supuesto de expectativas racionales, encontramos que:

¹ Engel, Charles; **The forward discount anomaly and the risk Premium: A survey of recent evidence**, *Journal of Empirical Finance*, Vol.3, p. 122, 1996.

² $\hat{\beta}$ es un estimador obtenido por el Método de Mínimos Cuadrados Ordinarios por lo cumple con las siguientes características: es lineal, insesgado y de varianza mínima (MELI).

$$s_{t+1} - s_t = E_t(s_{t+1}) - s_t + \varepsilon_{t+1} ;$$

$$(2)$$

$$s_{t+1} = E_t(s_{t+1}) + \varepsilon_{t+1}$$

Donde E_t representa la esperanza condicionada dada la información disponible en el mercado en el periodo t, y ε_{t+1} no está correlacionada con las variables temporales. En ese caso:

$$Cov(f_t - s_t, s_{t+1} - s_t) = Cov(f_t - s_t, E_t(s_{t+1}) - s_t)$$

Al definir la prima de riesgo de tipo de cambio como $rp_t^{re} \equiv f_t - E_t(s_{t+1})$, podemos reescribir la ecuación (2) como sigue:

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = f_t - s_t - rp_t^{re} \quad (3)$$

De lo anterior derivamos que:

$$Cov(f_t - s_t, E_t(s_{t+1}) - s_t) = Var(f_t - s_t) - Cov(f_t - s_t, rp_t^{re})$$

$$= Var(f_t - s_t) - Cov(E_t(s_{t+1}) - s_t, rp_t^{re}) - Var(rp_t^{re})$$

Aplicando los principios de convergencia en probabilidad tenemos:

$$plim(\hat{\beta}) = 1 - \beta_{rp}, \quad \beta_{rp} = \frac{Cov(E_t(s_{t+1}) - s_t, rp_t^{re}) + Var(rp_t^{re})}{Var(f_t - s_t)}$$

El parámetro β_{rp} captura las desviaciones de β asociadas a la presencia de premios por riesgo. Si la teoría de las expectativas se verifica entonces β_{rp} debiera ser significativamente igual a cero; cuando esto no sucede se puede atribuir a la presencia de

-
- I. LINEAL $\hat{\beta} = \beta + \sum_{i=1}^n z_i u_i$.
 - II. INSESGADO $E[\hat{\beta}] = \beta$.
 - III. VARIANZA MÍNIMA $Var[\hat{\beta}] = \frac{\sigma^2}{\sum_{i=1}^n [x_i - \bar{x}]^2}$.

retorno cambiario esperado que varía en el tiempo, que éste se halla negativamente correlacionado con la depreciación esperada y que es más volátil que la anterior (Fama 1984). Asimismo, puede asociarse a la irracionalidad de los participantes del mercado cambiario o la ineficiencia del mismo (Frankel y Froot 1989).

Hasta ahora hemos definido al parámetro β para muestras que tienden a infinito, en donde existe un estimador consistente; pero cuando nos referimos a muestras finitas el parámetro se reescribe como:

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_{ss} = \frac{\widehat{Cov}(f_t - s_t, E_t(s_{t+1}) - s_{t+1})}{\widehat{Var}(f_t - s_t)}$$

Podemos escribir:

$$\hat{\beta} = 1 - \hat{\beta}_{rp} - \hat{\beta}_{ss} \quad (4)$$

$\hat{\beta}_{ss}$ simboliza la desviación del estimador $\hat{\beta}$ de su probabilidad límite; $\hat{\beta}$ no tiene que ser necesariamente igual a β poblacional, esto ocurre por la inclinación hacia muestras pequeñas o por la variación en las mismas. Cuando el estimador para β es consistente entonces $\hat{\beta}_{ss}$ es cero para muestras amplias ($plim(\hat{\beta}_{ss}) = 0$).

Existen dos razones contenidas en la literatura que explican la causa para que $\hat{\beta}_{ss}$ sea distinta a cero; ambas se derivan del hecho de que el conjunto de información de los agentes difiere del de los econométricos. Primero afirmemos que existe un cambio de régimen en el proceso estocástico en curso s_t ; quizá el agente utilice la información de la que dispone de forma eficiente, pero la nueva información que se deriva de este proceso para s_t se revela gradualmente. Si durante un periodo de tiempo la covarianza entre $f_t - s_t$ y $E_t(s_{t+1}) - s_{t+1}$ es positiva entonces $\hat{\beta}_{ss}$ será mayor a cero. El econométrico reconocerá esta covarianza positiva mientras que el agente no lo hará; conforme el agente aprenda más acerca del comportamiento de s_t la covarianza tenderá a cero. Ahora supongamos el caso contrario en

donde los agentes cuentan con más información que los econométricos. Aquí los agentes construirán sus expectativas usando la correcta distribución para el tipo de cambio; sin embargo, la muestra ex post no contiene todos los eventos que los agentes piensan que sucederán ni la frecuencia de su ocurrencia.

Si relajamos el supuesto de expectativas racionales tendremos que $E_t^m(s_{t+1})$ representa la esperanza del mercado sobre el tipo de cambio spot futuro; donde no necesariamente $E_t^m(s_{t+1})$ es igual $E_t(s_{t+1})$. Definamos a la prima de riesgo como $rp_t \equiv f_t - E_t^m(s_{t+1})$ y reescribamos al estimador β como:

$$\hat{\beta} = 1 - \hat{\beta}_{rp} - \hat{\beta}_{ss} - \hat{\beta}_{ie} \quad (5)$$

Donde:

$$\hat{\beta}_{rp} = \frac{\widehat{Cov}(E_t^m(s_{t+1}) - s_t, rp_t) + \widehat{Var}(rp_t)}{\widehat{Var}(f_t - s_t)}$$

$$\hat{\beta}_{ss} = \frac{\widehat{Cov}(f_t - s_t, E_t(s_{t+1}) - s_{t+1})}{\widehat{Var}(f_t - s_t)}$$

$$\hat{\beta}_{ie} = \frac{\widehat{Cov}(f_t - s_t, E_t^m(s_{t+1}) - E_t(s_{t+1}))}{\widehat{Var}(f_t - s_t)}$$

$\hat{\beta}_{ie}$ será positiva cuando el descuento forward sea mayor y conforme la esperanza del mercado sobre el tipo de cambio spot futuro tienda a ser superior que las expectativas racionales. Valores positivos para $\hat{\beta}_{rp}$, $\hat{\beta}_{ss}$ y $\hat{\beta}_{ie}$ contribuyen para que $\hat{\beta}$ sea menor a uno, al hacer una revisión de la literatura descubriremos que valores negativos para β son hallazgos robustos.

Sección 1.1. Revisión de la literatura

A través de estimaciones VAR bivariadas de $s_t - s_{t-1}$ y $f_t - s_t$ para datos semanales del marco con respecto al dólar en un periodo de Abril de 1973 hasta Junio de 1980, Baillie (1989) encontró que el tipo de cambio forward no representa un predictor insesgado del tipo de cambio spot futuro. Bekaert (1992) llegó al mismo resultado con una estimación VAR multivariada para el tipo de cambio relativo al dólar del marco, la libra y el yen japonés, mediante una muestra de tasas forward a tres meses desde el 1° de Enero de 1975 hasta el 19 de Julio de 1991.

Los estudios de Backus et al. (1993) con datos del tipo de cambio adelantado a un mes y el correspondiente tipo de cambio spot futuro del dólar canadiense, del franco francés, del marco, del yen y de la libra, todas en relación al dólar, desde Julio de 1974 hasta Abril de 1990, arrojaron para cada uno de los casos una $\hat{\beta}$ significativa y menor a cero; Mark et al. (1993) confirmaron el mismo descubrimiento para el franco francés, la libra y el yen en correspondencia con el dólar. Así mismo, McCallum (1994) reportó un valor promedio para $\hat{\beta}$ de -4 , usando los precios del tipo de cambio del marco, del yen y de la libra con respecto al dólar, mensualmente desde Enero de 1978 hasta Julio 1990. McDonald y Taylor (1990, 1991) y Byers y Peel (1991) también obtuvieron evidencia de una $\hat{\beta}$ negativa usando datos desde la década de los 20's del franco francés y de la libra, nuevamente en concordancia con el dólar americano.

A pesar de los numerosos estudios que apuntan hacia la existencia de una relación negativa entre el tipo de cambio spot futuro y el tipo de cambio adelantado, Mayfield y Murphy (1992) al estimar simultáneamente la β para el franco francés, el franco suizo y el marco, todos relativos al dólar, encontraron que al permitir un intercepto común que cambia en el tiempo entre las tres monedas la hipótesis nula de $\hat{\beta} = 1$ se valida. Además, Flood y Rose (1994) evidenciaron que una $\hat{\beta}$ negativa únicamente sucede cuando existe un régimen de libre flotación cambiaria; para corroborarlo utilizaron tipos de cambio fijos respecto al

marco para el franco belga, el franco francés, la lira, la corona y el florín; obteniendo una $\hat{\beta}$ menor a uno pero en esta ocasión positiva ($\hat{\beta} = 0.58$).

De acuerdo a Cornell (1989) los estimadores de β se hallan sesgados hacia $\beta < 1$, lo anterior sucede por la existencia de dos típicos errores de medición. El primero se encuentra relacionado con el diferencial entre la tasa de compra y de venta del tipo de cambio y se refiere a que la mayoría de los estudios emplean un promedio de ambas tasas, o bien utilizan alguna de las dos indistintamente. En segundo lugar, puntualiza la importancia de que muchos de los estudios realizados sobre este tipo de variables tienen un sutil desalineo en los datos; es decir, no siempre se encuentra el tipo de cambio spot futuro exacto que corresponde a la tasa forward empleada. Al mismo tiempo, propone una posible solución a dichos problemas a través del uso de la tasa de descuento forward rezagada como variable independiente de la ecuación de regresión. Para ello emplea dos bloques de datos. Una de las muestras contiene a los tipos de cambio adelantados a un mes y el tipo de cambio spot cuatro semanas después desde el 31 de Agosto de 1975 hasta el 10 de Diciembre de 1982. La otra emplea tipos de cambio de cierre mensuales desde Enero de 1975 hasta Diciembre de 1982. Sus resultados se resumen en que no pudo rechazar la hipótesis de eficiencia en el mercado ($\hat{\beta} = 1$) para el tipo de cambio dólar canadiense- dólar americano, pero sí para el franco francés, libra, marco, yen y el florín con relación al dólar estadounidense.

Posteriormente, Bekaert y Hodrick (1993) al realizar una revisión meticulosa de los tipos de cambio spot y forward con el propósito de obtener una muestra sin errores de medición; concluyeron que al tomar en cuenta la brecha entre el tipo de cambio de venta y de compra, es decir, los costos de transacción a los que se enfrentan los participantes de los mercados forward, los cambios sobre el estimador de β son insignificantes.

Garduño (1996) afirma que el tipo de cambio adelantado explica los movimientos en el tipo de cambio corriente, y que por lo tanto este último es un estimador sesgado para el tipo de cambio spot futuro; lo que exhibe la existencia de mercados cambiarios ineficientes para el caso mexicano. Asimismo, Werner (1997) analiza el comportamiento del peso

mexicano frente al dólar en el periodo 1995-1997 a través de un modelo GARCH (1,1) y concluye que la volatilidad no es significativa para explicar las fluctuaciones del tipo de cambio en este lapso de tiempo. Además, agrega que el comportamiento del tipo de cambio del peso mexicano frente al dólar es similar al de otras monedas en libre flotación una vez superados los efectos provocados por la crisis. Ibarrán y Troncoso (1998), por otra parte, analizan la relación entre el tipo de cambio del peso con respecto al dólar y el Índice de Precios y Cotizaciones de la Bolsa Mexicana de Valores, encontrando que la volatilidad del mercado financiero incide y contagia al mercado cambiario. Galindo y Salcines (2004) rechazan, a través de la prueba de Ferré y Hall, la hipótesis de mercado eficiente del peso en relación al dólar, utilizan para ello datos mensuales desde Enero de 1980 hasta Diciembre de 2002. Guzmán (2006) encontró una β negativa para el primer rezago del tipo de cambio spot.

Otros trabajos de investigación han incorporado el análisis a través de la prima de riesgo sugerida por la teoría de las expectativas racionales, $rp_t^{re} \equiv f_t - E_t(s_{t+1})$; en resumen estos estudios se basan en construir predicciones sobre s_{t+1} condicionadas al conjunto de información disponible en el tiempo t , de donde se deriva una estimación para rp_t^{re} . Es importante recordar que estas investigaciones asumen que las mediciones sobre la prima de riesgo no están sesgadas por lo que la esperanza condicionada sobre el tipo de cambio spot futuro de los agentes es la misma que la expectativa del mercado, $E_t(s_{t+1}) = E_t^m(s_{t+1})$.

Cheung (1993) empleó un Modelo de filtros de Kalman para modelar a la prima de riesgo, $rp_t^{re} = f_t - E_t(s_{t+1})$. Ésta la consideró como una variable que no se puede observar por lo que construyó una serie para el descuento forward del tipo de cambio con respecto al dólar de la libra, el marco y el yen. Asumió que el premio por riesgo sigue un proceso ARMA, lo cual permitió que éste estuviese correlacionado con el error de predicción del periodo anterior $f_t - E_{t-1}(s_t)$; y concluyó que rp_t^{re} presenta un alto grado de persistencia en el tiempo, que se halla correlacionada negativamente con el error y que tiene una gran varianza. Los resultados fueron confirmados por Bekaert (1994) y Backus et al. (1993). Paralelamente, Canova (1991) y Canova y Ito (1991) agregaron que $f_t - E_t(s_{t+1})$ exhibe

grandes volatilidades, que si bien son fundamentales son virtualmente constantes al pasar del tiempo; lo anterior implica que la prima de riesgo de expectativas racionales es impredecible y tiene una alta variabilidad. Por último, Mark et al. (1993) relacionaron al tipo de cambio spot y forward por medio de un proceso ARMA (1,1); encontrando una $\hat{\beta}$ negativa, una gran persistencia del descuento forward y que f_t y $E_t(s_{t+1})$ tienen un vector de cointegración de $[1, -1]$. Galindo y Perrotini (1996) concluyen que la prima de riesgo tiende a aumentar en el tiempo y rechazan la hipótesis de que los tipos de cambio a futuro son estimadores sesgados del tipo de cambio spot.

Sección 1.2. La descomposición de factores y el equilibrio de Largo Plazo

Para poder comprobar el supuesto de que el diferencial entre el tipo de cambio forward y el tipo de cambio spot futuro se alimenta principalmente por variaciones en el corto plazo consideraremos un vector de series de tipos de cambio $X_t = [f_t \ s_t]'$ que se descomponen en un elemento permanente (P_t) y en uno transitorio (T_t):

$$X_t = [s_t \ f_t]' = P_t + T_t \quad (6)$$

$$P_t = [s_t^P \ f_t^P]' \quad , \quad T_t = [s_t^T \ f_t^T]'$$

Si existe un equilibrio de largo plazo entre el tipo de cambio forward y el tipo de cambio spot futuro entonces se hallará determinado por el elemento permanente (P_t), el componente transitorio (T_t) simboliza las desviaciones del equilibrio de largo plazo y tenderán a cero a lo largo del tiempo. Por lo tanto, cuando T_t es un vector de ceros podemos asegurar que los tipos de cambio se encuentran en equilibrio ($X_t = P_t$). Sin embargo, el determinar que los tipos de cambio se encuentren en equilibrio no significa que el tipo de cambio forward y el tipo de cambio de largo plazo compartan un punto fijo de equilibrio.

Como ya se ha mencionado anteriormente, la hipótesis nula en esta investigación consiste en probar que el diferencial observable entre el tipo de cambio corriente y el tipo de

cambio adelantado se debe primordialmente a perturbaciones transitorias. En general la teoría apunta a pensar que los choques permanentes no afectan el exceso de retorno para el tipo de cambio, por ejemplo Fama y French (1998) aseguran que el componente transitorio tiene un alto poder predictivo sobre el tipo de cambio. Sin embargo, otros autores como Lewis y Evans (1992) afirman que los cambios en el componente de largo plazo (que de acuerdo a éstos engloba las expectativas racionales de los agentes) pueden ser interpretados como el efecto del problema del peso visto como la potencial probabilidad de pasar de un régimen de tranquilidad a uno de alta volatilidad en forma repentina. Bazdresch y Werner (2002) exponen que el comportamiento del peso mexicano se rige por largos periodos de calma seguidos por choques significativos de volatilidad en el mercado cambiario. Lo anterior confirma, para el caso mexicano, los resultados obtenidos por Lewis y Evans.

Capítulo II. Método de Cointegración y Modelo de Factores

Cuando un conjunto de series de tiempo tiene una relación en el largo plazo decimos que se encuentran cointegradas; es decir, éstas se moverán en el tiempo esbozando una tendencia conjunta. Además, el análisis de cointegración sugiere la existencia de un equilibrio estacionario entre variables que individualmente son no estacionarias.

Se dice que dos o más series de tiempo están cointegradas si cada una de ellas es no estacionaria e integrada de orden d , $I(d)$, y existe una combinación lineal de estas variables que sea estacionaria, $I(0)$. Formalmente dos o más series de tiempo estarán cointegradas si X_t denota un vector $n \times 1$ de series de tiempo $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$, en donde cada x_{it} ($i = 1, 2, \dots, n$) está integrada de orden d y existe un vector α de parámetros, de dimensión $n \times 1$; tal que $X_t' \cdot \alpha \sim I(d - b)$, lo que implica que $X_t' \cdot \alpha \sim CI(d, b)$. Al vector $[\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n]$ se le denominará vector cointegrante y se dice que las series de tiempo $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ estarán cointegradas de orden d, b , donde $d \geq b \geq 0$.

Sección 2.1. Modelo de Corrección de Errores

Por medio de la introducción del Modelo de Corrección de Errores (ECM), podemos asociar al residuo de series de tiempo que se encuentran cointegradas como un error de equilibrio que relacione el comportamiento transitorio con la actuación de las variables en el largo plazo. A continuación describiremos el método desarrollado por Gonzalo y Granger (1991) que descompone sistemas cointegrados que incorporan un término de corrección de errores en dos elementos, uno que contiene al componente permanente o de largo plazo y otro que incorpora al corto plazo.

Sea X_t un vector $n \times 1$ de series de tiempo integradas de orden 1, denotadas como $I(1)$, y representado por la siguiente ecuación de acuerdo al Modelo de Corrección de Errores:

$$\Delta X_t = \Pi_t^0 + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \mu_i \Delta X_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1 \dots T \quad (7)$$

Donde Δ es el operador diferencia ($\Delta = I - L$), ε_t es la secuencia de vectores aleatorios independientes e idénticamente distribuidos (i.i.d.) de dimensión n , que se distribuyen como una $N(0, \Sigma)$, Π_t^0 constituye a una constante y $\Pi = \gamma \alpha'$. Tanto α como γ son matrices $n \times r$, donde r es el número de vectores de cointegración. La matriz $\alpha_{n \times r}$ es el vector de cointegración tal que $\alpha' X_t$ es estacionario $I(0)$, donde $r < n$ y se estima a partir del Método de Máxima Verosimilitud, Johansen (1991). La matriz $\gamma_{n \times r}$ contiene los parámetros de corrección conocidos como coeficientes de ajuste, y representan los pesos que tienen cada uno de los vectores de cointegración en las ecuaciones del sistema. La variable D_t representa al vector de variables determinísticas del sistema, como puede ser una tendencia lineal y estacionaria, la existencia de variables dummies, variables estacionarias exógenas débiles o aquéllas que pueden ser excluidas del espacio de cointegración. Al desarrollar la ecuación (7) para el modelo de tipo de cambio, obtenemos:

$$\begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta f_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_1^0 \\ \pi_2^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} (\alpha_1 s_{t-1} - \alpha_2 f_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \mu_{11}^i & \mu_{12}^i \\ \mu_{21}^i & \mu_{22}^i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta s_{t-i} \\ \Delta f_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \Phi_2 \end{bmatrix} D_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Si la teoría de las expectativas se cumple y se verifica la hipótesis de eficiencia en el mercado cambiario entonces esperaríamos que el vector cointegrante $\alpha_{n \times 1}$ fuese igual a $(1 \quad -1)$; es decir, encontraríamos que el tipo de cambio adelantado es igual al tipo de cambio corriente futuro y por lo tanto el instrumento forward para el tipo de cambio constituye un predictor insesgado de dicha variable. El vector de gammas simboliza la velocidad de ajuste de cada una de las variables (tipo de cambio spot y forward) a su equilibrio de largo plazo; lo que quiere decir que dado un choque que mueva del equilibrio a las variables en cuestión, nos señala que tan rápido regresarán éstas a sus niveles originales de equilibrio.

Sección 2.2. Modelo de Factores

Los elementos de X_t pueden ser explicados en términos de un conjunto de variables permanentes no estacionarias, P_t , más una serie de componentes transitorios estacionarios, T_t , como sigue:

$$X_t = P_t + T_t = \alpha_{\perp}(\gamma'_{\perp}\alpha_{\perp})^{-1}[\gamma_{\perp}X_t] + \gamma(\alpha' \gamma)^{-1}[\alpha' X_t] \quad (8)$$

Donde $\alpha' X_t \sim I(0)$, representa al proceso estacionario o componente transitorio y $\gamma_{\perp} X_t$ constituye el factor común que da origen al componente permanente de la serie. La matriz α_{\perp} y γ_{\perp} se refieren al complemento ortogonal de α y γ , respectivamente.

La estimación del factor común de la ecuación resulta más sencilla por medio de la descomposición propuesta por Gonzalo y Granger (1991), expresando la ecuación (8) como el siguiente modelo de factores:

$$X_t = A_1 p_t + A_2 z_t \quad (9)$$

$\begin{matrix} n \times 1 & n \times k & k \times 1 & n \times r & r \times 1 \end{matrix}$

En esta ecuación $A_1 = \alpha_{\perp}(\gamma'_{\perp}\alpha_{\perp})^{-1}$ y $A_2 = \gamma(\alpha' \gamma)^{-1}$, el factor común es p_t y el proceso atrayente z_t . Estos mismos autores demostrarían que γ_{\perp} puede obtenerse a través de un problema de valores propios, siempre que $\Pi = \alpha' \gamma$ no tenga más de k^3 eigenvalores iguales a cero (lo que equivale a que $(\gamma_{\perp}\alpha)'$ sea una matriz no-singular). De la ecuación (9) se deriva que:

$$X_t = A_1 \gamma' X_t + A_2 \alpha' X_t$$

Donde $X_t = \begin{bmatrix} S_t \\ f_t \end{bmatrix}$, $\gamma' = [\gamma_1 \quad \gamma_2]$ y $\alpha' = [\alpha_1 \quad \alpha_2]$.

Esta descomposición tiene un papel intuitivo en el estudio de la teoría de las expectativas. Si el tipo de cambio forward y el tipo de cambio spot futuro se hallan

³Donde k es igual al número de variables menos el orden de integración. ($k = n - r$)

cointegrados entonces existe un equilibrio de largo plazo entre ambos; dicha teoría sugiere que el diferencial entre ellos representa una desviación temporal de este equilibrio. La variación en los tipos de cambio forward, desde el punto de vista del modelo de factores, se explica por un ajuste hacia un nuevo equilibrio de largo plazo. Al mismo tiempo, este método admite modificaciones en los tipos de cambio spot futuros que restauren la relación de equilibrio existente. Por lo tanto, si es cierto que $\alpha' = [1 \quad -1]$ entonces el factor atrayente z_t será igual a $A_2 (s_t - f_t)$, lo que ilustra el hecho que el diferencial entre tipos de cambio descansa sobre el componente transitorio de la serie.

Asimismo, si buscamos verificar la hipótesis de que la diferencia entre los precios spot y forward para el tipo de cambio se deben principalmente a variaciones en el corto plazo, entonces deberíamos corroborar que el vector de gammas sea igual a $\begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$. Lo anterior implica que $s_t = A_1 f_t + A_2 (s_t - f_t)$, en este caso el componente permanente del tipo de cambio spot está integrado en su totalidad por el tipo de cambio forward y por ende en el largo plazo el spot es igual al forward. Así se asegura que en el largo plazo el tipo de cambio forward es un predictor insesgado del tipo de cambio corriente. Mientras que el elemento transitorio se compone por la diferencia entre el tipo de cambio corriente y el tipo de cambio adelantado, y con ello se verifica que la discrepancia entre el precio corriente y adelantado del tipo de cambio radica en el corto plazo. En el caso de que la hipótesis de mercado eficiente no se corrobore esperaríamos entonces que el factor permanente sea una combinación lineal del precio spot del tipo de cambio y del tipo de cambio forward.

Mientras el factor común p_t determina los valores de equilibrio para X_t ; el proceso z_t , por otra parte, atrae a las series observadas X_t a regresar a la senda de equilibrio que se encuentra definida por el vector de cointegración, a través de un mecanismo de corrección de errores. La dimensión de estos dos procesos, p_t y z_t , se determina por el número de vectores de cointegración y raíces unitarias del sistema, respectivamente. Park (1990) mostró que un choque que perturbe al proceso atrayente (z_t) es neutral en el largo plazo y no cambia los valores de equilibrio de largo plazo del sistema. Por eso la economía regresa

eventualmente al equilibrio inicial que existía antes del choque. En contraste, todo choque que recaiga sobre los factores comunes (p_t) tiene un efecto permanente y cambiará los valores de equilibrio de largo plazo del sistema. Es por ello que establecer el comportamiento del componente permanente será de vital importancia para la elaboración de política económica; mientras que los componentes cíclicos, que impactarían en el corto plazo, interesarán en mayor medida a los inversionistas.

Capítulo III. Resultados empíricos para el caso mexicano

Para el estudio realizado se emplearon observaciones semanales al cierre, del logaritmo natural del tipo de cambio corriente, del tipo de cambio forward con vencimiento a un mes y del tipo de cambio forward a tres meses, todos para el periodo del 22 de Diciembre de 1994 al 18 de Febrero de 2010 con datos obtenidos del Banco de México, de la Reserva Federal y de DataStream. El inicio del periodo de interés se seleccionó a partir del comienzo de la liberación del mercado cambiario mexicano; es decir, cuando la política de cambios se manejó a través de la libre flotación del tipo de cambio. El objetivo de esta selección fue eliminar la década de los ochentas; cuando el tipo de cambio no era fiel a la realidad económica sino que respondía a un régimen cambiario fijo y era sometido a continuas e intensas devaluaciones. Además, el banco central al no ser autónomo tenía objetivos que complicaban la estabilidad de los precios y comprometían la credibilidad y transparencia de dicha institución.

Es importante destacar que dado que las cotizaciones para los contratos adelantados del tipo de cambio para los dos tipos de vencimiento están disponibles únicamente a partir del 31 de Diciembre de 1996, las observaciones pasadas han sido calculadas a partir de la Paridad de Tasas de Interés⁴. De acuerdo a ésta, dos inversiones que estén expuestas al mismo riesgo e idéntico vencimiento deberán producir igual rédito al inversionista independientemente de la divisa en que éstas hayan sido contratadas. La Paridad de Tasas de Interés supone que la rentabilidad entre dos monedas debe ser la misma, siempre que la tasa de interés esté libre de riesgo y exista eficiencia en los mercados.

Por lo que un peso que es colocado en México pagará al final del periodo el capital más el interés generado a la tasa i^{MEX} . Mientras que el mismo peso pero ahora convertido a dólares al tipo de cambio corriente S_t e invertido en Estados Unidos, producirá rendimientos

⁴ Para representar a la tasa de interés doméstica fue empleada la serie diaria de CETES a 28 días y a 91 días con datos del Banco de México. Por otra parte, para la tasa de interés internacional se utilizó la serie de CD's con vencimiento a cuatro semanas y T-BILLS a 91 días con datos obtenidos de la Reserva Federal.

a la tasa i^{USA} ; si el resultado de la inversión se vende, el precio de dicha transacción será la tasa forward actual $F_{t,s}$. La Paridad de Tasas de Interés implica que la riqueza final producida por ambas inversiones será la misma por lo que el tipo de cambio adelantado será igual al tipo de cambio corriente más el rendimiento producido por éste al vencimiento del instrumento forward, entonces:

$$\$1 \times (1 + i^{MEX}) = \$1 \times \frac{1}{S_t} \times (1 + i^{USA}) \times F_{t,s}$$

De lo anterior podemos despejar al tipo de cambio forward como sigue:

$$F_{t,s} = S_t \times \left[\frac{1 + i^{MEX}}{1 + i^{USA}} \right]$$

En ocasiones las series de tiempo para variables económicas presentan movimientos bruscos en momentos determinados; éstos pueden ser interpretados como cambios estructurales y se asocian a modificaciones en los parámetros de los modelos econométricos empleados para explicar la evolución temporal de dichas variables. Por esta razón el total de las observaciones han sido divididas en dos submuestras para su análisis; el periodo en el cual se introdujo el corte corresponde a septiembre de 1998, existen dos razones que motivan la selección.

La primera corresponde a que entre los años de 1996 y 2000 se iniciaron las aproximaciones hacia la adopción del esquema de objetivos de inflación que actualmente dirige la política monetaria mexicana. Finalmente, la segunda de las motivaciones se refiere a que 1998 representó un año con fuertes choques a la inflación, originados principalmente por considerables movimientos en la balanza de pagos como consecuencia de la crisis financiera rusa y de los problemas en la deuda externa brasileña, y que prontamente se manifestarían en golpes a la inflación doméstica.

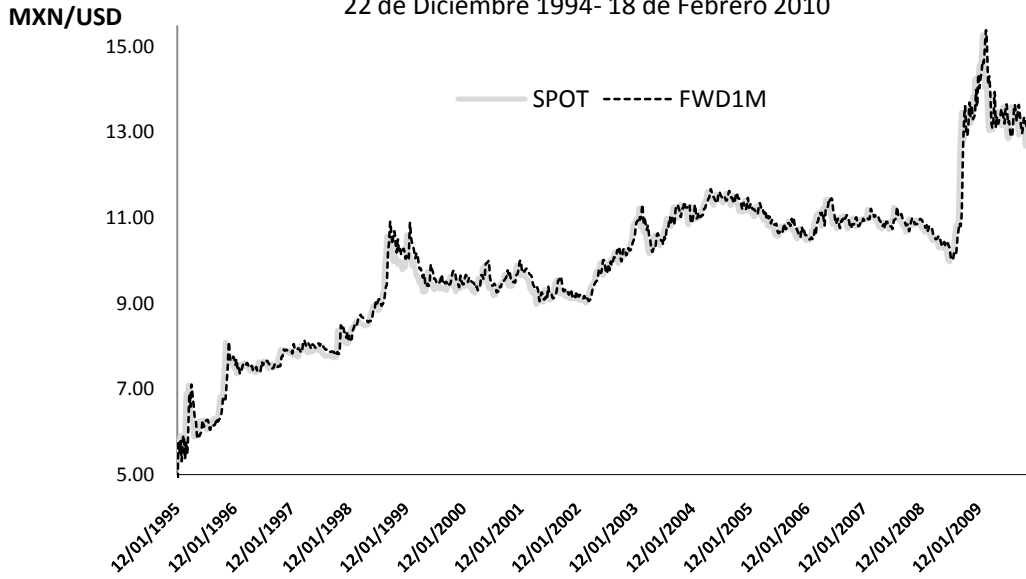
La adopción de este sistema de objetivos de inflación y la consecuente disciplina y transparencia del Banco Central para la conducción de política monetaria y cambiaria, influyen sobre la esperanza de la inflación que se forman los agentes. Estas expectativas a su vez impactan las tasas de interés del mercado, y por medio de éstas al tipo de cambio.

Sección 3.1. Análisis gráfico de estacionariedad

Como ya se había señalado anteriormente dos series de tiempo estarán cointegradas si ambas muestran una misma tendencia en el tiempo y cualquier combinación lineal entre ellas es estacionaria a lo largo del tiempo; al examinar gráficamente el tipo de cambio corriente y forward para ambos vencimientos encontramos que en el periodo de análisis las observaciones exhiben un comportamiento similar. En general, existe una sobrestimación en el mercado forward que se acentúa en tres periodos específicos; mediados y final de la década de los noventa y en el año 2008, haciéndose más notoria en los contratos adelantados a tres meses, como se muestra en las Gráficas 1 y 2, que se presentan a continuación.

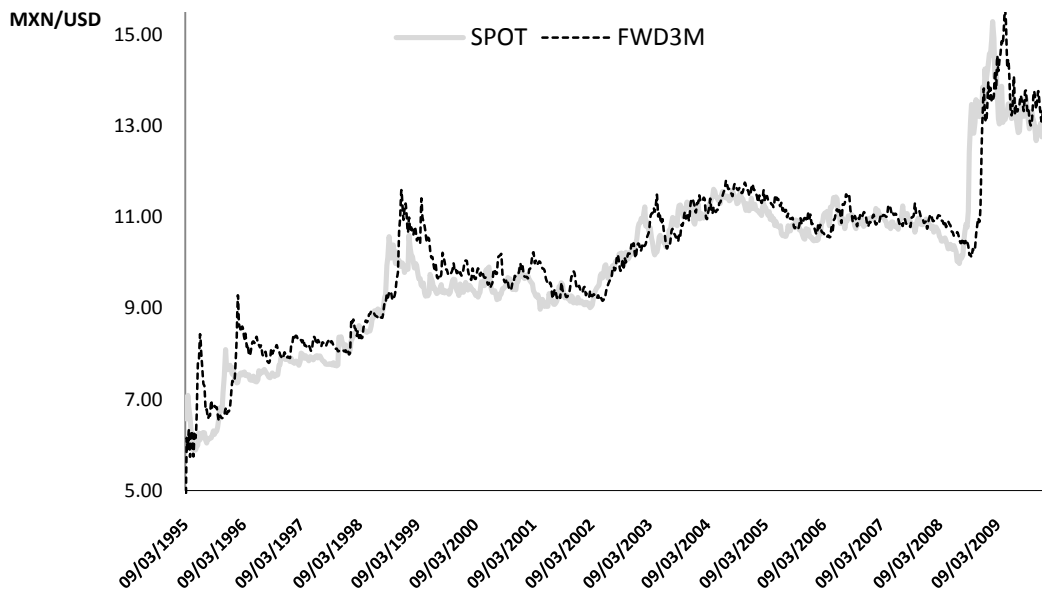
Gráfica 1

Tipo de Cambio Semanal Spot y Forward a 1 Mes Realizado
22 de Diciembre 1994- 18 de Febrero 2010



Gráfica 2

Tipo de Cambio Semanal Spot y Forward a 3 Meses Realizado
22 de Diciembre 1994- 18 de Febrero 2010

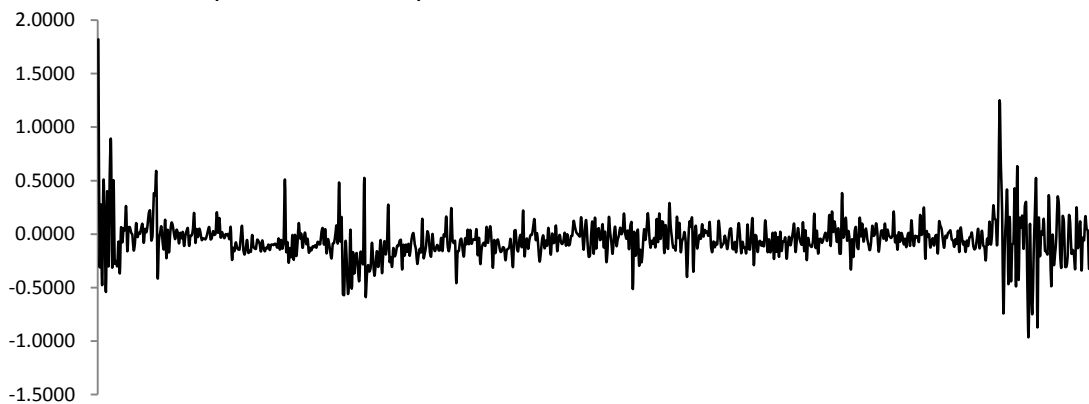


Además para que dos variables presenten una relación de cointegración es importante que la combinación lineal de las series sea estacionaria en el tiempo, lo que quiere decir, que las primeras diferencias entre éstas deberán moverse alrededor de su media y no dibujar una tendencia. La media, la varianza y la autocovarianza de las primeras diferencias no dependerán del tiempo; asimismo, la autocovarianza se verá afectada únicamente por la longitud del rezago.

Gráfica 3

Primeras Diferencias

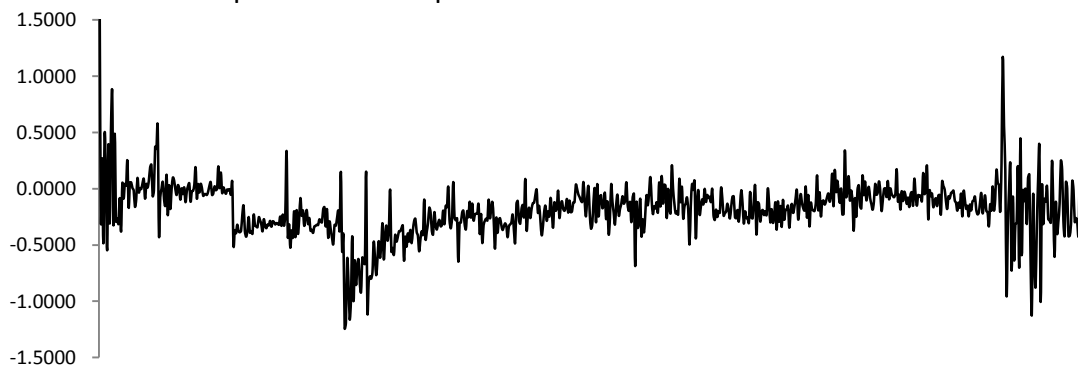
Tipo de Cambio Spot menos Forward a 1 Mes Realizado



Gráfica 4

Primeras Diferencias

Tipo de Cambio Spot menos Forward a 3 Meses Realizado



Sección 3.2. Pruebas de raíces unitarias: Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Perron Aumentada y Zivot-Andrews

A fin de evitar aplicar el método de cointegración sobre dos o más variables estacionarias, se ha realizado un análisis de raíces unitarias de las series temporales. Para ello se empleó la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF) que aparece en el Cuadro 1, en él se expone que el tipo de cambio corriente, el tipo de cambio adelantado a un mes y a tres meses son procesos no estacionarios.

Para la prueba ADF sin intercepto la no estacionariedad se valida a todos los niveles de significancia (10%, 5% y 1%) tanto para la muestra completa como para las dos submuestras (1er. Corte y 2do. Corte). Al aplicar la misma prueba pero ahora con intercepto para el total de las observaciones ésta se valida únicamente al 10% y al 5%. En lo que respecta al primer periodo de estudio se rechaza no estacionariedad para el tipo de cambio spot y el tipo de cambio forward a un mes, a los tres niveles de significancia, mientras que al realizar la prueba ahora en el tipo de cambio adelantado a tres meses se acepta la hipótesis de no estacionariedad al 10%. En la segunda submuestra encontramos que al realizar la prueba con intercepto se rechaza no estacionariedad al 10%, 5% y 1%.

Cuadro 1

Pruebas Dickey-Fuller Aumentada

	t-TEST*					
	SIN INTERCEPTO			CON INTERCEPTO		
	Completo	1er. Corte	2do. Corte	Completo	1er. Corte	2do. Corte
SPOT	1.4801	1.7493	0.4245	-3.1477	-1.9906	-1.2186
FWD1M	1.3373	1.5785	0.3301	-3.1508	-2.1490	-1.2983
FWD3M	1.1059	1.3366	0.1658	-3.2517	-2.6150	-1.4712

VALORES CRÍTICOS**

10%	5%	1%
-1.62	-1.95	-2.58
-2.57	-2.86	-3.43

FUENTE: Pruebas realizadas en WinRATS 7.

*Los valores t arrojados corresponden al rezago óptimo para la prueba ADF sin intercepto y con intercepto, donde k=4 para el SPOT, FWD1M y FWD3M.

La existencia de cambios estructurales, en ocasiones provoca que las pruebas tradicionales de raíz unitaria tengan poco poder para distinguir entre trayectorias estacionarias de aquellas que no lo son, Perron (1989). Es por ello que se ha realizado la prueba de Perron Aumentada que permite asegurarnos de que a pesar de la presencia de un cambio en el nivel o en la tendencia, las series de tiempo analizadas sean no estacionarias. Asimismo, ésta se ha complementado con la prueba desarrollada por Zivot y Andrews.

Cuadro 2

Pruebas Perron Aumentada

	t-Perron			10%	5%	1%
	Completo	1er. Corte	2do. Corte			
SPOT	-3.8776	-3.6209	-3.1976			
FWD1M	-3.9758	-3.6988	-3.2320	-4.38	-4.65	-5.28
FWD3M	-4.1807	-3.7374	-3.2817			

FUENTE: Pruebas realizadas en WinRATS 7. Procedimiento escrito por Diego M. Vásquez, Estima.⁵

En lo que se refiere a los resultados obtenidos por la prueba de Perron Aumentada, podemos apreciar que tanto para la muestra completa como para las dos submuestras, tal como se muestra en el Cuadro 2, que la hipótesis de no estacionariedad en las series de tiempo se acepta para los niveles críticos del 10%, 5% y 1%. Dado que los valores de Zivot arrojados para cada una de las series de tiempo es mayor a los valores críticos del 1% y del 5%, se valida la hipótesis de que las series de tiempo son no estacionarias con tendencia (ver Cuadro 3).

⁵ Perron, Pierre; **The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit-root Hypothesis**, *Econometrica*, Vol. 57, pp. 1361-1401, 1989.

Cuadro 3

Pruebas de Zivot- Andrews

	t-Zivot			5%	1%
	Completo	1er. Corte	2do. Corte		
SPOT	-3.7704	-3.2778	-3.1493		
FWD1M	-3.90764	-3.1618	-3.2026	-4.42	-4.93
FWD3M	-4.12268	-3.1916	-3.3287		

FUENTE: Pruebas realizadas en WinRATS 7. Procedimiento escrito por Tom Doan, Estima⁶.

Sección 3.3. Determinación del número de rezagos óptimos

Antes de realizar analíticamente el estudio de cointegración sobre las variables seleccionadas es importante elegir el número de rezagos óptimos. Bajo la presencia de mercados cambiarios eficientes deberíamos encontrar que el ajuste por sobreestimación o subestimación de los contratos adelantados debiera ser inmediato, es decir, cualquier información nueva que se genere en los mercados se ve rápidamente reflejada en los precios de los tipos de cambio; por lo que la lógica apunta a pensar que el tipo de cambio spot se ve afectado principalmente por lo que suceda en el periodo más inmediato.

Con base en los resultados arrojados por el Criterio de Schwarz encontramos que para modelar la relación entre el tipo de cambio spot y el forward a un mes del primer corte a la muestra, del 22 de Diciembre del 94 al 3 de Septiembre del 98, el rezago óptimo es de tres periodos; el Criterio de Hannan-Quinn concluye que tres atrasos son significativos. Al analizar la relación entre el tipo de cambio corriente ahora con el forward a tres meses, para el mismo lapso de tiempo, se puede concluir que el número óptimo de rezagos es de tres, tanto para el Criterio de Hannan-Quinn como para el Criterio de Schwarz.

En lo que respecta al segundo periodo de estudio, que comprende del 10 de Septiembre de 1998 al 18 de Febrero de 2010, tanto el Criterio de Schwarz como el Criterio

⁶ Zivot y Andrews; **Further evidence on the Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis**, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 10, pp. 251-270, 1992.

de Información de Hannan-Quinn determinan que el número ideal de atrasos para modelar la relación entre el tipo de cambio corriente y el tipo de cambio adelantado (para ambos vencimientos) es de dos rezagos.

En resumen, para el estudio realizado se emplearon tres rezagos para la muestra del primer periodo, debido a que en el primer corte el efecto de los choques transitorios podría tener una mayor repercusión sobre los precios futuros del tipo de cambio; mientras que por el contrario para la segunda muestra, caracterizada por una relativa estabilidad macroeconómica, se eligieron dos retrasos.

CUADRO 4

Determinación de la longitud del rezago

		Primer Corte <i>22 Dic. 94 – 03 Sep. 98</i>		Segundo Corte <i>10 Sep. 98 – 18 Feb. 10</i>	
		SC	H-Q	SC	H-Q
SPOT Y FWD 1M	K				
	5	-19.205	-19.430	-22.854	-22.953
	4	-19.244	-19.428	-22.890	-22.972
	3	-19.293	-19.436	-22.912	-22.975
	2	-19.218	-19.320	-22.947	-22.992
1	-19.087	-19.148	-22.905	-22.932	
SPOT Y FWD 3M	5	-17.329	-17.554	-21.239	-21.338
	4	-17.389	-17.573	-21.274	-21.355
	3	-17.451	-17.594	-21.305	-21.368
	2	-17.384	-17.486	-21.335	-21.381
	1	-17.213	-17.274	-21.326	-21.353

Prueba realizada en CATS 2.0 para WinRATS 7.

NOTA: SC: Criterio de Schwarz.

H-Q: Criterio de Hannan – Quinn.

Sección 3.4. Prueba de Johansen

También resulta trascendente establecer la relación de cointegración existente entre las variables, para ello se ha utilizado la prueba de Johansen que incluye las pruebas de la traza y del máximo eigenvalor. Mismas que han sido realizadas para cada uno de los periodos de análisis.

El modelo empleado para realizar dicha prueba sobre la muestra del primer periodo incluye tres rezagos y una constante no restringida, lo que implica que las series de tiempo presentan una tendencia lineal, pero ésta no se manifiesta en el vector de cointegración ya que se elimina, permitiendo que exista un intercepto diferente de cero en él. Por otra parte, para el segundo periodo analizado se utilizó un modelo con constante no restringida al vector de cointegración y dos atrasos. La ecuación general del modelo se representa a continuación:

$$\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta f_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_1^0 \\ \pi_2^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} (\alpha_1 s_{t-1} - \alpha_2 f_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \mu_{11}^i & \mu_{12}^i \\ \mu_{21}^i & \mu_{22}^i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t-i} \\ \Delta f_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Cuadro 5

Prueba de Johansen para 1er. Corte
22 Dic. 1994 – 03 Sep. 1998
 FWD 1M*

RANK	EigVal	Lambda-Max	Traza	Traza-95%	p-val
1	0.0505	9.8915	11.3912	15.4100	0.028
2	0.0078	1.4997	1.4997	3.8400	.NA

FWD 3M*

RANK	EigVal	Lambda-Max	Traza	Traza-95%	p-val
1	0.0523	10.2575	12.0254	15.4100	0.023
2	0.0092	1.7679	1.7679	3.8400	.NA

NOTA: Pruebas realizadas en WinRATS 7.

*Con constante no restringida y tres atrasos.

La prueba de la traza nos indica que para el caso del tipo de cambio spot y los contratos adelantados a un mes para el tipo de cambio la hipótesis nula ($H_0: r = 0$) se valida, ya que el valor de la traza es menor al valor crítico del cinco por ciento. Al mismo tiempo se rechaza la hipótesis alternativa donde r es al menos igual a uno ($H_1: r \geq 1$). De forma similar encontramos que, en lo que respecta al tipo de cambio corriente y el precio forward para el tipo de cambio a tres meses, la hipótesis alternativa de al menos una relación de cointegración ($r \geq 1$) no se puede validar, para la prueba de la traza.

En ocasiones, la presencia de variables deterministas puede originar dificultades en la especificación del modelo óptimo para realizar la prueba de Johansen y por ende generar resultados diversos y opuestos. Dado que el periodo de tiempo analizado es de gran turbulencia, hemos decidido aplicar la prueba de Johansen con la inclusión de una variable determinista que represente el cambio en la tendencia de las series de tiempo y de una variable dummy que señale los años correspondientes a la crisis del 94 ($CRISIS_t$)⁷. La especificación del modelo es como sigue:

$$\begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta f_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_1^0 \\ \pi_2^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ T \end{bmatrix} (\alpha_1 s_t - \alpha_2 f_t + d_t) + \sum_{i=1}^{p-1} \begin{bmatrix} \mu_{11}^i & \mu_{12}^i \\ \mu_{21}^i & \mu_{22}^i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta s_{t-i} \\ \Delta f_{t-i} \end{bmatrix} + CRISIS_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Al analizar el primer periodo considerando las modificaciones necesarias para controlar el efecto que el corto plazo tiene sobre las variables de estudio; encontramos que, para la prueba de la traza y para ambos vencimientos, se rechaza la hipótesis nula de $r = 0$. Asimismo, se valida la hipótesis alternativa donde $r \geq 1$. Por lo que podemos concluir que existe una relación de cointegración entre el tipo de cambio spot y el tipo de cambio forward

⁷ La variable dummy (CRISIS) corresponde a una matriz de dimensión $2 \times n$ señala las observaciones correspondientes a la Crisis del 94; asignando un 1 para aquellas que comprenden desde Diciembre de 1994 hasta Noviembre de 1996, y un cero para las demás. Además, la recuperación económica tras la crisis permite observar un cambio en el crecimiento de las series para el tipo de cambio spot y el tipo de cambio forward (ambos vencimientos). Para adicionar este contingente se incluyó una variable determinista de tendencia, por medio de una variable dummy restringida al vector de cointegración, donde $T = 1$ para observaciones menores a Noviembre del 96 y $T = 0$ para las mayores.

a un mes y a tres meses. Los resultados obtenidos para la prueba de Johansen con variables deterministas se incluyen en el Cuadro 6.

Cuadro 6

Prueba de Johansen para 1er. Corte

CON VARIABLES DETERMINISTAS

FWD 1M*

RANK	EigVal	Lambda-Max	Traza	Traza- 95%	p-val
1	0.074	15.273	14.893	14.598	0.044
2	0.003	0.504	0.484	3.867	0.476

FWD 3M*

RANK	EigVal	Lambda-Max	Traza	Traza-95%	p-val
1	0.076	15.489	15.110	15.412	0.047
2	0.003	0.494	0.478	3.750	0.483

NOTA: Pruebas realizadas en CATS 2.0 para WinRATS 7.

* Con constante no restringida, tres rezagos, con cambio en la tendencia del tipo de cambio spot y la variable dummy CRISIS.

Al probar el rango de cointegración entre el tipo de cambio spot y el tipo de cambio forward con vencimiento a un mes para la muestra del segundo periodo encontramos que la prueba de la traza rechaza la hipótesis nula de la no existencia de relaciones de cointegración ($r = 0$); al mismo tiempo, la hipótesis alternativa de $r \geq 1$ se valida.

Cuando se verifica la prueba de Johansen ahora para el tipo de cambio corriente y el tipo de cambio forward a tres meses, también para la misma muestra, encontramos resultados similares. Mientras se valida la existencia de una relación de cointegración se valida la hipótesis de la ausencia de relaciones de cointegración ($r = 0$).

Por lo que podemos concluir que entre el tipo de cambio corriente y los contratos forward para el tipo de cambio a un mes y a tres meses hay una relación de cointegración. Los resultados para la prueba de Johansen aplicada al segundo corte de la muestra se resumen en el Cuadro 7.

Cuadro 7

Prueba de Johansen para 2do. Corte

10 Sep. 1998 – 18 Feb. 2010

FWD 1M*

RANK	EigVal	Lambda-Max	Traza	Traza- 95%	p-val
1	0.0496	30.3351	32.2706	15.4100	0.000
2	0.0032	1.9355	1.9355	3.8400	.NA

FWD 3M*

RANK	EigVal	Lambda-Max	Traza	Traza-95%	p-val
1	0.0457	27.8567	29.9197	15.4100	0.000
2	0.0035	2.0630	2.0630	3.8400	.NA

NOTA: Pruebas realizadas en WinRATS 7.

* Con constante no restringida y dos rezagos.

Sección 3.5. Resultados: Modelo de Corrección de Errores (MCE) y Modelo de Factores

3.5.1. Primer Periodo

Para el primer periodo de estudio se empleó un modelo de corrección de errores que incluyera una constante diferente de cero no restringida al vector de cointegración, esto se debe a que dada la naturaleza de los mercados cambiarios es posible asociar a ésta con la existencia de una prima por riesgo constante en el largo plazo. El MCE que se utilizó para la representación de la muestra del primer periodo es:

$$\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta f_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_1^0 \\ \pi_2^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} (\alpha_1 s_t - \alpha_2 f_t) + \begin{bmatrix} \mu_{11}^1 & \mu_{12}^1 \\ \mu_{21}^1 & \mu_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t-1} \\ \Delta f_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{11}^2 & \mu_{12}^2 \\ \mu_{21}^2 & \mu_{22}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t-2} \\ \Delta f_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Los resultados del análisis para el tipo de cambio spot y el tipo de cambio forward para ambos vencimientos se muestran en el siguiente cuadro:

Cuadro 8

Resultados del Modelo de Corrección de Errores
Primer Periodo

22 Diciembre 1994 – 03 Septiembre 1998

	SPOT	FWD 1M	SPOT	FWD 3M
VECTOR COINTEGRANTE	-105.862	114.856	-33.156	41.999
EIGENVALUES	0.050	0.008	0.052	0.009
EIGENVECTORS (V)	-7.660	2.928	-2.399	1.247
	8.331	-2.495	3.039	-0.792
EIGENVECTORS (M)	-8.652	-29.507	3.394	13.121
	11.158	27.582	-5.432	-10.474
VECTOR COINTEGRANTE NORMALIDAZO	1	-1.085	1	-1.267

NOTA: Método de cointegración realizado en WinRATS 7, normalización efectuada en CATS 2.0 para WinRATS 7.

Para el primer corte a la muestra el vector cointegrante normalizado entre el tipo de cambio spot y el precio para el tipo de cambio adelantado a un mes es igual a (1,-1.085), cuando el predictor utilizado es el tipo de cambio forward ahora a tres meses el vector cointegrante resultante es (1,-1.267). Al contrastar la hipótesis de mercado eficiente en donde $H_0: \beta_S = 1, \beta_f = -1$, ésta se rechaza a un nivel de significancia del 5%. Los resultados para la prueba de mercado eficiente para el caso del tipo de cambio forward a tres meses nuevamente rechazan la hipótesis nula con una significancia del 5%. (Ver Cuadro 9).

Cuadro 9

Prueba de hipótesis de Mercado Eficiente

$$H_0: \beta = (1, -1)$$

SPOT y FWD 1M	SPOT y FWD 3M
$\chi^2_{(1)} = 4.171$ [0.041]	$\chi^2_{(1)} = 4.048$ [0.044]

NOTA: Prueba realizada en CATS 2.0 para WinRATS 7. Los valores de χ^2 fueron calculados con el factor de corrección de Barlett a partir del modelo original. Los valores en paréntesis corresponden al valor p.

Dado que la prueba de mercado cambiario eficiente no ha sido validada, entonces no se puede afirmar que el tipo de cambio forward represente un predictor insesgado para el precio del tipo de cambio corriente. Es por eso que esperamos que el componente permanente del tipo de cambio spot sea atribuible a una combinación lineal del tipo de cambio corriente y del tipo de cambio forward.

Al aplicar el modelo de factores ($X_t = A_1\gamma'X_t + A_2\alpha'X_t$), para obtener la descomposición de las variables en sus componentes permanentes y transitorios obtenemos lo que sigue:

Cuadro 10

Resultados del Modelo de Factores

		Primer Periodo 22 Diciembre 1994 – 03 Septiembre 1998			
		A ₁	A ₂	α	γ
SPOT	FWD1M	-0.0177	0.0588	1	-0.6829
SPOT	FWD3M	0.0149	0.0514	1	0.6234
		0.0118	0.0644	-1.2	0.7815

Bajo eficiencia el tipo de cambio adelantado, independientemente de su vencimiento, constituye un predictor insesgado para el tipo de cambio corriente y por ende el componente de largo plazo es atribuible en su totalidad al mercado cambiario forward. Por el contrario, en un mercado donde no se cumple la hipótesis de eficiencia encontraríamos que el factor común (permanente) está integrado por una combinación lineal del tipo de cambio spot y del precio del tipo de cambio forward. Como puede apreciarse en el Cuadro 11 se rechaza la hipótesis de que el factor común sea atribuible al tipo de cambio forward con vencimiento a un mes y a tres meses, respectivamente.

Cuadro 11

Prueba factor común atribuible al *FORWARD*

$$H_0: p_t = f_t$$

SPOT y FWD 1M	SPOT y FWD 3M
$\chi^2_{(1)} = 7.714$ [0.005]	$\chi^2_{(1)} = 7.946$ [0.004]

NOTA: Prueba realizada en WinRATS 7. Los valores en paréntesis corresponden al valor p. Esta prueba es realizada cuando no se valida la hipótesis de eficiencia en el mercado.

El análisis gráfico de la descomposición del largo y el corto plazo en el periodo que abarca del 22 de Diciembre de 1994 al 18 de Febrero de 2010, demuestra nuevamente que estamos ante la presencia de mercados no eficientes. La brecha que separa la trayectoria que dibuja el tipo de cambio spot y el componente permanente, es significativamente más notoria cuando se emplea como predictor al tipo de cambio a un mes, la razón se haya probablemente asociada al hecho de que al tratarse de contratos pactados con una temporalidad menor el efecto de los eventos en el corto plazo tienen un mayor impacto. Este fenómeno se relaciona con que los contratos que poseen un horizonte de tiempo mayor se ven afectados por la rigidez contractual, mientras que aquéllos cuyo vencimiento es menor incorporan en su valuación las noticias e información del mercado cambiario más reciente.

Además, contrario a lo que ocurre en un mercado eficiente, el corto plazo tiene una mayor repercusión sobre la determinación del precio spot y por lo tanto en las gráficas el componente transitorio se observa por encima del factor permanente. Al mismo tiempo, es posible apreciar como a finales del año 96 y comienzos del 97, años que usualmente se relacionan con la recuperación de la crisis del tequila, el fenómeno anterior va perdiendo significancia. Es decir, el componente de largo plazo comienza a crecer e incluso superar al componente aleatorio (ver Gráficas 5 y 6).

Gráfica 5

Descomposición P-T del Tipo de Cambio

PRIMER PERIODO
22 Diciembre 1994 - 03 Septiembre 1998

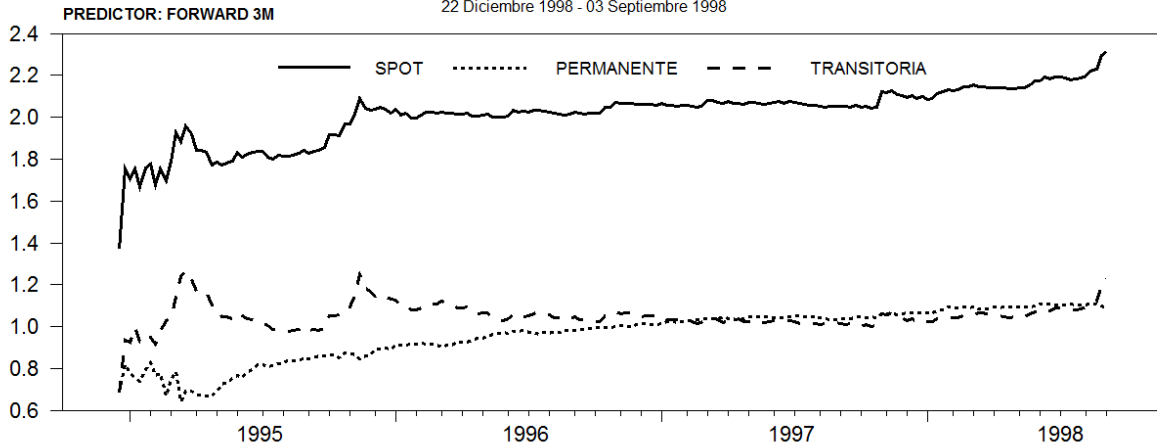


FUENTE: WinRATS 7 con datos de Banxico,DataStream y Federal Reserve.

Gráfica 6

Descomposición P-T del Tipo de Cambio

PRIMER PERIODO
22 Diciembre 1998 - 03 Septiembre 1998



FUENTE: WinRATS 7 con datos de Banxico,DataStream y Federal Reserve.

Al analizar el periodo que corresponde a la primera muestra encontramos que las variables presentan un comportamiento atípico. Por una parte, el precio del tipo de cambio corriente y el tipo de cambio forward para ambos vencimientos se ven afectados considerablemente por la sacudida de las continuas devaluaciones de la crisis del 94.

Además, el lapso de tiempo analizado se caracteriza por numerosos eventos políticos que complican la estabilidad del país. El desequilibrio político genera incertidumbre sobre el compromiso del gobierno en materia de política cambiaria e incrementa la variación en las expectativas futuras de los precios del tipo de cambio. Debido a esto, los inversionistas exigen un rédito mayor por tomar posiciones en el mercado forward y por ende, se incrementa la prima de riesgo. Lo anterior compromete el cumplimiento de la teoría de las expectativas y la predictibilidad del forward⁸.

La crisis de la deuda, asesinatos políticos, el auge del movimiento zapatista y las masacres de Aguas Blancas y Acteal, fueron los eventos más destacables que contribuyeron a la inestabilidad política y económica del periodo.

El impacto en el mercado cambiario de la crisis de la deuda es innegable; el final del sexenio salinista se caracterizó por un creciente déficit de cuenta corriente, un nivel sumamente bajo en las Reservas Internacionales y una negativa tajante a la devaluación del tipo de cambio, que se mantenía artificialmente dentro de los límites de una obsoleta banda de flotación. El agotamiento de un sistema fuera del equilibrio se manifestaría rápidamente, los primeros días del gobierno de Zedillo se definieron por la marcada devaluación del peso frente al dólar y una masiva fuga de capitales.

Precediendo al fuerte descalabro económico de finales del 94 se encuentran el levantamiento armado del ejército zapatista como protesta al Tratado de Libre Comercio, el asesinato del candidato a la presidencia Luis Donaldo Colosio y del ex secretario general del PRI, Francisco Ruíz Massieu; que sin duda alguna contribuyeron a mermar la confianza de los inversionistas no sólo nacionales sino también internacionales en la emergente economía mexicana. Aunque los acontecimientos anteriores se ubican antes del periodo de estudio son relevantes ya que la inestabilidad social y política eventualmente se convierte en inestabilidad económica.

⁸ Bernhard y Leblang; **Democratic Processes and Financial Markets – Pricing Politics**, Cambridge University Press, pp. 45, 2006.

El 2 de enero de 1998 el ambiente político nacional se ve oscurecido nuevamente con la renuncia del Secretario de Gobernación, Emilio Chuayffet, ya que es considerado responsable por la opinión pública de la Matanza de Acteal ocurrida el 22 de diciembre del año anterior; lo que genera una percepción de un Estado deshonesto y corrupto, provocando desconfianza en los agentes que se manifiesta en una elevada volatilidad en las expectativas sobre las principales variables macroeconómicas.

Los acontecimientos antes citados se tradujeron, como ya se mencionó anteriormente, en el no cumplimiento de la teoría de las expectativas en el mercado cambiario. Existe un elemento crucial que sirve como hilo conector entre este mercado y los eventos anteriores, la desconfianza de los agentes en el Banco Central. Un manejo deficiente y poco transparente de política monetaria y cambiaria junto con fuertes inflaciones, herencia de la década de los ochentas, mermaron la confianza de los agentes. Muy probablemente, la falta de autonomía de la institución comprometía su función primordial de contener el poder adquisitivo de los precios.

Por lo tanto, la falta de eficiencia en el mercado de cambios los cuatro años que siguieron a la crisis del 94 son fácilmente asociados a una serie de factores económicos y políticos que con el común denominador de una imagen desgastada que el Banco Central había proyectado en épocas anteriores, redireccionaron las expectativas de los agentes económicos y promovieron la existencia de un premio por riesgo que compensase a los inversionistas.

En resumen, nos enfrentamos ante un periodo de estudio de gran inestabilidad no sólo económica sino también política y social. Es por ello que éste se asocia naturalmente a una gran volatilidad en las series de tiempo analizadas y a la presencia de mercados no eficientes. La incertidumbre provocada por los eventos anteriormente descritos se manifiesta a través de grandes diferenciales entre el tipo de cambio al momento y el tipo de cambio forward, y puede atribuirse a la existencia de elevadas primas de riesgo ($\widehat{\beta}_{rp} \neq 0$).

Dicho fenómeno se relaciona con el problema del peso (*peso problem*), este ocurre cuando ante la posibilidad de que eventos desfavorables sucedan las expectativas de los inversionistas se ven afectadas e impulsan a que los retornos aumenten en el futuro. Sin duda, este hecho está enfatizando la posibilidad de que el aumento en el premio por riesgo registrado en este lapso de tiempo haya sido no sólo provocado por la devaluación per se que trajo consigo la crisis de la deuda, sino por la creencia (por parte de los inversionistas) de que existirían constantes y marcadas devaluaciones del peso. Asimismo, el incremento en la incertidumbre del periodo en cuestión forzó a incrementar lógicamente la prima correspondiente a estos instrumentos con el fin de compensar al inversionista por el riesgo tomado.

Grandes movimientos en la esperanza que los agentes económicos tienen sobre el tipo de cambio, identificada con la irracionalidad, provoca que las expectativas que éstos tienen sobre el tipo de cambio sean diferentes a la esperanza del propio mercado ($\widehat{\beta}_{l.e.} \neq 0$). Por lo que el incumplimiento de la hipótesis de mercado eficiente y el error de predicción del tipo de cambio forward es aplicable a la existencia de una prima por riesgo y a la irracionalidad de los agentes.

3.5.2. Segundo Periodo

Para modelar la relación entre el tipo de cambio spot y forward, con ambos vencimientos, para el segundo periodo de corte (Septiembre 98 a Febrero 2010) el modelo de corrección de errores aplicado fue:

$$\begin{bmatrix} \Delta s_t \\ \Delta f_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \pi_1^0 \\ \pi_2^0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} (\alpha_1 s_t - \alpha_2 f_t) + \begin{bmatrix} \mu_{11}^1 & \mu_{12}^1 \\ \mu_{21}^1 & \mu_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta s_{t-1} \\ \Delta f_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Los resultados que se obtuvieron de la aplicación del MCE a las series de tiempo se muestran en el Cuadro 12:

Cuadro 12

Resultados del Modelo de Corrección de Errores *Segundo Periodo*

10 Septiembre 1998 – 18 Febrero 2010

	SPOT	FWD 1M	SPOT	FWD 3M
VECTOR COINTEGRANTE	-205.019	207.955	-74.324	77.118
EIGENVALUES	0.050	0.003	0.046	0.003
EIGENVECTORS (V)	-8.398	0.085	-3.047	0.050
	8.518	0.290	3.162	0.337
EIGENVECTORS (M)	-50.723	26.501	-21.821	14.837
	50.852	-23.343	22.232	-11.712
VECTOR COINTEGRANTE NORMALIDAZO	1	-1.014	1	-1.037

NOTA: Método de cointegración realizado en WinRATS 7, normalización efectuada en CATS 2.0 para WinRATS 7.

En lo que respecta al modelo de factores los resultados se desglosan a continuación en el Cuadro 13:

Cuadro 13

Resultados del Modelo de Factores

Segundo Periodo				
10 Septiembre 1998 – 18 Febrero 2010				
	A₁	A₂	α	γ
SPOT	0.0117	0.0322	1	0.6610
FWD1M	0.0116	0.0365	-1.014	0.7504
SPOT	0.0116	0.0428	1	0.6196
FWD3M	0.0111	0.0542	-1.037	0.7849

Para el segundo periodo de estudio los resultados de eficiencia en el mercado de tipo de cambio que se obtuvieron señalan la validez de la teoría de las expectativas con una confianza del 10%, del 5% y del 1%, tanto para el estudio realizado con el tipo de cambio forward a un mes, como para el que se hizo con el tipo de cambio adelantado a tres meses. Dado que la prueba de mercado cambiario competitivo ha sido validada, entonces podemos asegurar que el tipo de cambio forward es un predictor insesgado para el tipo de cambio

corriente en el largo plazo y que cualquier desviación o error en la predicción se debe netamente al efecto del componente de corto plazo.

Cuadro 14

Prueba de hipótesis de Mercado Eficiente

$$H_0: \beta = (1, -1)$$

SPOT y FWD 1M	SPOT y FWD 3M
$\chi^2_{(1)} = 1.899$ [0.168]	$\chi^2_{(1)} = 1.584$ [0.208]

NOTA: Prueba realizada en CATS 2.0 para WinRATS 7. Los valores de χ^2 fueron calculados con el factor de corrección de Barlett a partir del modelo original. Los valores en paréntesis corresponden al valor p.

A grosso modo, el intervalo de tiempo analizado es de relativa tranquilidad macroeconómica tanto internacional como internamente; únicamente existen dos importantes choques que impactan al mercado cambiario, pero que no comprometen la existencia de un mercado cambiario competitivo.

El primero se observa en los últimos años de los noventa y el segundo a finales del año 2008. Al hacer una revisión del panorama económico y político es posible localizar ciertos eventos que alimentaron la incertidumbre y la variación en las expectativas de los agentes, y por ende comprometieron la predictibilidad del tipo de cambio forward.

El final de la década de los noventa representó para México el preámbulo para la transición hacia la consolidación de la democracia, un periodo de cambio político potencial y próximo a las elecciones presidenciales del 2000; diversos autores apuntan a que los procesos políticos y democráticos impactan directamente al tipo de cambio, especialmente afectando la relación entre el precio spot y el forward de los tipos de cambio (MacDonald y Taylor, Christodoulakis y Kalyvitis)⁹.

⁹ Bernhard y Leblang; **Democratic Processes and Financial Markets – Pricing Politics**, Cambridge University Press, pp. 45, 2006.

Este fenómeno nace del hecho de que el tipo de cambio corriente incluye información sobre los posibles resultados electorales así como las prioridades de política económica de cada uno de los candidatos, como consecuencia directa surge la incertidumbre y ello causa la existencia de una prima de riesgo que compense a los participantes del mercado forward. Entonces en los periodos cercanos a las campañas electorales, las negociaciones pos-electorales y las disoluciones de los congresos empujan a la existencia de un premio por riesgo mayor que en periodos de estabilidad política, y es posible explicar el choque que sufre el mercado cambiario mexicano en estas fechas.

El sistema financiero mexicano es un sector en constante evolución, tras la experiencia de la crisis del 94 las autoridades financieras apostaron por un sistema de protección al ahorro bancario y de apertura a la participación de la banca exterior. Para dirigir el nuevo rumbo de la banca en México se expedían la Ley de Protección al Ahorro Bancario y la Ley de Protección y Defensa a los Usuarios de Servicios Financieros; además se reformaban, derogaban y adicionaban disposiciones de la Ley de Instituciones de Crédito, de la Ley del Banco de México, del Mercado de Valores y para Regular Agrupaciones Financieras. Con esto se sentaron las bases para la organización y el funcionamiento del Instituto para la Protección al Ahorro Bancario (IPAB) y la entrada de un sistema financiero más eficiente y competitivo.

La innovación ha marcado la pauta para una continua modernización del sistema bancario y financiero del país, con ello han aparecido numerosos productos y servicios, es así como surgen los productos derivados. Éstos se introdujeron por medio del MexDer y de Asigna el 15 de diciembre de 1998.

Además, el Banco de México a partir de 1999 adopta el régimen de metas de inflación, la dirección de la política monetaria consiste ahora en mantener los niveles del Índice de Precios al Consumidor (IPC). Con ello se pretende crear y sostener la estabilidad de precios ayudando así a mantener las expectativas de los agentes, evitando los cambios violentos en los precios. Junto con este régimen Banxico se decanta por un régimen

cambiario de libre flotación, independencia institucional y transparencia en el manejo de su política monetaria y cambiaria.

Aunado a la modernización, especialización e internacionalización de la banca, el correcto manejo de política monetaria y el control sobre la inflación, el aumento en la confianza de los agentes hacia el Banco Central, junto con una política económica de disciplina fiscal y contención de la deuda externa, se logró un tipo de cambio peso dólar estable en los primeros ocho años del milenio.

El segundo shock al mercado cambiario al que hacíamos referencia anteriormente, coincide con la crisis financiera mundial, originada en 2008 en los Estados Unidos. Ésta se convirtió, sin duda alguna, en un evento con notables repercusiones para la economía mexicana. La fuerte dependencia con el comercio exterior americano y el cambio en los patrones de consumo en el sector electrónico, el de bienes de consumo, el de electrodomésticos y el automotriz, contrajeron la demanda de los principales bienes exportables de México a Estados Unidos, reduciendo en 80%¹⁰ los ingresos provenientes de las exportaciones no petroleras mexicanas. La desaceleración de la economía vecina alentó, además, una caída significativa en las entradas por remesas hacia nuestro país. Si a esto se le suma el desplome en el precio del petróleo acompañado por una baja producción del crudo y un mal manejo fiscal por parte de los gobiernos estatales, es posible explicar las continuas depreciaciones del peso frente al dólar ocurridas en este año.

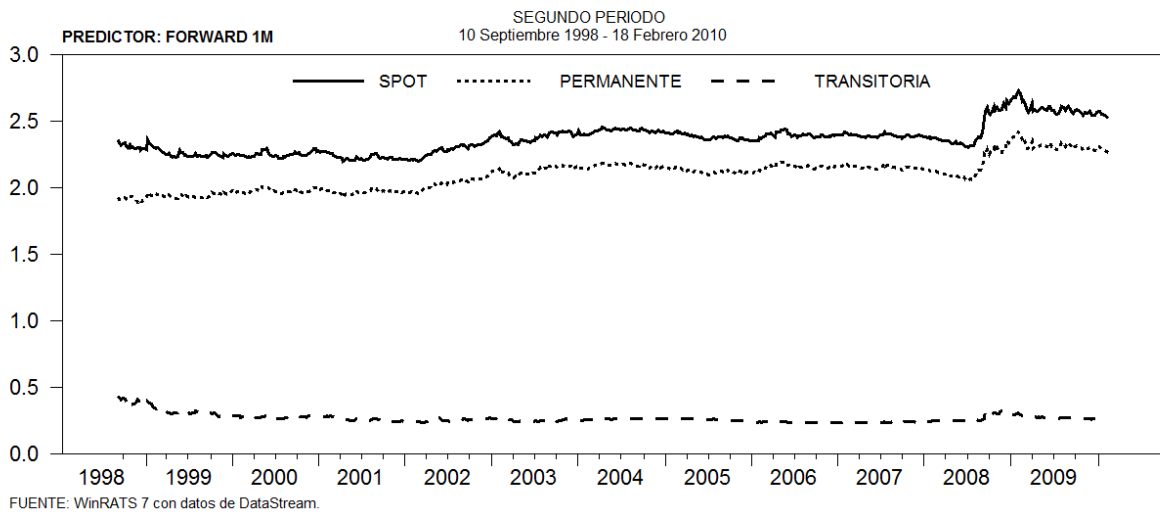
A pesar de estos choques transitorios que golpearon al mercado cambiario no fue necesario incluir en el MCE variables endógenas que capturaran los efectos de los mismos sobre las variables, por lo que fue posible probar la existencia de un mercado eficiente y competitivo para el tipo de cambio y así asegurar que el forward representa un predictor insesgado para el tipo de cambio corriente.

¹⁰ Información del Instituto Mexicano para la Competitividad, IMCO.

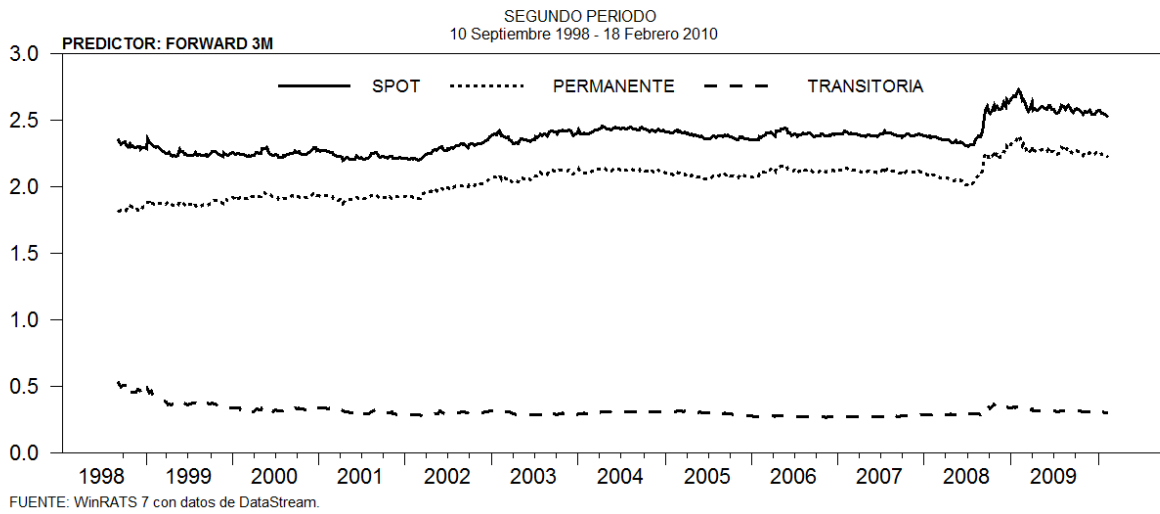
Las gráficas resultantes de la descomposición de los componentes transitorios y permanentes para el tipo de cambio spot, muestran que el componente permanente corre cercana a la trayectoria de la serie de tiempo del tipo de cambio spot, y ésta corresponde al forward a un mes y al forward a tres meses, respectivamente. Mientras que el elemento transitorio traza las diferencias que separan al largo plazo del valor realizado de la variable en cuestión, como es de esperarse en mercados que se comportan competitivamente. También es posible apreciar las perturbaciones que los dos choques mencionados anteriormente causan sobre el componente transitorio, haciéndose más evidente en la descomposición que considera como predictor al tipo de cambio forward a tres meses.

Sin duda la estabilidad económica, política y social provoca que los agentes se comporten de forma racional, y por ende se cumpla la hipótesis de las expectativas. Por lo que en este periodo el tipo de cambio forward con vencimiento a un mes y con vencimiento a tres meses constituyen un predictor insesgado para el precio del tipo de cambio corriente.

Gráfica 7
Descomposición P-T del Tipo de Cambio



Gráfica 8
Descomposición P-T del Tipo de Cambio



Conclusiones

La premisa fundamental que dirige el análisis de esta tesis consiste en demostrar que la diferencia que separa al tipo de cambio spot futuro y al precio del tipo de cambio adelantado, para distintos vencimientos, se debe principalmente a los efectos que el corto plazo genera en los mercados cambiarios.

La presencia de primas ligadas a la liquidez, al vencimiento y al riesgo, la falta de alineación entre las expectativas privadas y las del propio mercado, la irracionalidad de los agentes, el nivel de confianza que proyecta la institución a cargo de la conducción de la política monetaria y cambiaria, los eventos políticos y los descalabros económicos domésticos y/o internacionales, son algunos de los numerosos factores que pueden comprometer la eficiencia y competitividad de los mercados cambiarios, y por ende impulsar el diferencial observado entre el tipo de cambio corriente futuro y el tipo de cambio adelantado.

Los mercados eficientes muestran el hecho de que los precios cotizados en dichos mercados contienen “las consecuencias de los acontecimientos pasados y refleja precisamente las expectativas expresadas sobre los acontecimientos futuros”¹¹; en el caso del mercado para el tipo de cambio peso–dólar encontramos que al contrastar la hipótesis del cumplimiento de la teoría de las expectativas, ésta se valida para el periodo de estabilidad macroeconómica. Por otra parte el primer periodo analizado, caracterizado por continuas devaluaciones del peso frente al dólar como consecuencia directa de la crisis del 94, la falta de confianza del agente económico hacia el Banco Central, junto con un tumultuoso entorno político, provocan una gran cantidad de efectos de corto plazo que invalidan la teoría de las expectativas.

¹¹Definición de mercado eficiente tomada de Jacquillat y Solnik (1975).

El poder predictor que el tipo de cambio adelantado tiene sobre el precio corriente futuro del tipo de cambio se ve comprometido en momentos del tiempo que presentan turbulencia económica, política y social; por otra parte, en periodos de relativa tranquilidad macroeconómica es posible constatar la capacidad predictiva del tipo de cambio forward.

Ciertamente, la descomposición de las variables de estudio en dos componentes, uno transitorio y otro permanente, permitió obtener resultados satisfactorios. Por una parte se observa que el no cumplimiento de eficiencia impulsa a que el componente de largo plazo del tipo de cambio corriente se integre por una combinación lineal del instrumento empleado como predictor (en este caso el forward con distintos vencimientos) y el propio precio del tipo de cambio al momento.

Del estudio realizado pueden desprenderse entonces dos conclusiones principales. La primera es que el mercado de cambios mexicano es eficiente ante periodos de tranquilidad económica, política y social; y la segunda, consecuencia directa de la primera, es que el tipo de cambio forward constituye un predictor insesgado del tipo de cambio corriente futuro cuando los efectos del corto plazo han sido eliminados.

Bibliografía

1. Backus, Gregory y Telmer; **Accounting for Forward Rates in Markets for Foreign Currency**, Journal of Finance, Vol. 48, pp. 1887-1908, 1993.
2. Baillie, Richard T.; **Test of Rational Expectations and Market Efficiency**, Econometric Reviews, Vol. 8, pp. 151-186, 1989.
3. Bazdresh, S. y A. Werner; **El comportamiento del tipo de cambio en México y el Régimen de libre flotación: 1996-2001**, Documento de Investigación del Banco de México, N° 2002-09, 2002.
4. Bekaert, G. y R.J. Hodrick; **On Biases in the Measurement of Foreign Exchange Risk Premiums**, Journal of International Money and Finance, Vol. 12, pp. 115-138, 1993.
5. Bekaert, Geert; **The time Variation of Risk and Return in Foreign Exchange Markets: A General Equilibrium Perspective**, National Bureau of Economic Research, N° 4818, 1994.
6. Bekaert, Geert; **The Time-variation of Expected Returns and Volatility in Foreign Exchange Markets**, Stanford Graduate School of Business, Forthcoming in Journal of Business and Economics Statics, 1992.
7. Benavides, Guillermo y Capistrán, Carlos; **Forecasting Exchange Rate Volatility: The Superior Performance of Conditional Combinations of Time Series and Option Implied Forecast**, Documento de trabajo del Banco de México. N° 2009-01, 2009.
8. Bernhard y Leblang; **Democratic Processes and Financial Markets – Pricing Politics**, pp. 17-48, Cambridge University Press, 2006.
9. Bierens, Herman J.; **Cointegration Analysis**, Pennsylvania State University, 2010.
10. Byers, J.D. y D.A Peel; **Some Evidence of Efficiency of the sterling-dollar and sterling-franc Forward Exchange Rates in the Interwar Period**, Economics Letters, Vol. 35, pp. 317-322, 1991.
11. Canova, F. y T. Itto; **The time-series Properties of the Risk Premium in the yen/dollar Exchange Market**, Journal of Applied Econometrics, Vol. 6, pp. 125-142, 1991.
12. Canova, Fabio; **An Empirical Analysis of ex ante Profits from Forward Speculation in Foreign Exchange Markets**, Review of Economics and Statistics, Vol. 73, pp. 489-496, 1991.
13. Capistrán, C. y G. López-Moctezuma; **Las expectativas macroeconómicas de los especialistas: una evaluación de pronósticos de corto plazo en México**, Documento de trabajo del Banco de México, N° 2008-11, 2008.
14. Capistrán, C. y M. Ramos-Francia; **¿Afecta el esquema de objetivos de inflación la dispersión de las expectativas de inflación?**, Documento de trabajo del Banco de México. N° 2007-11, 2007.
15. Carstens, A. y A. Werner; **Mexico's Monetary Policy Framework Under a Floating Exchange Rate Regime**, Documento de Investigación del Banco de México, N° 9905, 2000.

16. Castellanos, S. y E. Camero; **¿Qué información sobre las tasas de interés spot futuras contiene la estructura temporal de tasas de interés en México?** Documento de Investigación del Banco de México. N° 2002-3, 2002.
17. **CATS in RATS**, version 2, by J.G. Dennis, H. Hansen, S. Johansen and K. Juselius, Estima 2005.
18. Cheung, Yin-Wong; **Exchange Rate Risk Premiums**, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, pp. 182-194, 1993.
19. Choi y Wohar; **The Expectations Theory of Interest Rates: Cointegration and Factor Decomposition**, *International Journal of Forecasting*, pp. 253- 262, 1995.
20. Cornell, Bradford; **The Impact of Data Errors on Measurement of the Foreign Exchange Risk Premium**, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 8, pp. 147-157, 1989.
21. Crockett, Duisenberg y et al.; **Estabilización y Política Monetaria: la Experiencia Internacional**, Documento de trabajo del Banco de México, 75 Aniversario, 2000.
22. Cuadra, Gabriel; **Hechos estilizados del ciclo económico en México**, Documento de trabajo del Banco de México, N° 2008-14, 2008.
23. Engel, C. y C.W.J. Granger; **Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing**, *Econometrica*, Vol. 55, N° 2, pp. 251-276, 1987.
24. Engel, Charles; **The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence**, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3, pp. 123-192, 1996.
25. Evans y Lewis; **Peso Problems and Heterogeneous Trading: Evidence from Excess Returns in Foreign Exchange and Euromarkets**, National Bureau of Economics Research, N° 4003, 1992.
26. Evans, M.D. y K. Lewis; **Trends in Expected Returns in Currency and Bond Markets**, National Bureau of Economic Research, N° 4116, 1992.
27. Fama, E. y K.R. French; **Value versus Growth: the International Evidence**, *Journal of Finance*, Vol. 53, pp. 1975-1979, 1998.
28. Fama, Eugene; **Forward and Spot Exchange Rates**, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, pp. 319-338, 1989.
29. Fama, **Forward y Spot Exchange rates**, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 14, Issue 3, pp. 319-338, 1984.
30. Flood, R.P. y A.K. Rose; **Fixes: Of the Forward Discount Puzzle**, National Bureau of Economic Research, N° 4928, 1994.
31. Froot, K. A. y Frankel, J.A.; **Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium?**, *Quarterly Journal of Economics*, N° 104, pp. 139-161, 1989.
32. Galindo y Perrotini; **El mercado de futuros del tipo de cambio en México: 1978-1985**, *Comercio Exterior*, pp. 49-53, 1996.

33. Galindo, L.M. y V. Salcines; **La eficiencia del mercado cambiario entre el euro, el peso mexicano y el dólar: un análisis de cointegración con restricciones**, Análisis Económico, Universidad Autónoma Metropolitana, Vol. XIX, N° 41, pp. 277-291, 2004.
34. Garduño, S.; **Evidencia empírica de la eficiencia del mercado de tipos de cambio por adelantado en México**, EEco, Vol. 11, 2, pp. 181-208, 1996.
35. Gaytán, A. y J. R. González; **Structural Changes in the Transmission Mechanism of Monetary Policy in Mexico: a Non-linear VAR Approach**, Documento de trabajo del Banco de México. N° 2006-06, 2006.
36. Gonzalo y Granger; **Estimation of Common long-memory Components in Cointegrated System**, Journal of Business and Economic Statics, Vol. 13, N° 1, 1995.
37. Granados, E. et. al.; **México ante la crisis que cambió el mundo, Competitividad Internacional 2009**, Instituto Mexicano para la competitividad, México, pp.245-247, 2009.
38. Hai, Nelson and Wu; **Understanding Spot and Forward Exchange Rate Regressions**, Journal of Applied Econometrics, Vol. 12, N° 6, pp. 715-734, 1997.
39. Hakkio, C.S. y M. Rush; **Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets**, Journal of International Money and Finance, Vol. 8, pp. 17-88, 1989.
40. Harbo, Johansen, et al.; **Asymptotic Inference on Cointegration Rank in Partial Systems**, Journal of Business and Economic Statistics, Vol. 16, N° 4, pp. 388-399, 1998.
41. Ibarán, P. y A. Troncoso; **Causalidad entre el índice bursátil y el tipo de cambio en México**, Gaceta de Economía, año 4, N° 7, pp. 1995-212, 1998.
42. Jacquillat, B. and B. Solnik; **Multinationals are Poor Tools for Diversification**, Journal of Portfolio Management, 1978.
43. Johansen, Mosconi y Nielsen; **Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend**, Econometrics Journal, Vol. 3, pp. 216-249, 2000.
44. Krasher, W.S.; **The Peso Problem in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets**, Journal of Monetary Economics, Vol. 6, pp. 269-276, 1980.
45. Lang, Serge; **Álgebra Lineal**, Fondo Educativo Interamericano, S.A., México, pp.246-252, 1976.
46. Liu, P. y S. Maddala; **Rationality of Survey Data and Test for Market Efficiency in the Foreign Exchange Markets**, Journal of International Money and Finance, Vol. 11, pp. 366-381, 1992.
47. Lorenzo, Carmen; **Eficiencia y Cointegración: Una aplicación al mercado de cambios peseta-dólar**, Universidad de la Rioja, Anales de estudios económicos y empresariales, N° 10, pp. 215- 244, 1995.
48. MacDonald, R. y M.P. Taylor; **Risk, Efficiency and Speculation in the 1920's Foreign Exchange Market: an Overlapping Data Analysis**, Weltwirtschaftliches Arch. V. 127, pp. 500-523, 1991.

49. MacDonald, R. y M.P. Taylor; **The Term Structure of Forward Foreign Exchange Premia: The Inter-war Experience**, The Manchester School of Economics and Social Studies, Vol. 58, pp. 54-65, 1990.
50. Mark, Wu y Hai; **Understanding Spot and Forward Exchange Rate Regressions**, Ohio State University, 1993.
51. Mayfield, E.S. y R.G. Murphy; **Interest Rate Parity and the Exchange Risk Premium: Evidence from Panel Data**, Economics Letters, Vol. 40, pp. 319-324, 1994.
52. McCallum, Bennet T.; **A Reconsideration of Uncovered Interest Parity Relationship**, Journal of Monetary Economics, Vol. 33, pp. 105-132, 1994.
53. Turrent, Eduardo; **Historia Sintética de la Banca en México**, Banco de México, 2007.
54. Turrent, Eduardo; **México: La Política Cambiaria y sus Opciones. Visión Histórica**, Banco de México, 2007.
55. Varonesi; **The Peso Problem Hypothesis and Stock Market Returns**, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 28, Issue 4, pp. 707-725, 2004.
56. **RATS** version 7, by Tom Doan, Estima 2007.